



HAL
open science

Formation et dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX siècle. Une évaluation empirique du pouvoir explicatif de la théorie du choix rationnel

Jean-François Mignot

► **To cite this version:**

Jean-François Mignot. Formation et dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX siècle. Une évaluation empirique du pouvoir explicatif de la théorie du choix rationnel. Sociologie. Institut d'Etudes Politiques de Paris, 2009. Français. NNT : 2009IEPP0032 . tel-01326703

HAL Id: tel-01326703

<https://shs.hal.science/tel-01326703>

Submitted on 5 Jun 2016

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Institut d'Études Politiques de Paris
ECOLE DOCTORALE DE SCIENCES PO
Programme doctoral en Sociologie
Observatoire Sociologique du Changement

Doctorat de sociologie

**Formation et dissolution des couples en France
dans la seconde moitié du XX^e siècle.**
*Une évaluation empirique du pouvoir explicatif
de la théorie du choix rationnel*

Jean-François Mignot

Thèse dirigée par Louis-André Vallet, Directeur de recherche CNRS

Soutenue le 24 novembre 2009

Jury :

M. Alain Chenu, Professeur des universités, Institut d'Études Politiques de Paris

Mme Olivia Ekert-Jaffé, Directeur de recherche, Institut National d'Études Démographiques, Paris

M. François Héran, Directeur de l'Institut National d'Études Démographiques, Paris (rapporteur)

M. Wout Ultee, Professeur de sociologie, Université de Nimègue, Pays-Bas (rapporteur)

M. Louis-André Vallet, Directeur de recherche, Centre National de la Recherche Scientifique, UMR 2773 CNRS et CREST-INSEE, Malakoff

Remerciements

Je tiens à exprimer ma gratitude à Louis-André Vallet, mon directeur de thèse, pour les conseils inestimables qu'il m'a donnés tout au long de la thèse ainsi que pour la minutie de sa relecture et, plus généralement, pour m'avoir donné un exemple vivant de rigueur et d'honnêteté intellectuelle.

Je tiens aussi à remercier l'Observatoire sociologique du changement (Sciences Po / CNRS) et son directeur, Alain Chenu, d'avoir accepté de financer cette thèse dans le cadre d'une allocation de recherche doctorale, ainsi que le Laboratoire de sociologie quantitative (CREST / INSEE) et ses directeurs, Yannick Lemel puis Michel Gollac, de m'avoir fourni un environnement de travail idéal et de m'avoir permis de participer à des colloques internationaux. Cette thèse a aussi bénéficié de l'aide de Melinda Mills (Université de Groningue) pour la constitution des fichiers personne-période nécessaires à l'estimation de modèles de durée, de la relecture de Philippe Coulangeon (mon tuteur au LSQ) et, tant à l'OSC qu'au LSQ, de discussions formelles ou amicales avec d'autres doctorants, notamment Fanny Bugeja, Anne-Sophie Cousteaux, Marie-Paule Couto, Céline Goffette, Claire Letroublon, Alexandra Louvet, Jules Naudet, Ugo Palheta, Ivo Petev, Camille Peugny et Mirna Safi. Je tiens aussi à remercier très chaleureusement Danielle Herlido, pour son aide bienveillante et si précieuse.

Que soient aussi remerciés Daniel Sabbagh, dont le cours sur la discrimination positive m'a (re)donné le goût des sciences sociales et m'a permis de découvrir la théorie du choix rationnel, ainsi que François Héran, dont le cours sur le choix du conjoint m'a donné l'envie d'étudier les comportements familiaux.

Je remercie enfin ma famille et mes amis – notamment la « bande de jeunes » et particulièrement Xavier – pour leurs remarques judicieuses et leurs encouragements. Sans eux, jamais ce travail de thèse ne m'aurait tant plu.

Qu'ils trouvent ici l'expression de ma sincère gratitude.

Table des matières

| | |
|--------------------------|-----------|
| Introduction..... | 15 |
|--------------------------|-----------|

1. L'analyse des comportements sociodémographiques au prisme de la théorie du choix rationnel.....19

| | |
|---|-----------|
| 1.1. Qu'est-ce qu'une bonne explication en sciences sociales ? | 20 |
| 1.1.1. Une explication par les mécanismes causaux... .. | 20 |
| 1.1.2. ... plutôt qu'une explication normative de l'action | 23 |
| 1.2. Qu'est-ce que la théorie du choix rationnel ? | 27 |
| 1.2.1. La structure des explications de la théorie du choix rationnel | 27 |
| 1.2.2. Les objections à l'utilisation de la théorie du choix rationnel..... | 31 |
| 1.2.3. L'utilité de la théorie du choix rationnel..... | 42 |
| 1.2.4. Les possibles échecs de la théorie du choix rationnel | 44 |
| 1.3. L'apport de la théorie du choix rationnel à l'analyse des comportements sociodémographiques | 46 |
| 1.3.1. A quoi bon se mettre en couple ? Les gains de la mise en couple | 51 |
| 1.3.1.1. Les gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux | 53 |
| 1.3.1.2. Les gains de l'union issus de la division sexuelle du travail entre conjoints | 56 |
| 1.3.1.2.1. La spécialisation selon les avantages comparatifs dans les productions marchande et domestique | 56 |
| 1.3.1.2.2. Les rendements croissants dans les productions marchande et domestique | 64 |
| 1.3.1.3. Les gains de l'union issus de l'assurance mutuelle..... | 69 |
| 1.3.1.4. Les gains de l'union issus de l'extension de l'éventail des biens consommables.. .. | 72 |
| 1.3.1.5. Les gains de l'union et le choix du conjoint..... | 77 |
| 1.3.1.6. Les gains de l'union et le calendrier de la mise en couple | 79 |
| 1.3.2. A quoi bon se marier ? Les gains du mariage | 88 |
| 1.3.2.1. Les gains du mariage issus de l'investissement dans les compétences spécifiques à l'union | 96 |
| 1.3.2.2. Les gains du mariage issus de l'investissement dans les enfants..... | 99 |
| 1.3.2.3. Les gains du mariage spécifiques aux femmes | 105 |
| 1.3.2.4. Les gains de la cohabitation | 116 |

2. La formation des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle : intensité, calendrier et choix du conjoint.....122

| | |
|--|------------|
| 2.1. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité : observations sur données agrégées | 123 |
| 2.1.1. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité en France | 125 |
| 2.1.1.1. Au fil des générations..... | 125 |
| 2.1.1.2. Au fil des périodes..... | 144 |

| | | |
|-------------|---|------------|
| 2.1.2. | La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité dans les autres pays occidentaux..... | 148 |
| 2.1.2.1. | Au fil des générations..... | 148 |
| 2.1.2.2. | Au fil des périodes..... | 149 |
| 2.1.3. | La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité : une évaluation empirique de quelques mécanismes explicatifs sur données agrégées..... | 154 |
| 2.1.3.1. | Le modèle des gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux | 155 |
| 2.1.3.2. | Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs | 156 |
| 2.1.3.3. | Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des rendements croissants | 159 |
| 2.1.3.4. | Le modèle de calendrier de la mise en couple | 161 |
| 2.1.3.5. | Le modèle de la pilule | 165 |
| 2.1.3.6. | Bilan des observations sur données agrégées..... | 190 |
| 2.2. | La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité en France depuis la génération 1947 : tests empiriques sur données individuelles..... | 198 |
| 2.2.1. | La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité, et l'essor de la cohabitation dans les pays occidentaux : revue de la littérature empirique internationale..... | 198 |
| 2.2.1.1. | Le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes | 199 |
| 2.2.1.2. | Le modèle de la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes | 201 |
| 2.2.1.3. | Le modèle de la pilule | 207 |
| 2.2.2. | La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité en France depuis la génération 1947 : modèles de régression sur données individuelles françaises | 209 |
| 2.2.2.1. | Les données de l'enquête <i>Étude de l'Histoire Familiale</i> 1999 | 210 |
| 2.2.2.2. | Absence définitive de mise en couple et célibat définitif : analyses de régression | 219 |
| 2.2.2.3. | Âge à la première mise en couple et au premier mariage : analyses de régression | 230 |
| 2.2.3. | La baisse de la primo-nuptialité et l'essor de la cohabitation en France depuis la génération 1947 : modèles de durée sur données individuelles françaises | 238 |
| 2.2.3.1. | Les modèles de durée et les données de l'enquête <i>Étude de l'Histoire Familiale</i> 1999 telles que mises en forme pour l'estimation de modèles de durée | 239 |
| 2.2.3.2. | Mariage direct ou cohabitation lors de la première mise en couple : modèles de durée | 246 |
| 2.2.3.3. | Mariage lors de la première cohabitation : modèles de durée..... | 277 |
| 2.2.3.4. | Mariage direct ou cohabitation lors de la première mise en couple de 1968 à 1978 : modèles de durée..... | 290 |
| 2.2.4. | Bilan général sur la baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité | 297 |
| 2.3. | L'écart d'âge entre conjoints : observations et tests empiriques sur diverses données | 304 |
| 2.3.1. | L'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme : un phénomène universel, mais d'intensité variable..... | 305 |

| | | |
|----------|--|-----|
| 2.3.1.1. | L'écart d'âge entre conjoints sur données agrégées : ses variations entre sociétés contemporaines, et au fil du temps..... | 307 |
| 2.3.1.2. | L'écart d'âge entre conjoints sur données individuelles : ses variations selon l'âge au mariage de chaque conjoint..... | 311 |
| 2.3.1.3. | L'écart d'âge entre conjoints sur données individuelles : ses variations selon la position sociale du couple | 315 |
| 2.3.1.4. | Bilan des observations..... | 319 |
| 2.3.2. | Un modèle explicatif de l'écart d'âge entre conjoints..... | 320 |
| 2.3.3. | L'écart d'âge entre conjoints en France en 1978-1998 : modèles d'analyse de variance sur données individuelles françaises..... | 329 |
| 2.3.3.1. | Statistiques descriptives | 329 |
| 2.3.3.2. | Analyse de variance | 333 |
| 2.3.4. | Bilan général sur l'écart d'âge entre conjoints..... | 341 |

3. La dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle : intensité, calendrier et initiative343

| | | |
|-------------|--|------------|
| 3.1. | La hausse de l'intensité et le maintien du calendrier de la divortialité : observations sur données agrégées | 344 |
| 3.1.1. | La hausse de l'intensité et le maintien du calendrier de la divortialité en France.. | 347 |
| 3.1.1.1. | Au fil des promotions de mariage | 348 |
| 3.1.1.2. | Au fil des périodes..... | 352 |
| 3.1.2. | La hausse de l'intensité et les évolutions du calendrier de la divortialité dans les autres pays occidentaux..... | 358 |
| 3.1.2.1. | Au fil des périodes..... | 359 |
| 3.1.3. | La hausse de l'intensité de la divortialité : les difficultés d'une évaluation empirique de divers mécanismes explicatifs..... | 365 |
| 3.1.3.1. | Le modèle des gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux | 367 |
| 3.1.3.2. | Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs | 368 |
| 3.1.3.3. | Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des rendements croissants | 369 |
| 3.1.3.4. | Les mécanismes de hausse auto-entretenu de l'intensité de la divortialité | 371 |
| 3.1.3.5. | Bilan des observations sur données agrégées..... | 372 |
| 3.2. | Les variations d'intensité de la rupture d'union entre couples en France de 1968 à 1998 : tests empiriques sur données individuelles | 374 |
| 3.2.1. | Les variations d'intensité de la rupture d'union entre couples dans les pays occidentaux : revue de la littérature théorique et empirique internationale | 374 |
| 3.2.1.1. | Le rôle des caractéristiques individuelles des conjoints et de leurs modalités de vie en couple | 376 |
| 3.2.1.2. | Le rôle de l'appariement des conjoints | 379 |
| 3.2.1.2.1. | L'appariement des conjoints selon leurs caractéristiques de consommation... .. | 379 |
| 3.2.1.2.2. | L'appariement des conjoints selon leurs caractéristiques productives..... | 381 |
| 3.2.1.2.3. | L'appariement des conjoints résultant de leurs durées de prospection | 383 |
| 3.2.1.3. | Le rôle des investissements spécifiques à l'union..... | 385 |
| 3.2.1.4. | Le rôle des événements imprévus | 389 |

| | | |
|--------------------------------|--|------------|
| 3.2.1.5. | Le rôle des coûts directs de la rupture | 391 |
| 3.2.2. | Les variations d'intensité de la rupture d'union entre couples en France de 1968 à 1998 : modèles de durée sur données individuelles françaises | 392 |
| 3.2.2.1. | Les modèles de durée et les données de l'enquête <i>Étude de l'Histoire Familiale</i> 1999 telles que mises en forme pour l'estimation de modèles de durée | 393 |
| 3.2.2.2. | Rupture d'union lors de la première mise en couple : modèles de durée..... | 397 |
| 3.2.2.3. | Divorce lors du premier mariage : modèles de durée..... | 403 |
| 3.2.2.4. | Séparation lors de la première cohabitation : modèles de durée | 408 |
| 3.2.2.5. | Bilan des observations sur données individuelles | 413 |
| 3.2.3. | Bilan général sur les variations d'intensité de la rupture d'union..... | 414 |
| 3.3. | L'initiative de la rupture : observations et tests empiriques sur diverses données | 416 |
| 3.3.1. | La féminité de l'initiative de la rupture : un phénomène apparemment général.... | 416 |
| 3.3.1.1. | L'initiative du divorce sur données agrégées : ses variations au fil du temps et entre sociétés contemporaines | 417 |
| 3.3.1.2. | L'initiative du divorce sur données individuelles : ses variations selon plusieurs caractéristiques sociodémographiques | 431 |
| 3.3.1.3. | Bilan des observations..... | 437 |
| 3.3.2. | Un modèle explicatif de la féminité de l'initiative de la rupture | 438 |
| 3.3.3. | L'initiative de la rupture en France en 1970-1982 : modèles de durée et de régression sur données individuelles françaises..... | 444 |
| 3.3.3.1. | Statistiques descriptives | 444 |
| 3.3.3.2. | Modèles de durée et modèles de régression | 453 |
| 3.3.4. | Bilan général sur l'initiative de la rupture..... | 462 |
| Conclusion | | 464 |
| Annexe..... | | 475 |
| Bibliographie | | 478 |

Index des figures

| | |
|--|-----|
| Figure 1. Taux d'activité professionnelle des 15-64 ans – France, 1806-2000 | 62 |
| Figure 2. Rapport des salaires féminins aux salaires masculins – France, 1951-1998 | 64 |
| Figure 3. Taux d'activité selon la situation conjugale et le nombre d'enfants – France, 2007 | 68 |
| Figure 4. Durée moyenne de la scolarité – pays occidentaux, 1820-1992..... | 83 |
| Figure 5. Nombre mensuel de mariages – Autriche, 1986-1988 | 90 |
| Figure 6. Taux brut de nuptialité (pour 1000 habitants) – Suède, 1900-2000 | 90 |
| Figure 7. Rapport entre l'effectif annuel des naissances vivantes et l'effectif de naissances vivantes deux années auparavant – France, 1900-2000..... | 114 |
| Figure 8. Célibat définitif – France, générations 1918-1969 | 126 |
| Figure 9. Célibat définitif – France, générations 1660-1969 | 127 |
| Figure 10. Age moyen au premier mariage – France, générations 1924-1969 | 128 |
| Figure 11. Age moyen au premier mariage – France, générations 1727-1967 | 129 |
| Figure 12. Taux de primo-nuptialité masculins par groupe d'âges et par génération (pour 10 000 hommes) – France, générations 1929-1969 | 130 |
| Figure 13. Taux de primo-nuptialité féminins par groupe d'âges et par génération (pour 10 000 femmes) – France, générations 1929-1969 | 130 |
| Figure 14. Part des individus n'ayant jamais vécu en couple avant 50 ans – France, générations 1930-1971 | 131 |
| Figure 15. Age moyen à la première union – France, générations 1930-1971 | 132 |
| Figure 16. Ages moyens des femmes au premier mariage et des mères au premier enfant – France, générations 1917-1966 | 133 |
| Figure 17. Célibat définitif à 40 ans selon la source – France, générations 1935-1958 | 135 |
| Figure 18. Degré de surestimation du célibat définitif à 40 ans dans l'enquête EHF par rapport à l'état civil – France, générations 1935-1958 | 136 |
| Figure 19. Age moyen au premier mariage selon la source – France, générations 1935-1958 | 136 |
| Figure 20. Décomposition du célibat définitif masculin à 40 ans – France, générations 1935-1958..... | 138 |
| Figure 21. Décomposition du célibat définitif féminin à 40 ans – France, générations 1935-1958..... | 139 |
| Figure 22. Décomposition de l'âge moyen des hommes au premier mariage avant 40 ans – France, générations 1935-1958 | 140 |
| Figure 23. Décomposition de l'âge moyen des femmes au premier mariage avant 40 ans – France, générations 1935-1958 | 141 |
| Figure 24. Décomposition de l'âge moyen des hommes à la première mise en couple avant 40 ans – France, générations 1935-1958..... | 142 |
| Figure 25. Décomposition de l'âge moyen des femmes à la première mise en couple avant 40 ans – France, générations 1935-1958..... | 143 |
| Figure 26. Indicateur conjoncturel de primo-nuptialité – France, 1931-2000 | 144 |
| Figure 27. Indicateur conjoncturel de première union – France, 1960-1998..... | 145 |
| Figure 28. Age moyen au premier mariage – France, 1931-2000..... | 146 |
| Figure 29. Ages moyens des femmes au premier mariage et des mères au premier enfant – France, 1907-2000..... | 147 |
| Figure 30. Part des femmes entrées dans une cohabitation à 25 ans – pays occidentaux, générations 1945-1970 | 149 |
| Figure 31. Age moyen des femmes au premier mariage – Europe de l'Ouest, 1930-2000 ... | 150 |

| | |
|---|-----|
| Figure 32. Age moyen des femmes au premier mariage – Europe du Nord, 1930-2000..... | 151 |
| Figure 33. Age moyen des femmes au premier mariage – Europe du Sud, 1930-2000..... | 151 |
| Figure 34. Age moyen des femmes au premier mariage – Europe de l’Est, 1930-2000..... | 152 |
| Figure 35. Age moyen des femmes au premier mariage – autres pays industrialisés, 1930-2000..... | 153 |
| Figure 36. Niveau de richesse nationale et date de remontée de l’âge moyen des femmes au premier mariage – pays occidentaux, 1955-1990..... | 154 |
| Figure 37. Rapport des salaires féminins aux salaires masculins – France et Etats-Unis, 1951-1998..... | 157 |
| Figure 38. Taux d’activité masculin par âge – France, 1954-1997..... | 158 |
| Figure 39. Taux d’activité féminin par âge – France, 1954-1997..... | 158 |
| Figure 40. Taux d’activité féminin et remontée de l’âge moyen des femmes au premier mariage – pays occidentaux, générations 1920-1960..... | 159 |
| Figure 41. Descendance finale et âge moyen au premier mariage – France, générations féminines 1930-1967..... | 160 |
| Figure 42. Taux d’équipement des ménages en appareils électroménagers – France, 1954-1988..... | 161 |
| Figure 43. Age médian de fin d’études et âge moyen au premier mariage – France, générations 1930-1967..... | 162 |
| Figure 44. Taux de chômage des jeunes et âge moyen au premier mariage – France, 1968-2000..... | 163 |
| Figure 45. Taux de chômage des jeunes (échelle de gauche) et indicateur conjoncturel de primo-nuptialité (échelle de droite) – France, 1968-2000..... | 164 |
| Figure 46. Part des femmes de 15-49 ans utilisant une méthode contraceptive – France, 1968-1985..... | 169 |
| Figure 47. Part des femmes de 20-44 ans utilisant ou ayant déjà utilisé la pilule contraceptive – France, 1967-1978..... | 170 |
| Figure 48. Prévalence de diverses méthodes contraceptives – France, promotions de mariage 1950-1977..... | 170 |
| Figure 49. Part des femmes utilisant la pilule contraceptive par âge – France, 1968-1988... | 171 |
| Figure 50. Part des femmes de 15-44 ans utilisant la pilule contraceptive – pays occidentaux, 1968..... | 174 |
| Figure 51. Date d’introduction de la pilule contraceptive et date de remontée de l’âge moyen des femmes au premier mariage – pays occidentaux, 1955-1990..... | 175 |
| Figure 52. Part des naissances conçues hors ou avant mariage ou nées hors mariage – France, 1901-2000..... | 179 |
| Figure 53. Part des naissances hors mariage par âge de la mère à l’accouchement – France, 1901-1999..... | 180 |
| Figure 54. Part des mariages légitimant des enfants – France, 1901-2000..... | 180 |
| Figure 55. Part des naissances conçues hors ou avant mariage ou nées hors mariage – Etats-Unis, 1930-1994..... | 182 |
| Figure 56. Part des naissances hors mariage et part des premiers mariages comprenant une conception pré-nuptiale – Angleterre-Galles, 1900-2000..... | 183 |
| Figure 57. Opinion des ouvriers sur la pilule – France, 1970..... | 188 |
| Figure 58. Part des ouvriers favorables à la vente libre de la pilule, par statut matrimonial – France, 1970..... | 189 |
| Figure 59. Taux de primo-nuptialité féminins par âge et par année (pour 10 000 femmes) – France, 1950-2000..... | 194 |
| Figure 60. Taux de primo-nuptialité masculins par âge et par année (pour 10 000 hommes) – France, 1950-2000..... | 196 |

| | |
|---|-----|
| Figure 61. Taux de célibat définitif et âge moyen au premier mariage des hommes (avant 40 ans) – France, générations 1935-1958..... | 217 |
| Figure 62. Taux de célibat définitif et âge moyen au premier mariage des femmes (avant 40 ans) – France, générations 1935-1958..... | 218 |
| Figure 63. Part des premières vies de couple avant 40 ans débutées par une cohabitation plutôt qu'un mariage direct, par niveau de diplôme – France, générations 1935-1958 | 246 |
| Figure 64. Odds ratios de mariage direct et de cohabitation plutôt que de maintien hors couple des hommes de 18-40 ans vivant hors couple, à âge contrôlé – France, générations 1935-1968 (référence 1 pour les générations 1945-1946)..... | 254 |
| Figure 65. Nombre total de centres du Mouvement français pour le planning familial (MFPF) – France, 1961-1972..... | 264 |
| Figure 66. Nombre de mariages par écart d'âge au profit de l'homme entre nouveaux époux – France, 2007 | 306 |
| Figure 67. Écart entre les âges légaux minimaux au mariage des hommes et des femmes – 150 pays du monde, au début des années 2000..... | 308 |
| Figure 68. Écart d'âge moyen entre époux selon l'âge des époux au mariage – France, 2007 | 312 |
| Figure 69. Écart d'âge « idéal » entre époux par âge de l'homme au mariage | 315 |
| Figure 70. Écart d'âge moyen entre époux au profit de l'homme selon la position sociale du couple – France, 1600-2000..... | 317 |
| Figure 71. Écart d'âge moyen entre conjoints selon l'âge des conjoints à la mise en couple – France, 1978-1998..... | 332 |
| Figure 72. Nombre de séparations de corps pour 1 000 mariages – France, XIX ^e siècle | 346 |
| Figure 73. Part des mariages dissous par divorce au bout de 40 ans de mariage – France, promotions de mariage 1952-1976..... | 348 |
| Figure 74. Durées moyenne et médiane du mariage au moment du divorce – France, promotions de mariage 1952-1980..... | 349 |
| Figure 75. Taux de divortialité (pour 10 000 mariages restants) par durée de mariage – France, promotions de mariage 1952-1998..... | 350 |
| Figure 76. Taux de divortialité cumulé (pour 10 000 mariages initiaux) par durée de mariage – France, promotions de mariage 1968-2000..... | 351 |
| Figure 77. Taux de rupture d'union (pour 10 000 unions restantes) par durée d'union – France, promotions quinquennales de mise en couple 1950-1994..... | 352 |
| Figure 78. Indicateur conjoncturel de divortialité – France, 1900-2000..... | 353 |
| Figure 79. Durée moyenne du mariage au divorce – France, 1887-2000 | 354 |
| Figure 80. Taux de divortialité par durée de mariage – France, années 1952 à 2002..... | 355 |
| Figure 81. Motifs des demandes en séparation de corps et en divorce – France, 1975-2004 | 356 |
| Figure 82. Motifs des divorces prononcés – France, 2000..... | 357 |
| Figure 83. Indicateur conjoncturel de divortialité – Europe de l'Ouest, 1950-2000 | 359 |
| Figure 84. Durée moyenne du mariage au divorce – Europe de l'Ouest, 1950-2000..... | 360 |
| Figure 85. Indicateur conjoncturel de divortialité – Europe du Nord, 1950-2000..... | 361 |
| Figure 86. Durée moyenne du mariage au divorce – Europe du Nord, 1950-2000 | 361 |
| Figure 87. Indicateur conjoncturel de divortialité – Europe du Sud, 1950-2000..... | 362 |
| Figure 88. Durée moyenne du mariage au divorce – Europe du Sud, 1950-2000 | 362 |
| Figure 89. Indicateur conjoncturel de divortialité – autres pays industrialisés, 1950-2000... .. | 363 |
| Figure 90. Rapport des salaires féminins aux salaires masculins – France et Etats-Unis, 1951-1998..... | 368 |
| Figure 91. Taux d'activité professionnelle des femmes (échelle de droite) et indicateur conjoncturel de divortialité (échelle de gauche) – France, 1950-2000 | 369 |

| | |
|--|-----|
| Figure 92. Indicateur conjoncturel de fécondité (échelle de droite) et indicateur conjoncturel de divortialité (échelle de gauche) – France, 1950-2000 | 370 |
| Figure 93. Taux d'équipement des ménages en appareils électroménagers – France, 1954-1988..... | 371 |
| Figure 94. Taux de divortialité par durée de mariage – France, années 1952 à 2002..... | 388 |
| Figure 95. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux – France et Angleterre-Galles, 1838-2003..... | 420 |
| Figure 96. Motifs des demandes en séparation de corps et en divorce – France, 1838-1970 | 423 |
| Figure 97. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux – pays occidentaux, 1970-2005 | 426 |
| Figure 98. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux – pays non occidentaux, 1970-2005 | 427 |
| Figure 99. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par âge de l'épouse au divorce – France, 1970-1982..... | 432 |
| Figure 100. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux, par âge de l'épouse au divorce – Pologne 2005 et Mexique 2000-2005 | 433 |
| Figure 101. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par durée du mariage au divorce – France, 1970-1982..... | 434 |
| Figure 102. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux, par durée du mariage au divorce – Pologne 2005 et Mexique 2000-2005..... | 434 |
| Figure 103. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par niveau de diplôme de l'épouse – France, 1970-1982 | 435 |
| Figure 104. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par statut d'activité de l'épouse lors de leur union – France, divorces de 1970-1982..... | 435 |
| Figure 105. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par nombre d'enfants du couple – France, 1970-1982 | 436 |
| Figure 106. Part des initiatives de séparation prises par chaque époux, selon la connaissance d'un futur conjoint éventuel à la séparation – France, séparations ayant donné lieu à un divorce en 1970-1982..... | 437 |
| Figure 107. Époux qui a initié la séparation et qui a formé la demande en divorce – France, 1970-1982..... | 447 |
| Figure 108. Époux qui a formé la demande en divorce, selon l'époux qui a pris l'initiative de la séparation – France, séparations ayant donné lieu à un divorce en 1970-1982 | 448 |
| Figure 109. Époux qui, à la séparation, connaissait « une autre personne avec laquelle il avait l'intention de vivre » – France, séparations ayant donné lieu à un divorce en 1970-1982 | 449 |
| Figure 110. Époux qui a formé la demande en divorce, selon que les époux s'entendent encore ou non au moment du divorce – France, 1970-1982..... | 450 |
| Figure 111. Part des adultères à la séparation qui sont commis par l'homme ou la femme, par âge de leurs époux à la séparation – France, séparations ayant donné lieu à un divorce en 1970-1982..... | 451 |
| Figure 112. Motif du divorce, selon l'époux qui a formé la demande en divorce – France, 1970-1982..... | 452 |
| Figure 113. Époux auquel sont attribués les torts, selon l'époux qui a formé la demande en divorce – France, 1970-1982..... | 452 |

Index des tableaux

| | |
|--|-----|
| Tableau 1. Typologie des termes utilisés pour caractériser les unions | 49 |
| Tableau 2. Typologie des indicateurs de primo-nuptialité | 123 |
| Tableau 3. Statistiques descriptives des individus non immigrés des générations 1935 à 1958 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives | 213 |
| Tableau 4. Modèles de régression logistique binomiale de l'intensité de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des hommes à 40 ans (générations 1935 à 1958, sans immigrés) | 223 |
| Tableau 5. Modèles de régression logistique binomiale de l'intensité de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des femmes à 40 ans (générations 1935 à 1958, sans immigrées)..... | 224 |
| Tableau 6. Modèles de régression logistique binomiale de l'intensité de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des hommes à 40 ans (générations 1935 à 1958, sans immigrées, avec interactions)..... | 228 |
| Tableau 7. Modèles de régression logistique binomiale de l'intensité de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des femmes à 40 ans (générations 1935 à 1958, sans immigrées, avec interactions)..... | 229 |
| Tableau 8. Modèles d'analyse de variance du calendrier de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des hommes à 40 ans (individus des générations 1935 à 1958 qui se sont mis en couple ou mariés au moins une fois, sans immigrés)..... | 233 |
| Tableau 9. Modèles d'analyse de variance du calendrier de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des femmes à 40 ans (individus des générations 1935 à 1958 qui se sont mis en couple ou mariés au moins une fois, sans immigrées) | 234 |
| Tableau 10. Modèles d'analyse de variance du calendrier de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des hommes à 40 ans (individus des générations 1935 à 1958 qui se sont mis en couple ou mariés au moins une fois, sans immigrés, avec interactions)..... | 236 |
| Tableau 11. Modèles d'analyse de variance du calendrier de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des femmes à 40 ans (individus des générations 1935 à 1958 qui se sont mis en couple ou mariés au moins une fois, sans immigrées, avec interactions)..... | 237 |
| Tableau 12. Statistiques descriptives des personnes-années hors couple des générations 1935 à 1968 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives | 245 |
| Tableau 13. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple des hommes de 18-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968) (N = 1 010 914) | 249 |
| Tableau 14. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple des femmes de 16-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968) (N = 987 352) | 251 |
| Tableau 15. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des hommes de 18-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968) (N = 1 010 914)..... | 259 |
| Tableau 16. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des femmes de 16-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968) (N = 987 352)..... | 261 |
| Tableau 17. Statistiques descriptives des personnes-années hors couple des générations 1935 à 1968 et résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives | 266 |

| | |
|---|-----|
| Tableau 18. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des hommes de 18-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968 résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 475 775) | 272 |
| Tableau 19. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des femmes de 16-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968 résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 442 831) | 274 |
| Tableau 20. Modèles de durée jusqu'au premier mariage des hommes de 18-40 ans qui sont cohabitants (générations 1935-1968) (N = 213 879) | 280 |
| Tableau 21. Modèles de durée jusqu'au premier mariage des femmes de 16-40 ans qui sont cohabitantes (générations 1935-1968) (N = 217 992)..... | 282 |
| Tableau 22. Modèles de durée jusqu'au premier mariage des hommes de 18-40 ans qui sont cohabitants (générations 1935-1968 résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 92 920) | 286 |
| Tableau 23. Modèles de durée jusqu'au premier mariage des femmes de 16-40 ans qui sont cohabitantes (générations 1935-1968 résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 92 888) | 288 |
| Tableau 24. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des femmes de 16-39 ans vivant hors couple dans les années 1968-1978 (femmes résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 143 235) | 294 |
| Tableau 25. Corrélations bivariées (coefficient de corrélation de Pearson) entre l'écart d'âge entre conjoints et diverses variables – tous les pays du monde, années 1990-2000 | 309 |
| Tableau 26. Statistiques descriptives des individus non immigrés des générations 1935 à 1968 mis en couple au moins une fois à partir de 15 ans de 1978 à 1998 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives | 331 |
| Tableau 27. Modèles d'analyse de variance de l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme (hommes des générations 1935 à 1968 qui se sont mis en couple au moins une fois à partir de 15 ans de 1978 à 1998, sans immigrés) (N = 41 059) | 335 |
| Tableau 28. Modèles d'analyse de variance de l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme (femmes des générations 1935 à 1968 qui se sont mises en couple au moins une fois à partir de 15 ans de 1978 à 1998, sans immigrées) (N = 39 591)..... | 336 |
| Tableau 29. Typologie des indicateurs de divortialité | 344 |
| Tableau 30. Statistiques descriptives des individus non immigrés mis en couple pour la première fois en 1968-1998 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives | 394 |
| Tableau 31. Statistiques descriptives des personnes-années mises en couple pour la première fois en 1968-1998 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives..... | 396 |
| Tableau 32. Modèles de durée jusqu'à la rupture de la première union des hommes mis en couple en 1968-1998 (N = 1 245 094) | 399 |
| Tableau 33. Modèles de durée jusqu'à la rupture de la première union des femmes mises en couple en 1968-1998 (N = 1 297 751) | 401 |
| Tableau 34. Modèles de durée jusqu'au divorce lors du premier mariage des hommes mariés en 1968-1998 (N = 991 843)..... | 404 |
| Tableau 35. Modèles de durée jusqu'au divorce lors du premier mariage des femmes mariées en 1968-1998 (N = 1 050 202)..... | 406 |
| Tableau 36. Modèles de durée jusqu'à la séparation lors de la première cohabitation des hommes mis en couple cohabitant en 1968-1998 (N = 276 346)..... | 409 |
| Tableau 37. Modèles de durée jusqu'à la séparation lors de la première cohabitation des femmes mises en couple cohabitant en 1968-1998 (N = 276 217) | 411 |

| | |
|---|-----|
| Tableau 38. Statistiques descriptives des individus divorcés en 1970-1982 dans l'enquête « Femmes face au changement familial » : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives (N = 1 888) | 446 |
| Tableau 39. Modèles de durée jusqu'à l'initiative du divorce unilatéral des couples divorcés en 1970-1982 (N = 24 070) | 456 |
| Tableau 40. Modèles de durée jusqu'à l'initiative de la séparation unilatérale des couples divorcés en 1970-1982 (N = 20 117) | 458 |
| Tableau 41. Modèles de régression logistique multinomiale du fait de « connaître à la séparation une personne avec laquelle on a l'intention de vivre », parmi les couples divorcés en 1970-1982 (N = 1 821) | 461 |

Index des encadrés

| | |
|--|-----|
| Encadré 1. Notions de droit français du mariage : les droits et devoirs des époux, d'après le Code civil | 50 |
| Encadré 2. La sentimentalisation des relations familiales..... | 75 |
| Encadré 3. Le calendrier de la mise en couple : l'influence des parents..... | 86 |
| Encadré 4. La saisonnalité du mariage : pourquoi elle est affectée par le calcul de l'impôt sur le revenu | 91 |
| Encadré 5. Le « mariage posthume » : pourquoi il existe, et pourquoi il est utilisé | 92 |
| Encadré 6. La bague de fiançailles et la bague de mariage : des « gages » d'engagement..... | 95 |
| Encadré 7. L'incertitude de paternité et ses conséquences dans les comportements matrimoniaux | 103 |
| Encadré 8. Le hold-up au sein du couple | 108 |
| Encadré 9. Le droit de la famille : le garant de la crédibilité de l'engagement des époux | 114 |
| Encadré 10. Les formes anciennes de cohabitation..... | 120 |
| Encadré 11. La pilule anticonceptionnelle : ses caractéristiques, et l'histoire de sa diffusion en France | 167 |
| Encadré 12. L'enquête <i>Étude de l'Histoire Familiale</i> (EHF) 1999 | 210 |
| Encadré 13. L'effet des études sur l'âge au premier mariage et le célibat définitif..... | 215 |
| Encadré 14. L'interprétation des coefficients associés aux (modalités des) variables explicatives des modèles de régression..... | 219 |
| Encadré 15. L'interprétation des coefficients associés aux interactions entre variables explicatives des modèles de régression | 225 |
| Encadré 16. Les modèles de durée à temps discret | 239 |
| Encadré 17. L'histoire de la séparation de corps et du divorce en France | 345 |
| Encadré 18. Notions de droit français du divorce : les motifs du divorce | 356 |
| Encadré 19. L'anthropologie des motifs du divorce | 358 |
| Encadré 20. Le droit du divorce dans les pays européens..... | 359 |
| Encadré 21. Quand le développement socioéconomique <i>réduit</i> la fréquence du divorce..... | 364 |
| Encadré 22. Le droit du divorce et la hausse de la divortialité : quelles relations ? | 366 |
| Encadré 23. Les prestations compensatoires | 392 |
| Encadré 24. L'initiative du divorce pendant les après-guerres | 422 |

Introduction

La seconde moitié du XX^e siècle a vu les comportements familiaux des Occidentaux se transformer de façon spectaculaire. « Tout se passe comme si d'un coup, à partir de 1965, des millions de personnes éloignées entre elles de milliers de kilomètres, avec des traditions, des idées, des niveaux de revenus, des styles de vie profondément différents, s'étaient accordées pour changer les règles par lesquelles les familles se forment, se transforment, se séparent et disparaissent » (Barbagli, cité in Cichelli-Pugeault, Cichelli 1998). En effet, à partir des années 1960 ou 1970, les femmes et les hommes se sont mis, entre autres choses, à se marier (et à se remarier) de plus en plus tard et de moins en moins souvent – alors que parallèlement ils cohabitaient hors mariage de plus en plus souvent –, à faire des enfants de plus en plus tard, et à divorcer de plus en plus souvent. Avec cette « seconde transition démographique » (Kaa 2001, Lesthaeghe 2001) sont allés de pair divers phénomènes, tels la hausse de la fréquence de l'activité professionnelle des femmes, ou encore l'introduction de modifications juridiques concernant le droit de la famille ainsi que la contraception et l'interruption volontaire de grossesse (IVG).

Ce mouvement de transformation des comportements sociodémographiques retient l'attention à plusieurs égards. Tout d'abord, il concerne une population aux effectifs non négligeables, puisqu'il concerne au moins les populations d'Europe et des pays anglo-saxons (États-Unis, Canada, Australie et Nouvelle-Zélande). Ensuite, il a frappé ces populations de façon presque simultanée : c'est partout à partir des années 1960 ou 1970 que, semble-t-il, le mouvement s'enclenche. En outre, il a frappé ces populations de façon massive : en moins de trois décennies, la fréquence du mariage a chuté et la fréquence du divorce a explosé comme elles ne l'avaient sans doute jamais fait jusqu'alors. Enfin, ce mouvement de transformation des comportements sociodémographiques comporte des conséquences notables et durables pour les populations concernées et notamment pour les pouvoirs publics : il a conduit la fécondité sous le seuil de remplacement des générations, et il a fait croître la part des familles – divorcées ou recomposées – dont les enfants ne résident pas avec leurs deux parents. On comprend donc aisément que nombreux soient les sociologues, démographes ou anthropologues qui se sont intéressés à telle ou telle dimension de la « seconde transition démographique ». Et sachant que les individus accordent une grande importance subjective à leurs propres comportements familiaux – à la question « qu'est-ce qui permet le mieux de dire qui vous êtes ? » 76 % des adultes français citent en premier la

famille, aucun autre thème (métier, amis, etc.) n'étant choisi par plus de la moitié des personnes (Houseaux 2003) –, on comprend aisément, aussi, que nombreux soient les citoyens intéressés voire intrigués par de telles transformations des comportements familiaux.

L'intérêt pour ce grand mouvement de transformation des comportements sociodémographiques a conduit les chercheurs en sciences sociales à le décrire, et à essayer de l'expliquer. Pour ce qui concerne la description – le renseignement – du phénomène, chacun admettra que ces chercheurs, au premier rang desquels des démographes, ont effectué un travail remarquable, grâce auquel nous disposons d'une connaissance précise du déroulement chronologique des transformations de la nuptialité, de la fécondité et de la divortialité dans les pays occidentaux. Pour ce qui concerne l'explication – la désignation des raisons d'être – du phénomène, il faut bien admettre que la recherche n'a pas connu le même succès. Non seulement il ne semble exister, parmi les chercheurs, aucun consensus concernant les mécanismes qui ont enclenché puis entretenu la « seconde transition démographique », mais en outre – ce qui est plus profond encore – il ne semble pas que les sociologues ou les démographes se soient véritablement souciés de préciser quels mécanismes auraient bien pu motiver des millions d'individus à modifier sensiblement leurs comportements familiaux à partir des années 1960 ou 1970. Ainsi, les manuels de sociologie de la famille récemment parus en France ne proposent pas d'explication précise de la « seconde transition démographique » qui, au regard des données empiriques, soit véritablement convaincante.¹

La sociologie de la famille et la démographie telles qu'elles sont usuellement pratiquées en France semblent donc comporter la faiblesse suivante : elles ne proposent pas d'explication à un phénomène aussi important que la « seconde transition démographique », c'est-à-dire qu'elles ne proposent pas d'explication qui fasse sens *à la fois* de la baisse de la nuptialité au profit de la cohabitation, de la baisse de la fécondité et de la hausse de la divortialité, ainsi que des liens entre chacun de ces phénomènes et les modifications des comportements d'activité professionnelle et de contraception ou d'IVG. Plus généralement encore, la sociologie de la famille et la démographie françaises ne proposent que très rarement des explications unifiées

¹ Les manuels de sociologie de la famille que nous avons examinés sont, dans l'ordre chronologique inversé : Singly 2004 ; Segalen 2004 ; Kellerhals *et al.* 2004 ; Singly 2003 ; Kaufmann 2003 ; Dortier 2002 ; Dagenais 2001 ; Singly 2000 ; Cicchelli-Pugeault, Cicchelli 1998 ; Commaille, Singly 1997 ; Kellerhals *et al.* 1993 ; Singly, Commaille 1991 ; Roussel 1989 ; Bawin-Legros 1988 ; Kellerhals *et al.* 1982 ; Michel 1978. Ni les manuels de démographie – qui enseignent plutôt les techniques d'analyse démographique que les résultats des recherches conduites – ni les manuels d'anthropologie de la parenté (Ghasarian 1996 ; Delière 1996) ni les ouvrages d'histoire de la famille (Bologne 1995 ; Burguière *et al.* 1986) ou de démographie historique (Bardet, Dupâquier 1997 ; Bardet, Dupâquier 1998 ; Bardet, Dupâquier 1999 ; Dupâquier *et al.* 1995a ; Dupâquier *et al.* 1995b ; Dupâquier *et al.* 1995c), malgré tout leur intérêt, ne proposent non plus d'explication d'ampleur à cette « seconde transition démographique ».

aux phénomènes qu'elles observent, par exemple les variations d'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme. En effet, qu'est-ce qui motive les couples africains à avoir un écart d'âge entre conjoints supérieur à celui des couples européens, et qu'est-ce qui a motivé les couples européens à réduire leur écart d'âge au fil du temps ? Et pourquoi les couples français ont-ils un écart d'âge entre conjoints d'autant plus élevé que l'homme du couple s'est marié à des âges plus tardifs et que la femme du couple s'est mariée à des âges plus précoces ? N'existerait-il pas des mécanismes explicatifs communs à tous ces phénomènes – diverses dimensions de la seconde transition démographique, diverses variations d'écarts d'âge entre conjoints, et bien d'autres phénomènes encore –, qui permettent de disposer d'explications qui non seulement soient compatibles entre elles mais qui en outre, une fois emboîtées les unes dans les autres, restituent la *cohérence des motivations* qui conduisent les individus à agir comme ils le font ?

Dans cette thèse, nous proposons d'explorer la piste de recherche suivante : utiliser la « théorie du choix rationnel » afin d'essayer d'élucider plusieurs phénomènes sociodémographiques concernant la formation et la dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle. Ainsi, nous allons essayer d'expliquer pourquoi en France, depuis les années 1970, les femmes et les hommes débutent de plus en plus leur vie de couple par une cohabitation plutôt que par un mariage si bien qu'ils se marient de plus en plus tard et de moins en moins, et pourquoi les couples divorcent de plus en plus. Au passage, nous essaierons aussi d'expliquer d'autres phénomènes, qui sont observés non plus au fil des cohortes mais au sein de ces cohortes : pourquoi ce sont les hommes les mieux rémunérés et les femmes les moins rémunérées qui se mettent en couple et se marient le plus mais aussi qui divorcent le moins, etc. Pour ce faire, nous utiliserons un cadre théorique destiné à rendre compte de façon cohérente de tous ces phénomènes à la fois.

Dans cette perspective, quelle est l'utilité de la théorie du choix rationnel ? Et avant tout, qu'est-ce que cette théorie ? C'est ce que nous allons voir dans la première partie. Une fois que nous aurons détaillé ce qu'est cette théorie, et compris en quoi elle peut être utile ou prometteuse pour analyser et expliquer les comportements sociodémographiques, nous testerons empiriquement dans les deux parties suivantes – principalement, par l'exploitation statistique de l'enquête *Étude de l'Histoire Familiale* réalisée en 1999 par l'INSEE – certains des modèles explicatifs que l'on peut tirer de cette théorie. Cette démarche ne nous empêchera pas de procéder, au sein de ces deux parties – et comme il est d'usage en sociologie – de façon largement inductive. Dans la deuxième partie de cette thèse, qui porte sur la formation des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle, nous testerons diverses

explications possibles de la désaffection du mariage au profit de la cohabitation, et des variations d'écart d'âge entre conjoints. Dans la troisième et dernière partie de cette thèse, qui porte sur la dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle, nous testerons diverses explications possibles des variations de fréquence du divorce au fil du temps et entre couples, et du fait que ce sont le plus souvent les femmes (et non les hommes) qui demandent le divorce. Nous pourrons alors, en conclusion, évaluer le pouvoir de la théorie du choix rationnel pour expliquer divers phénomènes affectant la formation et la dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle.

1. L'analyse des comportements sociodémographiques au prisme de la théorie du choix rationnel

Les sciences sociales sont une entreprise scientifique qui vise à *décrire* et à *expliquer* les pratiques et représentations humaines. Concernant leur objectif de *description* du réel, elles utilisent diverses méthodes : des méthodes dites « quantitatives », qui s'appuient sur le traitement statistique de données d'enquêtes ou expérimentales ; et des méthodes dites « qualitatives », qui s'appuient sur le traitement de données issues d'entretiens ou d'observations. Concernant leur objectif d'*explication* des phénomènes observés, elles utilisent, implicitement au moins, des mécanismes, des modèles voire des théories qui, chacun à leur façon, permettent de comprendre pourquoi, dans telles circonstances, on observe tel phénomène (telle action, telle croyance ou tel événement) plutôt que tel autre.

Cette première partie vise à montrer que, pour nous permettre de mieux comprendre les phénomènes sociodémographiques que l'on observe – et notamment ceux de formation et de dissolution des couples –, la sociologie et la démographie gagneraient à faire usage de la « théorie du choix rationnel ». Pour justifier cette affirmation, il nous faut montrer en quoi cette théorie permet de fournir de bonnes explications aux phénomènes observés, ce qui requiert tout d'abord de préciser ce qu'est une bonne explication en sciences sociales (1.1). Une fois que nous aurons déterminé ce qu'est une bonne explication, nous pourrons présenter la théorie du choix rationnel (1.2) et plus particulièrement son apport à l'explication des comportements sociodémographiques (1.3).

Comme nous allons le voir, la théorie du choix rationnel peut être utile en ce sens qu'elle permet de fournir des explications qui, en principe au moins – c'est-à-dire avant d'avoir été testées empiriquement de façon détaillée –, sont plausibles et cohérentes entre elles, si bien qu'elles permettent de restituer toute leur cohérence aux motivations qui conduisent les individus à agir comme ils le font dans la sphère familiale. Cela dit, l'intérêt de la théorie du choix rationnel – comme de toute autre théorie – réside largement dans le fait d'être testée empiriquement de façon détaillée, ce sont bien les deuxième et troisième parties de cette thèse qui permettront d'évaluer le degré auquel cette théorie est utile afin d'expliquer les phénomènes sociodémographiques affectant la France pendant la seconde moitié du XX^e siècle.

1.1. Qu'est-ce qu'une bonne explication en sciences sociales ?

1.1.1. Une explication par les mécanismes causaux...

Une explication est un énoncé qui prétend déterminer *pourquoi* on observe tel phénomène plutôt que tel autre : pourquoi on observe telle différence de comportements ou de croyances entre telle et telle populations (plutôt qu'une similarité de comportements ou de croyances, ou plutôt qu'une autre différence de comportements ou de croyances, entre ces populations), ou pourquoi on observe l'occurrence de tel événement (plutôt que la non occurrence de cet événement ou plutôt que l'occurrence d'un autre événement). Intuitivement, chacun sait qu'une bonne explication se distingue d'une mauvaise explication par le fait que seule une bonne explication permet de dissiper le caractère énigmatique du phénomène observé : une bonne explication d'un phénomène pointe du doigt ce qui l'a produit, et du coup l'élucide. Mais comment caractériser plus formellement une bonne explication ?

Comme le montre une littérature épistémologique relativement récente mais déjà bien développée, une bonne explication en sciences sociales est une explication qui fournit le « mécanisme explicatif », ou « mécanisme causal », ou « mécanisme générateur » (ou encore « connexion causale » ou « processus sous-jacent ») qui a engendré le phénomène observé.² Typiquement, si l'on cherche à expliquer pourquoi on observe, « toutes choses égales par ailleurs », une corrélation (positive ou négative) entre une variable indépendante x et une variable dépendante y , la tâche du chercheur consiste à spécifier le mécanisme causal qui les connecte entre elles, c'est-à-dire qu'elle consiste à spécifier le mécanisme causal qui, tel un courroie de transmission ou la roue d'un engrenage, a été activé par les variations de x et a produit les variations de y . Expliquer un phénomène, c'est donc ouvrir la boîte noire de son processus générateur.

Soit un phénomène macro-social concernant des comportements, comme par exemple la tendance à la hausse de l'activité professionnelle des femmes dans les pays occidentaux aux XIX^e et XX^e siècles. A quoi ressemblera une bonne explication de ce phénomène – c'est-à-

² Sur le fonctionnement des mécanismes causaux dans les sciences sociales comme naturelles, cf. Rosenberg 2005 ; sur le fonctionnement des mécanismes causaux plus particulièrement en sciences sociales, cf. Bunge 2004, Mayntz 2004 et Steel 2004. Sur le fonctionnement des mécanismes sociaux en sciences sociales appuyé sur des exemples tirés de disciplines diverses, cf. en priorité Little 1991 ; Elster 1989 ; Hedström, Swedberg 1998 (qui inclut notamment Elster 1998b mais aussi Schelling 1998 ; Gambetta 1998 ; Boudon 1998 ; Hernes 1998), Goldthorpe 2001 et Hedström 2005 ; pour une référence sur le sujet en langue française, cf. Cherkaoui 2000.

dire, une explication spécifiant les mécanismes causaux qui l'ont engendré ? La structure logique d'une telle explication, dégagée par Jon Elster (Elster, Hernes 1983, Elster 1986, Elster 2001), est la suivante : le phénomène macro-social s'explique causalement par l'agrégation d'actions individuelles ; à leur tour, chacune de ces actions individuelles s'explique de façon intentionnelle, c'est-à-dire en faisant référence aux raisons d'agir des acteurs ; et à leur tour, ces raisons d'agir peuvent s'expliquer causalement. Reprenons chacun de ces trois points :

- i. le phénomène macro-social s'explique causalement par l'agrégation d'actions individuelles ; en effet, comme les phénomènes macro-sociaux sont le produit d'actions humaines, et que les actions humaines ne peuvent être effectuées que par des individus, expliquer des phénomènes macro-sociaux consiste nécessairement – et exclusivement – à désigner les actions individuelles qui les ont (intentionnellement ou non) produits ;
- ii. à leur tour, chacune de ces actions individuelles s'explique de façon intentionnelle, c'est-à-dire en désignant les deux types conjoints de raisons d'agir (ou états mentaux motivants) que sont les *désirs* et les *croyances* des acteurs ; en effet, expliquer une action individuelle – la rendre compréhensible – consiste à montrer que l'acteur qui l'a effectuée croyait qu'elle constituait une bonne façon de satisfaire un de ses désirs ;
- iii. et à leur tour, ces raisons d'agir peuvent s'expliquer causalement ; typiquement, la formation des croyances peut s'expliquer par des procédures cognitives fiables ou bien par des biais cognitifs,³ et la formation des désirs peut s'expliquer par divers mécanismes.⁴

Une bonne explication d'un phénomène macro-social se doit ainsi de retracer son cheminement causal complet – du phénomène agrégé aux actions individuelles, des actions individuelles aux raisons d'agir des acteurs, et des raisons d'agir des acteurs à leurs causes –,

³ Sur l'explication de la formation des croyances par la théorie du choix rationnel, cf. Boudon 1986 et Boudon 1990. Sur l'explication de la formation des croyances par des biais cognitifs, cf. *infra*, note de bas de page n°26.

⁴ Sur l'explication de la formation des désirs par divers mécanismes de réduction ou de production de dissonance cognitive, cf. Elster 1989, Kuran 1998 et Goodin 2001. Un exemple de formation des désirs par le biais de la réduction de la dissonance cognitive (« préférences adaptatives ») est fourni par les préférences concernant les caractéristiques du conjoint : si certains individus n'ont pas d'idée précise du type physique de conjoint avec lequel ils préféreraient se mettre en couple, c'est peut-être parce qu'ils se savent trop dévalorisés sur le marché matrimonial pour pouvoir se permettre de fixer des conditions d'entrée dans une union. C'est ce qui pourrait permettre d'expliquer pourquoi les agriculteurs n'ont pas – loin s'en faut – d'idéal physique féminin aussi affirmé que les cadres du privé et les membres des professions intermédiaires, pourquoi les agricultrices et les ouvrières se font une idée moins précise de leur conjoint idéal que les femmes des couches sociales moyenne et supérieure, et pourquoi *a contrario* les femmes qui rêvent le plus d'hommes grands et minces sont celles dont les propriétés sociales leur donnent le plus de chances d'en épouser un (Bozon 1991a).

sans quoi l'explication apparaît logiquement incomplète, et suscite des questions supplémentaires du type « mais pourquoi les individus se sont-ils comportés ainsi ? » ou « pourquoi les individus avaient-ils cette croyance ? » Pour bien expliquer le phénomène macro-social susmentionné, il faudrait ainsi remonter sa chaîne causale de la façon suivante : si le taux d'activité professionnelle des femmes s'est accru (phénomène macro-social), c'est parce que de plus en plus de femmes ont eu l'intention d'exercer une activité professionnelle ; si de plus en plus de femmes ont eu l'intention d'exercer une activité professionnelle (actions individuelles), c'est parce qu'elles ont de plus en plus cru (croyance) que cela leur permettrait d'accroître leur niveau de vie (désir) ; si de plus en plus de femmes ont cru que cela leur permettrait d'accroître leur niveau de vie, c'est parce que les salaires qui leur étaient proposés étaient, de fait, de plus en plus élevés ; resterait alors à retracer la chaîne causale de cet autre phénomène macro-social : si les salaires proposés aux femmes ont augmenté plus que ceux proposés aux hommes, c'est parce que la demande de travail féminin a augmenté plus que la demande de travail masculin ; si la demande relative de travail féminin a augmenté, c'est parce que les emplois à pourvoir étaient de plus en plus des emplois – des secteurs secondaire puis tertiaire – nécessitant des capacités – intellectuelles – dont les femmes disposent en même volume que les hommes et de moins en moins des emplois – du secteur primaire – nécessitant des capacités – physiques – dont les femmes disposent en moindre mesure que les hommes (*from brawn to brain*) ; et si les emplois à pourvoir étaient de plus en plus des emplois des secteurs secondaire et tertiaire, c'est parce que la demande de biens autres que primaires a augmenté, en raison de l'enrichissement des Occidentaux.

Indépendamment de toute validation empirique de cette explication – qui n'est pas ici notre propos⁵ –, il est clair qu'elle constitue, du strict point de vue logique, une bonne explication : elle pointe du doigt chacun des mécanismes qui constituent la chaîne causale qui a abouti au phénomène macro-social observé – elle rend ce phénomène intelligible –, et elle ne suscite pas d'énigme supplémentaire, si bien qu'elle constitue une explication « ultime ». Outre que proposer des explications qui détaillent leurs mécanismes causaux permet d'expliquer certains phénomènes particuliers, cela comporte deux avantages, qui rendent la démarche relativement cumulative : cela permet de dériver de nouvelles prédictions qu'il s'agira de soumettre à test empirique – puisque si tel mécanisme est déclenché dans le contexte étudié, il pourrait l'être aussi dans un tout autre contexte –, et cela permet aussi

⁵ Sur une explication détaillée de la hausse de l'activité professionnelle féminine sur long terme, cf. Killingsworth, Heckman 1986 et Goldin 1990, ou encore l'un des deux excellents manuels suivants : Jacobsen 1994 ; Blau *et al.* 2002.

d'unifier divers phénomènes empiriquement observés comme étant les produits d'un même mécanisme causal sous-jacent – puisque des phénomènes sans rapport apparent peuvent être générés par un même mécanisme de portée relativement générale.

Il est important de noter que ce type d'explication s'oppose fortement à une pratique – dite péjorativement « sociologie des variables » (Esser 1996) – qui consiste à estimer un modèle statistique dans lequel les variations de certaines variables indépendantes permettent « d'expliquer » une part suffisante de la variance de la variable dépendante, puis à prétendre que ce sont les variations de ces variables indépendantes-là qui constituent l'explication des variations de la variable dépendante. Pour reprendre notre exemple, un tel modèle statistique pourrait indiquer qu'une grande part de la variance du taux d'activité professionnelle des femmes entre diverses sociétés humaines provient des variations de niveau de production par tête entre ces sociétés. Mais même si cela était exact, cela ne constituerait pas une explication du phénomène observé, puisqu'on se demanderait toujours pourquoi – c'est-à-dire, par le biais de quels mécanismes explicatifs intermédiaires – l'enrichissement accroît l'activité féminine.

Dans la même ligne d'idées, les explications par les mécanismes sont à contraster avec la pratique qui consiste à décomposer un phénomène observé en plusieurs sous-phénomènes permettant « d'expliquer » ce phénomène. Typiquement, lorsqu'une analyse démographique indique que telle part de la baisse de la fécondité est « due » à celle de la nuptialité et que telle autre part est « due » à la baisse de la fécondité dans le mariage, une telle analyse n'apporte pas d'explication à la baisse de la fécondité, elle ne fait que décomposer l'observation initiale – mais c'est souvent fort utile scientifiquement – en deux observations distinctes, qu'il conviendrait d'expliquer en spécifiant les mécanismes causaux qui les ont respectivement produites.

1.1.2. ... plutôt qu'une explication normative de l'action

La structure logique d'une bonne explication à un phénomène observé en sciences sociales étant désormais clarifiée, il convient de noter que si, d'une part, (i) l'explication des phénomènes macro-sociaux par l'agrégation d'actions individuelles et, d'autre part, (iii) l'explication des désirs et croyances individuels par divers mécanismes, sont relativement consensuelles parmi les chercheurs en sciences sociales (tout du moins dans leur pratique, sinon dans leurs déclarations), il n'en va pas de même en ce qui concerne (ii) l'explication des actions individuelles. En effet, pour expliquer une action individuelle, c'est-à-dire pour expliquer pourquoi l'acteur sélectionne parmi toutes les actions qui étaient faisables une

action particulière – l'action finalement retenue –, deux positions s'affrontent. Selon la théorie du choix rationnel l'action s'explique, comme nous venons de le voir, par les raisons d'agir (ou motifs, ou mobiles) de l'acteur, les « bonnes raisons » (Boudon 2003) qu'il avait d'effectuer cette action consistant dans le fait qu'il croyait (croyance) qu'une telle action lui permettrait d'accroître son bien-être (désir). Selon la théorie normative de l'action, en revanche, l'action s'explique par l'application involontaire, par l'acteur, d'un programme qu'il a appris (action par conditionnement) ou, plus souvent, par l'application d'une règle qu'il a intériorisée (action par respect d'une norme ou valeur ou culture, action par exécution d'un rôle, ou action par répétition d'une habitude). Nous cherchons ici à montrer en quoi l'explication rationnelle de l'action individuelle est scientifiquement préférable – bien qu'elle ne soit pas toujours préférée, notamment par certains sociologues – à l'explication normative de l'action. Comme l'ont montré diverses recherches (notamment Opp 2001), l'explication de l'action par l'application d'une norme intériorisée pose plusieurs difficultés.

Tout d'abord, la théorie normative de l'action apparaît dans certains cas *inapplicable*, ce qui en fait une théorie de moindre envergure que la théorie du choix rationnel. En effet, certaines actions ne sont pas régulées par des normes, ou ne le sont pas complètement (*role variance*) : dans ces cas, la théorie normative de l'action ne permet pas d'expliquer pourquoi les individus agissent (plutôt que de ne pas agir) ni pourquoi ils agissent comme ils le font (plutôt qu'autrement). Par exemple, la théorie normative de l'action ne peut pas expliquer le mouvement saisonnier de la cérémonie de mariage dans la France contemporaine, puisqu'il n'existe aujourd'hui plus de norme prescrivant le mois de l'année auquel il convient de se marier ; par contraste, la théorie du choix rationnel n'éprouve pas de difficulté de principe à expliquer un tel phénomène : il existe divers avantages – météorologique, organisationnel, fiscal, etc. – à se marier en milieu d'année plutôt qu'à d'autres périodes, et c'est vraisemblablement parce que les futurs époux en ont conscience et en tiennent compte que de nos jours ils choisissent de se marier plus souvent en milieu d'année qu'en début ou en fin d'année.⁶ En outre, certaines actions sont régulées par plus d'une norme à la fois (ambivalence des normes pour un même rôle, ou interférence entre les normes de plusieurs rôles) : dans ces cas, la théorie normative de l'action ne permet pas d'expliquer pourquoi les individus respectent telle norme plutôt que telle autre. Par exemple, la théorie normative de l'action ne peut pas expliquer pourquoi dans certaines communautés rurales du Bangladesh

⁶ En milieu d'année, le beau temps permet de fêter le mariage en extérieur, la période de vacances permet à des invités qui résident loin du lieu de mariage de se déplacer et elle permet aux époux de partir en voyage de noces suite à leur mariage, et le fait de se trouver à équidistance de deux 1^{er} janvier permet de réduire le montant d'impôts sur le revenu que le couple aura à payer. Pour comprendre ce dernier point, cf. l'encadré 4.

des années 1980 les familles des jeunes épouses continuent de payer une dot à la famille de leur nouvel époux, puisque même si cette pratique est validée par la coutume elle est interdite à la fois par la législation du pays et par le droit musulman (Alam *et al.* 2000).

Ensuite, la théorie normative de l'action apparaît dans certains cas manifestement *falsifiée* alors que la théorie du choix rationnel ne l'est pas, ce qui en fait une théorie moins performante que la théorie du choix rationnel. En effet, certaines normes sont violées : dans ces cas, la théorie normative de l'action ne permet pas d'expliquer pourquoi la propension à violer les normes varie entre sociétés, entre groupes sociaux ou au fil du temps. Par exemple, la théorie normative de l'action n'explique pas pourquoi dans la France du XVIII^e siècle les juifs se mariaient autour de 23 ans pour les femmes et de 28 ans pour les hommes, alors que la norme religieuse leur prescrivait de se marier à des âges sensiblement plus précoces (Grange 2003). De même, la théorie normative de l'action ne peut pas expliquer – sinon de façon tautologique, en affirmant que la norme est de moins en moins respectée – pourquoi, alors que « les débats des années 1960 et 1970 autour de la contraception (et de l'IVG) avaient mis en évidence les fortes réticences de l'Église catholique, du moins de sa partie la plus institutionnelle, à l'égard de ces pratiques », on observe que « si, en 1988, la pilule était légèrement moins utilisée par les femmes déclarant accorder de l'importance à la religion que par les autres, ce n'est plus du tout le cas en 2000 » (Leridon *et al.* 2002). De même, la théorie normative de l'action n'explique pas pourquoi le taux de non paiement des pensions alimentaires que doivent des pères divorcés à leur ex-épouse et à leurs enfants est plus élevé lorsque le père a un niveau de vie plus réduit, puisque la norme juridique qui prescrit de payer ces pensions s'applique également à tous les pères divorcés ; par contraste, la théorie du choix rationnel pourrait expliquer ce phénomène de façon relativement aisée : de tels paiements étant plus coûteux à effectuer si l'on est plus pauvre, et le non paiement ne pouvant que plus difficilement être sanctionné (financièrement) si l'on est plus pauvre, il est plus coûteux de les payer et moins risqué de ne pas les payer si l'on est plus pauvre, ce qui donne deux raisons de les payer moins souvent. Par rapport à une théorie qui affirme que les individus respectent des normes, il apparaît donc préférable d'adopter une théorie qui affirme que les individus respectent les normes d'autant plus (moins) qu'ils ont de meilleures (moins bonnes) raisons de le faire, ne serait-ce que pour expliquer pourquoi, de fait, certains individus les violent alors que d'autres les respectent.

Enfin – et c'est là l'argument décisif –, la théorie normative de l'action apparaît *dépourvue du pouvoir explicatif* qu'ont les explications « ultimes ». En effet, même dans les cas qui sont apparemment les plus favorables à la théorie normative de l'action – lorsqu'il

existe une et une seule norme, et qu'elle est respectée, et qu'il pourrait donc sembler acceptable d'expliquer l'action par le souci de conformité à la norme –, reste toujours une question : pourquoi le contenu de la norme est-il ce qu'il est alors que, comme le sait tout chercheur en sciences sociales, le contenu des normes varie entre sociétés, entre groupes sociaux et au fil du temps ? La théorie normative de l'action n'étant pas adossée à une théorie de la formation des normes – théorie qui expliquerait pourquoi les normes ont le contenu qu'elles ont plutôt qu'un autre contenu –, elle ne fournit pas d'explications qui ne suscitent pas à leur tour des questions supplémentaires. Par exemple, si un chercheur qui s'efforçait d'expliquer la chute de la propension des Français à se marier depuis les années 1970 montrait de façon convaincante que le degré d'adhésion des Français à la norme du mariage a chuté depuis cette époque – typiquement en montrant que la part des Français qui estiment « qu'il faut se marier » et « qu'il n'est pas bon de cohabiter avant mariage » a chuté –, et qu'il en inférait que c'est sans doute cette chute de l'adhésion à la norme du mariage qui explique la chute de la propension à se marier, son explication ne détiendrait pas de pouvoir explicatif puisqu'elle n'aurait permis que de repousser la question : pourquoi donc le degré d'adhésion des Français à la norme du mariage a-t-il chuté depuis les années 1970 ? En d'autres termes si la théorie normative de l'action est relativement dépourvue de pouvoir explicatif – et produit des tautologies – c'est parce que, même dans les cas où une et une seule norme existe et qu'elle est respectée, telle quelle cette théorie ne permet pas de restituer les mécanismes causaux qui font que les normes sont ce qu'elles sont – ni, du coup, pourquoi les individus font ce qu'ils font plutôt qu'autre chose. Par contraste, comme nous le verrons, la théorie du choix rationnel propose plusieurs modèles explicatifs qui suggèrent quelles peuvent être les bonnes raisons qu'ont eu les Français *à la fois* de moins se marier et d'estimer le mariage moins nécessaire (pour eux-mêmes comme pour les autres).

Si l'on admet que la théorie du choix rationnel est préférable à sa principale concurrente – la théorie normative de l'action – en vue de fournir de bonnes explications aux actions individuelles et aux phénomènes macro-sociaux observés en sciences sociales parce qu'elle seule fournit systématiquement les mécanismes causaux susceptibles de constituer des explications « ultimes », encore faut-il préciser de façon rigoureuse en quoi elle consiste. En effet, même si l'analyse qui vient d'être menée a suffi à indiquer que les explications que fournit la théorie du choix rationnel ont pour caractéristique commune de mettre en exergue les « bonnes raisons » qu'ont les individus d'agir comme ils le font, elle n'a pas permis de dégager précisément la structure logique de telles explications.

1.2. Qu'est-ce que la théorie du choix rationnel ?

1.2.1. La structure des explications de la théorie du choix rationnel

Comme nous l'avons vu, les deux éléments logiques nécessaires et suffisants pour constituer une bonne explication d'une action humaine sont une croyance et un désir : si un individu effectue une action, c'est qu'il *croyait* que cette action lui permettrait de satisfaire un de ses *désirs*. La structure logique qui est commune – ou sous-jacente – aux explications de l'action humaine fournies par la théorie du choix rationnel, telle qu'analysée par Jon Elster, ne constitue qu'une conceptualisation rigoureuse de cette intuition.⁷ A l'étape initiale de chacune de ces explications, l'acteur se trouve placé devant une situation de choix :

- i. il est confronté à un ensemble d'actions faisables ; autrement dit il détient certaines *croyances* quant aux actions qu'il lui est possible d'effectuer, quant à l'éventail d'opportunités qui s'offre à lui ;
- ii. il connaît la chaîne de conséquences à laquelle donne lieu chacune de ces actions⁸ ; autrement dit il détient certaines *croyances* quant à la chaîne de conséquences à laquelle donne lieu chacune des actions faisables ;
- iii. ce savoir lui permet d'ordonner (de façon complète et transitive) les actions faisables selon ses *désirs*⁹ ; autrement dit ses croyances quant à la chaîne de conséquences à laquelle donne lieu chacune des actions faisables lui permettent de ranger les actions faisables selon leur degré de désirabilité ;
- iv. le choix rationnel – ou l'action rationnelle – consiste alors pour l'acteur à choisir l'action dont les conséquences sont, à ses yeux, meilleures que celles des autres actions faisables ; autrement dit le choix rationnel consiste pour l'acteur à maximiser son utilité subjective espérée, sous contrainte de l'éventail d'opportunités qui s'offre à lui.

⁷ Sur la structure logique de la théorie du choix rationnel, cf. les textes fondamentaux de Jon Elster : Elster 1986 et Elster 2001, ainsi que Elster, Hernes 1983 (dont le titre est trompeur) ; cf. aussi Hardin 1998 et Hardin 2001, Mäki 2002, et Scott 2000. Notons que nous ne traitons ici que des explications de *l'action*, et non pas des explications des *croyances* – qui ne concernent pas notre propos – ni des explications des *désirs* – qui ne relèvent pas de la théorie du choix rationnel. Nous aurions donc pu, ici, remplacer l'expression « théorie du choix rationnel » (*rational choice theory*) par l'expression « théorie de l'action rationnelle » (*rational action theory*), qui existe aussi, bien qu'elle soit moins usitée.

⁸ En situation de risque (c'est-à-dire une situation dans laquelle les conséquences des actions faisables ne sont pas déterminées mais probabilistes), il connaît les différentes chaînes de conséquences auxquelles donne lieu chacune de ces actions *ainsi que leurs probabilités de réalisation respectives*.

⁹ L'état mental motivant que la théorie du choix rationnel appelle usuellement « désirs » ou « préférences » peut aussi être appelé goût, aspiration, but, objectif, besoin, intérêt ou encore valeur – l'important étant non pas le nom que l'on donne à cet état, mais la fonction logique qu'on lui assigne dans l'explication.

La structure logique fondamentale d'une explication d'une action humaine par la théorie du choix rationnel est donc la suivante : un acteur effectue telle action faisable plutôt que telle autre parce qu'il préfère les conséquences qu'il en attend. C'est ce socle stable – ce système d'hypothèses invariant – qui donne à toutes les explications fournies par la théorie du choix rationnel un certain « air de famille ». Cela dit, on peut dériver de la théorie du choix rationnel une multiplicité de modèles explicatifs distincts – distincts en ce sens non pas qu'ils s'appliquent à des objets différents (comportements familiaux, politiques, religieux, etc.) mais en ce sens qu'ils admettent, ou non, certaines hypothèses supplémentaires à celles qui constituent ce socle stable. Mentionnons ici les plus importantes de ces hypothèses adjacentes, en distinguant une théorie « standard » – qui comporte les hypothèses les plus restrictives, ce qui lui permet en contrepartie d'être la mieux formalisée – de diverses versions « élargies » de cette théorie :

- i. concernant les *croyances* de l'acteur (croyances portant sur les actions qui sont faisables, et croyances portant sur les conséquences de ces actions faisables), la théorie standard suppose qu'elles ont été formées *au mieux* à partir de l'information dont il dispose, et elle suppose que l'information dont il dispose provient à son tour d'un investissement *optimal* dans la collecte d'informations nouvelles, ce qui revient le plus souvent à supposer, au final, que les croyances de l'acteur sont *vraies* ; étant donné que ces hypothèses – nécessairement simplificatrices – sont parfois trop éloignées de la réalité que l'on cherche à modéliser, certains modèles de théorie du choix rationnel admettent toutefois que la collecte et le traitement de l'information sont coûteux (ce qui réduit le volume d'information collecté et traité et donc le degré d'exactitude des croyances de l'acteur) ; la contrepartie à l'adjonction de ces hypothèses est que les modèles qui les admettent sont plus complexes, et souvent moins déterminés – et donc moins aisément falsifiables – que les modèles standard ;
- ii. concernant les *désirs* (ou préférences) de l'acteur, qui sont toujours traités comme exogènes aux modèles de théorie du choix rationnel,¹⁰ la théorie standard mais aussi les théories élargies supposent qu'ils sont *invariables* entre individus

¹⁰ Alors que certains modèles de théorie du choix rationnel standard traitent les croyances comme des variables endogènes – c'est-à-dire, comme des états mentaux eux-mêmes rationnels car issus d'une procédure d'optimisation –, aucun n'en fait de même en ce qui concerne les désirs, puisque les désirs ne sont en eux-mêmes ni rationnels ni irrationnels : simplement, ils sont ce qu'ils sont. Comme le remarquait Hume, « il n'est pas contraire à la raison de préférer la destruction du monde à une égratignure sur mon doigt ». La théorie du choix rationnel, qui explique principalement l'action mais aussi accessoirement les croyances, doit donc être complétée d'une théorie de second ordre qui explique les désirs.

et dans le temps ; il s'agit là d'une hypothèse forte – tellement forte en apparence qu'elle motive nombre de chercheurs à s'opposer à la théorie –, mais en l'absence de toute théorie de la formation des préférences elle reste nécessaire à la formulation de théories qui ne soient pas *ad hoc* ; en effet, un modèle explicatif qui accepterait que les désirs varient au fil du temps ne permettrait d'élaborer que des explications *ad hoc*, comme celle qui expliquerait la chute de la propension à se marier par la chute du degré de préférence pour le mariage par rapport à la cohabitation ; nous revenons ci-dessous sur une conséquence importante du fait que la théorie traite les désirs comme une constante ;

- iii. concernant *l'action*, enfin, la théorie standard suppose que celle que l'acteur choisit est *la meilleure* des actions faisables ; étant donné que cette hypothèse est parfois trop éloignée de la réalité que l'on cherche à modéliser, certains modèles de théorie du choix rationnel admettent que l'acteur ne cherche pas à optimiser son bien-être, mais seulement à « satisfaire » à certaines exigences (*satisficing*), ce qui peut le conduire à choisir non pas *la meilleure* action faisable mais *l'une* des meilleures actions faisables (*second-best*) ; la contrepartie à l'adjonction de cette hypothèse est, encore une fois, que les modèles qui l'admettent sont plus complexes, et souvent moins déterminés – et donc moins aisément falsifiables – que les modèles standard.

La structure de la théorie du choix rationnel standard et des plus importantes de ses variantes étant désormais clarifiée, il convient d'en souligner une conséquence importante. En effet, comme d'une part la théorie standard explique l'action individuelle à partir (i) des croyances concernant les opportunités d'action, (ii) des croyances concernant les conséquences de ces opportunités d'action, et (iii) des préférences pour les conséquences de ces opportunités d'action, mais que d'autre part elle traite (le plus souvent) les croyances comme vraies et (toujours) les préférences comme une constante entre individus, il s'ensuit que le seul élément dont les variations sont supposées pouvoir expliquer les variations d'action entre individus est constitué des opportunités d'action et de leurs conséquences. En d'autres termes si, tous deux placés devant le même choix d'action – par exemple faire un enfant ou ne pas faire d'enfant –, deux individus ne choisissent pas la même option – l'un choisit d'en faire un, l'autre non –, ce n'est pas (le plus souvent) parce que l'un d'entre eux a mal estimé les coûts et bénéfices de chaque option (chacun sait combien lui coûterait un enfant en temps, en argent et en énergie), et ce n'est pas non plus (ce n'est jamais) parce qu'ils ont des préférences différentes (en l'absence de théorie prédisant les variations d'amour

pour les enfants, et pour ainsi éviter toute explication *ad hoc*, on suppose que chacun aime les enfants au même degré), c'est parce que pour l'un et pour l'autre les coûts ou les bénéfices attachés à cette action diffèrent. Par exemple, comme avoir un enfant nécessite de lui consacrer beaucoup de temps, les femmes devraient faire d'autant moins d'enfants que leur temps est plus précieux – ce qui est le cas si, notamment, leur salaire horaire est plus élevé, puisque chaque heure passée à s'occuper de l'enfant requiert de renoncer à percevoir ce salaire horaire élevé –, si bien que selon la théorie du choix rationnel les femmes aux salaires horaires les plus élevés devraient faire moins d'enfants que les femmes aux salaires horaires les plus faibles (et de fait c'est ce que l'on observe¹¹). Nous verrons précisément quelles sont les raisons qui peuvent faire varier entre individus les coûts (désincitations) et les bénéfices (incitations) attachés à telle ou telle action, mais à ce stade il est important de retenir que, dans le cadre de la théorie du choix rationnel, les différences de choix d'action entre individus s'expliquent par des différences d'arbitrage entre les attractivités respectives des actions faisables.

L'idée selon laquelle la prise de décision résulte d'un arbitrage entre les coûts attendus et les bénéfices espérés de chaque action n'est d'ailleurs pas étrangère au sens commun, puisque l'on dit volontiers qu'un individu confronté à un choix « pèse le pour et le contre », et qu'il choisit telle action parce qu'elle « vaut le coût ». Cette idée peut même sembler relativement commune dans la sociologie de la famille et la démographie françaises, puisqu'elles utilisent fréquemment une terminologie apparentée à celle de la théorie du choix rationnel : on y entend parler de marché matrimonial, de « premier marché » (Bozon 1991b) et de « second marché » (Bozon 1990), de marché « segmenté » (Bozon, Héran 1988), de « transaction matrimoniale » (Singly, Commaille 1991), de la « conjugalité comme placement » (Guionnet, Neveu 2004), de « dividendes matrimoniaux » (Bozon 1991c), du « rendement matrimonial du diplôme » (Vernier 1985), du « rendement matrimonial de la dot scolaire » (Singly 2004) ou du « rendement matrimonial » des relations de voisinage ou des soirées entre amis (Bozon, Héran 1987), d'une « aire de prospection matrimoniale » (Bozon, Héran 1987), de la productivité du rituel d'approche de la danse (Bozon, Héran 1987) – « la danse est économique : elle réduit le coût du premier pas et, s'il se produit, le coût du faux

¹¹ Par exemple en France, plus les femmes sont diplômées – plus elles peuvent obtenir des salaires élevés –, moins elles sont fécondes : dans les générations 1925 à 1949, les femmes les plus diplômées ont eu en moyenne 1,8 enfants, contre 3 pour les femmes sans diplôme (Daguet 2000) ; dans les générations 1930 à 1954 aussi, les femmes les plus diplômées ont eu moins d'enfants que la moyenne (Robert-Bobée, Mazuy 2005). De même, dans les générations 1950 à 1953, les femmes qui ont exercé une profession intermédiaire ou ont été indépendantes ou cadres sont celles qui ont eu le moins d'enfants, celles qui étaient inactives étant celles qui en ont eu le plus (Barre, Vanderschelden 2004).

pas » (Bozon, Héran 1988) –, ou encore du fait que « l'enfant devient un bien rare et durable, un investissement » (Théry 1998). Même l'histoire ne rechigne pas toujours à utiliser une terminologie apparentée à celle de la théorie du choix rationnel : comme on l'a écrit à propos du mariage d'aristocrates français du XVII^e siècle, « le calcul est évident : un jeune homme prometteur est un pari sur l'avenir, une action achetée au plus bas de sa valeur et qu'on espère faire fructifier rapidement » (Bologne 1995). Toutefois, il s'agit là d'emprunts plus lexicaux ou analogiques que conceptuels, parce qu'ils ne sont pas accompagnés des développements théoriques systématiques qui, seuls, permettent de tirer toutes les conséquences du fait que les individus agissent suite à des calculs comparant les coûts et bénéfices des actions faisables. Dans le cadre de la théorie du choix rationnel, c'est bien l'exploration *systématique* des conséquences du fait que les individus agissent suite à des arbitrages entre coûts et bénéfices des diverses actions faisables qui peut permettre de proposer des explications cohérentes à un grand nombre de phénomènes à la fois.

En définitive, l'idée fondamentale est la suivante : les variations de comportements humains s'expliquent par les variations des coûts ou bénéfices attachés à telle ou telle action faisable ; et c'est parce que la théorie du choix rationnel est la seule théorie qui permette de systématiser les explications par les variations de coûts relatifs des actions faisables qu'elle détient un véritable pouvoir explicatif. En effet, le fait que les individus effectuent moins souvent les actions dont le coût monétaire ou extra-monétaire s'est relativement renchéri – soit, la sensibilité des comportements aux coûts relatifs des actions faisables – est sans doute la régularité la plus puissante et la plus robuste qui a été repérée en sciences sociales (Lindenberg, Frey 1993).

1.2.2. Les objections à l'utilisation de la théorie du choix rationnel

A ce stade de notre exposé, il n'est peut-être pas inutile d'analyser diverses objections qui sont couramment adressées à la théorie du choix rationnel. Cela nous permettra non seulement d'évaluer leur pertinence, mais aussi de dissiper plusieurs malentendus.¹² Certaines objections adressées à la théorie ne sont pas de nature scientifique, et peuvent donc être écartées de façon relativement aisée (Goldthorpe 2007). Selon une objection de nature

¹² Sur l'utilisation qu'il conviendrait de faire de la théorie du choix rationnel en sociologie, cf. les textes importants de John Goldthorpe : Goldthorpe 1998 ; Goldthorpe 2004 ; Goldthorpe 2007 ; cf. aussi Blossfeld 1996 et Ultee 1996 ainsi que diverses contributions rassemblées dans des parutions de *Rationality and Society* (notamment Farmer 1992 et Fararo 1992) et dans une parution de 1995 de la *Critical Review* (notamment Chong 1995 et Ferejohn, Satz 1995) ; les références sur le sujet en langue française comprennent Van Parijs 1981, Van Parijs 1990 et – pour des références moins analytiques mais tout à fait précieuses – de nombreuses contributions de Raymond Boudon, notamment Boudon 1977, Boudon 1983 et Boudon 2003, ainsi que Baechler *et al.* 2000, et Degenne, Lemel 2006 (manuel commenté dans Ultee 2009).

disciplinaire – souvent laissée implicite – les sociologues et démographes ne devraient pas utiliser la théorie du choix rationnel pour la raison qu'elle a été en large partie formalisée par des économistes, si bien que son utilisation en dehors de sa discipline d'origine aurait pour conséquence de dépouiller les sociologues ou démographes de leur identité disciplinaire – ou de postes d'enseignement – au profit d'une discipline concurrente et « impérialiste ». Une telle objection n'est pas recevable, puisque l'objectif des chercheurs en sciences sociales – quelle que soit leur discipline – est de proposer de bonnes explications aux phénomènes qu'ils observent, et en aucun cas de perpétuer leur discipline ou une quelconque identité professionnelle, aussi respectable soit-elle. Dans le cadre de cette thèse, nous rejetons tout provincialisme disciplinaire, puisque notre objet d'étude relève traditionnellement de la sociologie de la famille ou de la démographie (voire de l'anthropologie de la parenté), notre méthode d'analyse – statistique – est utilisée par au moins certains chercheurs de la plupart des sciences sociales, et la théorie explicative, si elle a effectivement été formalisée surtout par des économistes, a aussi été utilisée – et semble l'être de plus en plus – par des sociologues, des politologues, des historiens, etc.¹³

Selon une autre objection – de nature idéologique, celle-là –, les chercheurs ne devraient pas utiliser la théorie du choix rationnel pour la raison que son utilisation serait motivée par une idéologie ou un programme politique conservateurs ou néolibéraux, ou plus précisément pour la raison qu'en supposant les individus égoïstes elle fournirait une justification à leur égoïsme. Outre que, comme nous le verrons, la théorie du choix rationnel ne suppose pas toujours – loin de là – que les acteurs sont égoïstes, une telle objection provient d'une confusion entre l'individualisme méthodologique et l'individualisme politique ou moral : du simple fait que, pour des raisons cognitives (proposer de bonnes explications), on choisisse d'expliquer les phénomènes sociaux par l'agrégation des seules actions *individuelles* (car les

¹³ Le peu de pertinence des distinctions disciplinaires dans l'explication qu'il convient de proposer aux phénomènes sociaux observés est d'ailleurs illustrée par la biographie de certains des « grands noms » de la théorie du choix rationnel. Par exemple, Gary Becker est un économiste qui, comme membre de « l'école de Chicago », a pleinement adopté les comportements distinctifs de la discipline économique (formulation de modèles explicatifs des comportements qui n'accordent de pouvoir causal qu'aux incitations à agir et qui sont mathématiquement formalisés de façon poussée), mais qui est aussi devenu professeur de sociologie, et qui a obtenu le Prix Nobel d'économie (1992) pour avoir étendu le domaine d'application de la théorie du choix rationnel bien au-delà des comportements des seuls agents économiques (comportements discriminatoires, comportements familiaux, comportements déviants et criminels, comportements addictifs, etc.). En sens inverse Jon Elster, qui a soutenu sa thèse sous la direction de Raymond Aron et a commencé par enseigner dans un département de sociologie (à Paris VIII), a par la suite enseigné dans des départements de philosophie et d'histoire (à Oslo) puis de sciences politiques (à Chicago) et enfin de sciences sociales (à New York et aujourd'hui au Collège de France), tout en publiant des ouvrages ou des articles de revues rattachés à l'économie, à la psychologie, etc. Thomas Schelling, qui a obtenu en 2005 le prix Nobel d'économie, peut lui aussi être vu non seulement comme un économiste mais aussi comme un politiste ou encore un sociologue. En fin de compte, les attaches disciplinaires au sein des sciences sociales ont peu de pertinence tant que l'objectif du chercheur est de décrire adéquatement et d'expliquer de façon plausible les phénomènes qu'il étudie.

groupes d'individus ne peuvent pas, à proprement parler, entretenir des désirs ni des croyances, ni donc agir en tant que groupes), il ne résulte pas qu'on valorise tel objectif politique ou tel autre ni qu'on préfère telle mesure politique à telle autre. La théorie du choix rationnel, à elle seule, ne prescrit aucune action politique ; typiquement, elle ne permet aucunement de décider, à elle seule, si la mutation contemporaine de la famille est une « mutation heureuse » (Théry 1998) ou déplorable – cela est affaire de jugement moral ou politique. La théorie ne peut en réalité prescrire une action politique que si l'on a préalablement admis l'objectif à poursuivre, et le fait d'admettre tel objectif comme désirable ou non relève d'un jugement politique qui lui-même ne peut en aucun cas prétendre être fondé sur la théorie. Par exemple, comme le montre une économiste féministe (Gustafsson 1997), si la théorie du choix rationnel explique que ce sont disproportionnellement les femmes – et non les hommes – qui interrompent leur activité professionnelle suite à la naissance de leurs enfants par le fait que, pour un couple, il est moins coûteux que ce soient elles qui cessent leur activité (nous verrons pourquoi), la théorie n'implique en rien que les conséquences de cet état de chose soient politiquement désirables ni même acceptables ; de fait, si l'on admet l'objectif politique d'égalisation des conditions de vie entre hommes et femmes, la théorie prescrit de réduire le coût qu'il y a pour une femme à reprendre son activité, typiquement en subventionnant le séjour en crèche des enfants.

L'objection de nature scientifique qui est la plus couramment adressée à la théorie – et qui est aussi la plus fondamentale – consiste à affirmer que l'hypothèse de rationalité, qui dépouille les êtres humains de leurs valeurs et de leurs émotions, est abusivement restrictive, ce qui interdirait à la théorie du choix rationnel de détenir un véritable pouvoir explicatif de l'action humaine. Cette objection étant adressée principalement à la version standard – la version la plus restrictive – de la théorie du choix rationnel, c'est cette version qu'il nous faut ici analyser précisément. Tout d'abord, est-il exact que les hypothèses du modèle explicatif standard de l'action individuelle sont fortement simplificatrices en ce sens qu'elles ne décrivent pas les motivations humaines dans toute leur complexité ? Bien sûr : supposer que les individus choisissent l'action qui optimise la satisfaction de leurs préférences étant donné leurs croyances et que ces croyances ont elles-mêmes été formées de façon optimale à partir d'une information à son tour collectée de façon optimale, c'est faire plusieurs hypothèses fortes concernant le caractère optimisateur des êtres humains, et c'est aussi négliger l'éventuel rôle joué par les émotions dans leur motivation à agir ; les hypothèses du modèle explicatif standard de l'action constituent donc indéniablement une stylisation poussée – une schématisation, une épure – des états mentaux qui mènent à l'action.

Mais alors, pourquoi utiliser une théorie fondée sur des hypothèses aussi incomplètes ? La raison en est la suivante : c'est que les hypothèses d'une théorie ou d'un modèle explicatif ne servent pas (et n'ont donc pas à être évaluées selon qu'elles parviennent ou non) à décrire le réel de façon exacte ou exhaustive, elles servent (et doivent donc être évaluées selon qu'elles parviennent, ou non) à générer des prédictions univoques quant aux phénomènes que l'on devrait observer si tel ou tel mécanisme pointé du doigt par la théorie ou le modèle était effectivement causalement efficient. Or, pour générer les prédictions qui font tout l'intérêt des modèles explicatifs, de tels modèles doivent être simples, et donc simplificateurs, voire outrancièrement simplificateurs ; ce n'est pas là un défaut, mais bien une qualité délibérément recherchée, sans laquelle les hypothèses d'un modèle explicatif seraient trop nombreuses ou trop détaillées pour pouvoir générer de façon logique des prédictions claires – si bien qu'un tel modèle serait parfaitement inutile. En d'autres termes, *c'est bien la relative « pauvreté » du contenu des hypothèses de la théorie du choix rationnel qui permet d'en faire une théorie riche en prédictions*, et donc une théorie utile – utile, car ce sont de telles prédictions qu'il s'agit de tester empiriquement. *A contrario*, « enrichir » le contenu de ces hypothèses par l'inclusion de valeurs ou d'émotions et même par la relaxation de certaines hypothèses d'optimisation – comme le proposent certains détracteurs de la théorie – risquerait d'empêcher, en complexifiant démesurément les modèles, d'en dériver des prédictions claires, et rendrait du coup de tels modèles trop difficilement testables, donc peu utiles scientifiquement.

Mais, si l'on admet qu'une théorie se doit de reposer sur une représentation *sélective* des motivations à agir, pourquoi préférer les simplifications qu'opère la théorie du choix rationnel à celles qu'opère la théorie normative de l'action ou qu'opérerait une théorie « émotionnelle » de l'action ? Pour ce qui concerne la théorie normative de l'action, nous l'avons vu, elle propose des explications qui sont largement dépourvues de pouvoir explicatif pour la raison qu'elle ne permet pas de déterminer pourquoi les individus obéissent à la norme plutôt que d'y désobéir – si ce n'est parce qu'ils ont de bonnes raisons de le faire, comme le prétend la théorie du choix rationnel –, ni pourquoi la norme a tel contenu plutôt que tel autre – si ce n'est parce que les individus ont de bonnes raisons d'attendre des autres qu'ils se comportent de telle ou telle façon, comme le prétend encore une fois la théorie du choix rationnel¹⁴ ; étant aussi peu performante, la théorie normative de l'action n'a que peu d'intérêt scientifique. Mais pourquoi prétendre que la théorie du choix rationnel détient un plus grand pouvoir

¹⁴ Sur le traitement que fait la théorie du choix rationnel des normes (et entre autres des conventions), cf. Opp 2001, McAdams 2001 et Voss 2001, ainsi que Elster 1991.

explicatif qu'une théorie « émotionnelle » de l'action¹⁵ – théorie qui n'est pas à proprement parler constituée mais dont l'ébauche a bel et bien montré que certaines croyances (par exemple, la croyance qu'untel m'a causé un tort injuste) génèrent certaines émotions (la colère) qui, à leur tour, motivent à agir (en l'occurrence, à punir celui qui m'a causé du tort) ? La raison en est la suivante : c'est qu'en sciences sociales une théorie n'a pas vocation à expliquer les actions individuelles (souvent aussi aisément explicables, d'un point de vue intuitif, par l'activation d'une émotion que par un choix rationnel), mais bien à expliquer des phénomènes macro-sociaux, ce qui requiert d'adopter les hypothèses simplificatrices qui décrivent le mieux la motivation qui est *commune* à la plus grande part possible des individus (Hernes 1992 ; Hedström 2005 ; Goldthorpe 2007). Or, une motivation modale des individus – motivation modale bien qu'éventuellement minoritaire – est bien la rationalité, c'est-à-dire la tendance à chercher à satisfaire ses désirs, les autres motivations – l'activation de telle ou telle émotion et diverses motivations idiosyncrasiques – tendant à s'annuler entre elles par la loi des grands nombres. La rationalité étant une tendance centrale de l'action individuelle – tendance fondée sur une psychologie humaine universelle issue de l'histoire évolutive de l'espèce –, ce sont les hypothèses de la théorie du choix rationnel qu'il est le plus pertinent, ou *le moins faux*, d'admettre pour expliquer les phénomènes macro-sociaux.¹⁶

Ainsi, même si les hypothèses du choix rationnel sont loin d'être toujours vérifiées chez chaque individu, et même s'il est clair que l'activation d'une émotion voire le respect inconditionnel d'une norme sont parfois seules capables d'expliquer certaines actions individuelles, il suffit que les hypothèses du choix rationnel décrivent plus adéquatement que tout autre système d'hypothèses *la motivation à agir qui est le plus souvent commune au plus grand nombre d'acteurs* pour permettre à ces hypothèses de détenir un plus grand pouvoir explicatif des phénomènes macro-sociaux. Pour reprendre l'exemple de la saisonnalité du mariage, l'éventualité qu'une majorité d'individus choisissent leur mois de mariage de façon aléatoire et que d'autres individus choisissent leur mois de mariage en vue de respecter telle ou telle norme fortement intériorisée n'est pas susceptible d'invalider la prédiction de la théorie du choix rationnel – selon laquelle les époux devraient se marier plutôt en milieu

¹⁵ Sur l'explication émotionnelle de l'action et sa relation à la théorie du choix rationnel, cf. Elster 1998a.

¹⁶ La rationalité constitue bien la tendance centrale de l'action individuelle *de façon universelle*, et non – comme le prétendent certains – la tendance centrale de l'action individuelle des seuls Occidentaux contemporains (*a fortiori* des seuls mâles blancs). En effet, la rationalité constitue la tendance centrale de la motivation à agir des membres de *toutes* les sociétés humaines, parce que même si entre ces sociétés les croyances et les désirs varient chaque être humain adhère – explicitement ou non – aux deux idéaux de la rationalité : l'idéal de rationalité *instrumentale* – principe selon lequel mieux vaut, pour parvenir à ses fins, faire le « moindre effort » et plus généralement éviter de gaspiller ses ressources rares (temps, argent et énergie) –, et idéal de rationalité *cognitive* – principe selon lequel mieux vaut, pour parvenir à ses fins, agir selon des croyances vraies (Elster 2001).

d'année, car cela comporte plusieurs avantages –, parce qu'il suffit que la motivation rationnelle soit celle qui soit partagée par le plus d'individus *à la fois* (et que les autres motivations ne soient, chacune, partagées que par un nombre réduit d'individus) pour que, par agrégation de telles actions rationnelles, ce soit cette motivation rationnelle qui produise le phénomène macro-social observé, à savoir la surfréquence du mariage en milieu d'année.

Mais, si l'on admet que la théorie du choix rationnel constitue la seule théorie générale de l'action humaine à ce jour constituée – qu'elle est « la seule théorie en sciences sociales qui soit capable de générer des déductions et des prédictions bien affûtées » (Elster 2000a), pourquoi ne pas utiliser *aussi*, lorsque cela peut sembler nécessaire, certains mécanismes émotionnels qui motivent à agir, voire la théorie normative de l'action ? Pourquoi risquer de paraître « sectaire », lorsqu'on pourrait être œcuménique (comme le prônent, entre autres, Lesthaeghe, Moors 1994 ou Lesthaeghe 2001) ? C'est que si l'on utilise parfois certains modèles issus de la théorie du choix rationnel et d'autres fois certains modèles issus d'une autre « théorie » de l'action, on admet (au moins implicitement) que certains comportements sont guidés par la rationalité alors que d'autres sont guidés par l'activation de certaines émotions ou le respect de normes. Or, pour faire sens de la coexistence de ces diverses motivations à agir, on se doit de préciser dans quelles circonstances l'action est motivée par tel mobile et dans quelles autres circonstances l'action est motivée par tel autre mobile ; en d'autres termes, on doit proposer une méta-théorie qui spécifie quand la théorie du choix rationnel est valide et quand telle autre l'est. En l'absence complète d'une telle méta-théorie en sciences sociales, il peut sembler préférable – pour rester cohérent et fournir ainsi des explications qui sont non seulement individuellement plausibles mais aussi logiquement compatibles entre elles – de s'en tenir à la meilleure théorie actuellement disponible. Jon Elster, dont une bonne partie de l'œuvre a consisté précisément à cerner toutes les limites de la théorie du choix rationnel – et elles sont nombreuses –, dresse ainsi le bilan suivant (Elster 2001) :

« Il devient de plus en plus difficile de nier que la théorie du choix rationnel comporte des limites majeures. La recherche empirique montre de plus en plus que les êtres humains disposent d'un fonctionnement cognitif strictement limité et que, lorsqu'ils se trouvent sous l'influence d'émotions ou d'autres sentiments puissants, ils sont susceptibles d'agir de façons qui ne leur permettent pas de parvenir à leurs fins. [...] Ceci dit, aucune théorie rivale ou candidate ne peut remplacer la théorie du choix rationnel. D'une part, il est clair que la plupart des gens sont bel et bien, la plupart du temps, rationnels. D'autre part, les diverses alternatives à cette théorie n'ont pas été intégrées les unes aux autres, et ne le seront vraisemblablement jamais. La théorie du choix rationnel permet d'expliquer plus de comportements humains que n'importe quelle autre théorie, même si la quantité des comportements qu'elle permet d'expliquer n'est pas à ce jour parfaitement établie. »

Si une théorie se doit de reposer sur une représentation *sélective* des motivations à agir elle ne doit pas pour autant reposer sur une représentation *fausse* de telles motivations, sans quoi les mécanismes causaux qu'elle pointe du doigt pourraient ne pas être ceux qui ont véritablement joué dans la production du phénomène observé (Hedström 2005). A cet égard, nous l'avons vu, la théorie du choix rationnel repose bel et bien – comme toute théorie – sur une représentation sélective des motifs d'action, et elle présente l'avantage – par rapport à ses concurrentes – de reposer sur la moins fausse des représentations des motifs d'action. Pour autant, ne comprend-elle pas des hypothèses manifestement fausses qui, elles, mineraient son pouvoir explicatif ? Dans cette ligne d'idées, une série d'objections suggère que la simplification des mobiles d'action à laquelle procède la théorie l'amène à formuler (au moins implicitement) des hypothèses selon lesquelles les individus agissent de façon (i) insensible au contexte de leur action (a-contextuelle), (ii) insensible à l'existence d'autres individus (a-socialisée), (iii) insensible au bien-être des autres individus (égoïste), ou (iv) insensible aux sources de bien-être égoïste autres que pécuniaires (matérialiste). Ces quatre objections sont relativement courantes ; elles n'en sont pas moins clairement erronées.

Tout d'abord, la théorie prend bel et bien en compte l'existence d'un *contexte* à l'action des individus ; simplement, le contexte n'est censé avoir d'influence sur les actions des individus que dans la mesure où il joue sur leurs incitations à agir, et non pas de façon directe. Par exemple, le fait que les pouvoirs publics prennent certaines mesures politiques – c'est-à-dire, modifient le contexte institutionnel d'action des individus – peut très bien expliquer, dans l'optique de la théorie du choix rationnel, pourquoi les individus modifient leurs comportements, mais cet effet ne peut s'expliquer que par le fait que de telles mesures modifient les coûts ou bénéfices attachés à telle ou telle action. Ainsi, la hausse de la fécondité en République démocratique allemande (par rapport à celle de République fédérale d'Allemagne) qui est observée à partir de 1976 et jusqu'à la Réunification s'explique vraisemblablement par le fait que sa politique familiale volontariste (adoption d'un congé parental bien rémunéré d'une année, développement des crèches, facilitation de l'accès des jeunes ménages au logement, etc.) a réduit pour les couples les coûts de la fécondité et ainsi incité les couples à faire plus d'enfants (Calot 2006). Autre exemple : la hausse brutale du taux de nuptialité en France lors des années 1793, 1794 et 1813 et la chute de l'âge moyen au mariage en 1813 (par rapport aux années encadrantes) s'expliquent vraisemblablement par le fait – cette fois-ci non recherché par les pouvoirs publics – qu'en période de guerre l'exemption de service militaire dont bénéficient (jusqu'en 1833) les nouveaux mariés accroît

sensiblement les gains du mariage et incite donc les hommes à hâter leur mariage pour échapper à la conscription (Houdaille 1982 ; Henry, Houdaille 1979 ; Houdaille 1978 ; Duplessis-Le Guélinel 1954). Autre exemple encore : la chute brutale de l'âge moyen des filles au premier mariage en Tunisie en 1964 s'explique par l'annonce faite par les pouvoirs publics que l'âge minimum légal au mariage serait bientôt relevé, ce qui a incité les parents désirant marier leurs filles à des âges précoces à se précipiter pour les marier tant que cela demeurait possible ; comme on le voit, il suffit parfois de l'annonce qu'une mesure politique sera adoptée à l'avenir pour modifier les coûts ou bénéfices attachés à une action et donc modifier les comportements des familles – en l'occurrence, dans le sens contraire au sens recherché.¹⁷ On le voit, dans l'optique de la théorie du choix rationnel, le contexte peut parfaitement influencer sur les actions des individus, mais à condition qu'il modifie leurs incitations ou désincitations à agir – ce qui est le plus souvent le cas, que ce soit délibéré ou non.

Ensuite, la théorie prend pleinement en compte *l'existence d'autres individus* que l'acteur ; les interactions stratégiques – dans lesquelles chacun choisit l'action dont il préfère les conséquences sachant que les autres en font de même – sont même tout l'objet de la « théorie des jeux », qui constitue une composante majeure de la théorie du choix rationnel.¹⁸ Par exemple, la présence d'un nombre relativement réduit d'hommes sur le marché matrimonial (suite à une guerre), en permettant à certains hommes de se mettre en couple avec des femmes plus désirables que celles avec qui ils auraient pu se marier en période de *sex ratio* équilibré, peut inciter certains de ces hommes à prolonger leur célibat plus qu'ils ne l'auraient fait en temps normal, et ce afin de pouvoir rencontrer – et se marier avec – une des femmes particulièrement désirables qui leur sont désormais accessibles. Ici la présence d'autres individus (en l'occurrence, la variation du nombre de concurrents sur le marché matrimonial) influe bien sur les actions des individus, mais encore une fois seulement dans la mesure où la présence de ces autres individus modifie leurs incitations à agir (en l'occurrence, en augmentant les gains de la recherche d'une épouse plus désirable).

En outre, la théorie peut parfaitement prendre en compte l'existence de motivations autres qu'égoïstes, puisque l'hypothèse que l'acteur maximise son bien-être espéré ne présuppose en rien que le bien-être de cet acteur soit indifférent au bien-être d'autrui. Ainsi, la

¹⁷ De façon identique, suite au vote en 1929 du *Child Marriage Restraint Act* qui portait en Inde l'âge nubile à 14 ans pour les filles et à 18 ans pour les garçons, « la période de latence de six mois entre le vote de l'acte et sa mise en application le 1^{er} avril 1930 fut utilisée par de nombreuses communautés pour célébrer hâtivement des mariages d'enfants » (Lardinois 1986).

¹⁸ Sur les apports de la théorie des jeux à la sociologie, cf. Swedberg 2001.

théorie s'accommode parfaitement de motivations *altruistes* (par lesquelles le bien-être de l'acteur dépend positivement du bien-être d'un autre individu, par exemple son enfant) ainsi que de motivations *envieuses* (par lesquelles le bien-être de l'acteur dépend négativement du bien-être d'un autre individu, par exemple le nouveau conjoint de son ex-époux). Si la théorie du choix rationnel suppose le plus souvent des motivations égoïstes, ce n'est donc pas parce qu'elle ne pourrait pas logiquement intégrer l'existence de motivations altruistes ou envieuses, c'est parce que dans bon nombre de contextes les motivations égoïstes sont celles dont il est raisonnable de faire l'hypothèse que ce sont celles qui sont communes au plus grand nombre d'individus. À l'inverse, nombreux sont les modèles de théorie du choix rationnel appliqués aux comportements familiaux qui supposent, au sein de chaque famille, que les parents sont altruistes à l'égard de leurs enfants (alors que ces derniers sont souvent supposés égoïstes !), ou qui supposent que les conjoints font preuve d'altruisme réciproque, ce qui signifie que le bien-être que chacun retire d'une consommation privée accroît – indirectement – le bien-être de son conjoint (c'est ainsi que la théorie modélise l'amour).¹⁹ Les seules motivations à agir que la théorie du choix rationnel ne puisse pas logiquement intégrer sont les motifs d'agir « non conséquentialistes », c'est-à-dire les motifs d'agir qui ne résultent pas du degré d'attractivité des conséquences des actions faisables mais du caractère impératif d'une prescription : respect d'une norme, sens du devoir, etc.

Enfin, la théorie peut aussi parfaitement prendre en compte l'existence de sources de bien-être égoïste *non pécuniaires*, typiquement le pouvoir et le prestige. Si la théorie du choix rationnel suppose le plus souvent que l'argent est la source principale de bien-être égoïste, c'est parce qu'il semble que les individus valorisent l'argent plus encore que le pouvoir ou le prestige – et que son obtention constitue donc un motif d'action relativement puissant –, pour la raison qu'il peut plus facilement être échangé contre tout type de bien ou service et ainsi satisfaire tout type de préférence.²⁰ Malgré cela, aucune source de bien-être n'est à exclure des calculs que la théorie du choix rationnel peut imputer aux acteurs : pour compléter l'exemple déjà mentionné concernant les différentiels de fécondité, comme avoir un enfant nécessite de lui consacrer beaucoup de temps les femmes devraient faire d'autant moins d'enfants que leur temps leur est subjectivement plus précieux, ce qui est le cas *non seulement* si leur salaire horaire est plus élevé *mais aussi* si elles retirent plus de gratifications non

¹⁹ Sur divers modèles explicatifs des relations intrafamiliales faisant l'hypothèse d'altruisme entre les membres de la famille, cf. Laitner 1997 ; sur des modèles faisant l'hypothèse d'altruisme hors de la sphère familiale, cf. Andreoni 2001.

²⁰ Par ailleurs, du point de vue du statisticien chargé de tester l'adéquation du modèle explicatif à l'empirie, l'argent constitue souvent une variable plus aisément quantifiable (revenu, prix, etc.) que le pouvoir ou le prestige, ce qui facilite son usage.

monétaires de leur activité professionnelle (intérêt cognitif pour le contenu du travail, goût pour l'interaction avec les collègues, fierté d'avoir été recrutée, etc.) ou même de leurs loisirs. Si certains modèles de fécondité négligent ces sources non pécuniaires de bien-être, ce n'est pas parce qu'ils ne peuvent pas logiquement les intégrer, c'est par souci – peut-être abusif, la question reste ouverte – de simplicité ; un chercheur a tout loisir de les complexifier, en cherchant par exemple à vérifier si, à même salaire horaire, les femmes plus satisfaites de l'ambiance sur leur lieu de travail font moins d'enfants.

Une toute dernière objection adressée à la théorie du choix rationnel concerne son caractère fortement contre intuitif : alors que la théorie prétend que les individus agissent de façon à optimiser leur bien-être espéré, une courte introspection suffit à percevoir que presque personne ne calcule délibérément les coûts et bénéfices espérés de chacune des actions qu'il peut effectuer. Alors, comment réconcilier les hypothèses de la théorie avec notre sentiment introspectif ? Tout d'abord, chacun admettra qu'il lui arrive parfois de calculer délibérément les coûts et bénéfices attachés aux actions faisables ; par exemple, comme nous l'avons vu, lorsqu'en 1793, 1794 et 1813 de nombreux hommes ont hâté leur mariage pour échapper à la conscription, il y a peu de doute qu'ils l'ont fait en pleine connaissance de cause – et que s'ils avaient été honnêtes ils l'auraient reconnu. Cela dit, il est tout aussi clair que la plupart de nos actions ne résultent pas de calculs aussi explicitement présents à la conscience ; peut-on alors véritablement prétendre qu'ils sont issus de calculs ? De façon générale, il semble que le cerveau humain évalue la désirabilité des conséquences des actions faisables de façon trop intuitive et rapide pour qu'une telle évaluation soit pleinement et clairement présente à la conscience des acteurs, mais il semble aussi qu'il effectue bel et bien les calculs appropriés, comme tend à le montrer le fait que de nombreux autres animaux que l'être humain se comportent, eux aussi, de façon rationnelle – sans qu'ils aient pour autant, bien évidemment, besoin d'explicitement à leur esprit le contenu de leurs calculs des coûts et bénéfices des actions faisables (Pratt 1990).

De façon plus particulière, on distinguera deux types de comportements apparemment dépourvus de tout calcul préalable : les comportements routiniers, et les comportements ponctuels. Pour ce qui concerne les comportements routiniers, c'est-à-dire les comportements effectués fréquemment dans un environnement stable (par exemple, embrasser ses enfants en rentrant chez soi), on peut les conceptualiser de la façon suivante²¹ : l'adoption d'une routine résulte d'un calcul initial (n'embrassent quotidiennement leurs enfants que les parents qui non

²¹ Sur une interprétation de divers comportements quotidiens par la théorie du choix rationnel, cf. Friedrichs, Opp 2002.

seulement le peuvent mais en retirent un plaisir suffisant), mais comme une routine est par définition répétée dans un environnement dont la structure d'incitations change peu le gain à répéter le calcul est trop faible pour en valoir le coût, si bien que la *répétition* de la routine, elle, n'est pas soumise à calcul répété (les parents qui embrassent quotidiennement leurs enfants ne se demandent pas chaque jour si cela vaut le coût de les embrasser, ils en viennent à le faire sans calcul préalable) ; cela dit, si survient un changement d'environnement notable, un nouveau calcul est effectué, qui détermine si le comportement routinier doit être poursuivi ou non (lorsque la veille un enfant a commis une faute grave les parents peuvent se demander – avant de l'embrasser – s'il ne conviendrait pas plutôt de rompre la routine pour lui adresser un signal de mécontentement) ; c'est pour cela que les comportements routiniers eux aussi peuvent changer.

Pour ce qui concerne les comportements ponctuels non triviaux – c'est-à-dire, les comportements ponctuels aux conséquences suffisamment importantes pour que cela vaille le coût de prendre la meilleure décision –, on peut les comprendre de la façon suivante : leur adoption résulte de calculs relativement complexes dont tous les paramètres effectivement pris en compte ne sont pas *explicitement* à l'esprit des décideurs. Par exemple, comme nous l'avons vu, lorsque suite à l'adoption d'une politique familiale audacieuse les Allemands de l'Est se mettent à faire plus d'enfants que les Allemands de l'Ouest, chacun d'entre eux, en décidant de faire un enfant supplémentaire, a à l'esprit la joie d'avoir un enfant – accompagnée de diverses considérations sur le coût d'un tel projet –, mais la plupart d'entre eux ignorent sans doute que ce qui différencie leur structure d'incitations par rapport à leurs voisins de l'Ouest réside dans la relative faiblesse du coût monétaire de la fécondité, elle-même issue de l'adoption d'une politique familiale d'incitation à la fécondité. De même, lorsqu'en France en 1968 on interrogeait les femmes mariées sur les motifs de limitation des naissances, une part importante d'entre elles – de plus de 40 % à 67 %, selon la question – donnaient des réponses évasives (« deux enfants, c'est assez ») ou ne donnaient aucune réponse (Roussel 1969). C'est en raison du fait que les individus n'ont pas explicitement à l'esprit chacune des composantes de leurs calculs que même s'ils opèrent des calculs avant d'agir ils ont beaucoup de mal à percevoir ce qui différencie leurs calculs de ceux des autres. C'est aussi pour cela que la théorie du choix rationnel est relativement contre intuitive – et que nous sommes tous tentés d'imputer les différences de comportements non pas à des différences de coûts et bénéfices attachés aux actions faisables mais à des entités comme les « normes sociales », la « culture », etc.

1.2.3. L'utilité de la théorie du choix rationnel

En précisant ce qu'est la théorie du choix rationnel – un cadre analytique formel destiné à expliquer les actions individuelles dont l'agrégation produit les phénomènes macro-sociaux étudiés en sciences sociales –, nous espérons avoir aussi montré qu'elle peut être un outil utile au chercheur. En effet, si un chercheur essaie d'expliquer de façon rigoureuse et cohérente les phénomènes qu'il observe, il se doit de montrer quelles sont les « bonnes raisons » – ou incitations, ou bénéfices espérés – qui ont conduit les individus à choisir les actions qu'ils ont choisies plutôt que celles qu'ils ont rejetées, chose qui ne peut se faire sans utiliser (de façon au moins implicite) la théorie du choix rationnel, et qui gagne en honnêteté intellectuelle et en clarté à être rendue explicite.²² Le fait d'explicitier les hypothèses d'une théorie – comme nous l'avons fait ici pour la théorie du choix rationnel, et comme nous le ferons pour chacun des modèles explicatifs que nous utiliserons concernant les comportements familiaux – permet en effet de faciliter la bonne compréhension des explications proposées, en plus de permettre à son auteur de corriger – ou à un lecteur de repérer – d'éventuelles contradictions logiques qui existeraient au sein d'un modèle ou entre divers modèles explicatifs.

Notons ici un dernier point concernant la relation entre la théorie et l'empirie.²³ Comme nous l'avons vu, le dispositif explicatif en sciences sociales comprend, du plus particulier au plus général, trois éléments : un mécanisme causal, un modèle explicatif, et une théorie. La théorie du choix rationnel, en tant que telle, n'est pas testable empiriquement : à elle seule, elle demeure un cadre formel qui ne génère aucune prédiction. Les mécanismes causaux étant en eux-mêmes inobservables, leur existence ne peut pas non plus être testée empiriquement de façon directe. Ce que le chercheur teste, ce sont les prédictions issues d'un modèle explicatif.

²² De ce point de vue, on ne saurait accepter la position de certains sociologues, qui utilisent (une variante le plus souvent élargie de) la théorie du choix rationnel et continuent pourtant à dénoncer l'utilisation de cette même théorie : n'ayant pas pris le soin d'explicitier complètement leurs modèles explicatifs, ces chercheurs ne réalisent pas – ou feignent de ne pas réaliser – que leurs modèles explicatifs ont la même structure logique et le même contenu cognitif que les explications issues de la théorie du choix rationnel. Sur ce point, la position de Pierre Bourdieu semble avoir été relativement ambiguë, dénonçant explicitement l'utilisation de la théorie du choix rationnel mais l'utilisant en certaines occasions ; dans la revue *Actes de la recherche en sciences sociales*, qu'il dirigeait, on trouve ainsi un (très bel) article portant sur le mariage sur un village de l'île grecque de Karpathos, dans le Dodécannèse, dans lequel on peut lire le paragraphe suivant, qu'on pourrait croire tiré d'un ouvrage de Gary Becker : « Le choix du bal, comme celui d'une place dans la danse, loin d'obéir à une coutume ou à une règle, était l'objet d'un calcul subtil, mis au service d'une stratégie qui visait à maximiser les profits symboliques et matériels. C'est-à-dire, en définitive, les chances de faire un bon mariage » (Vernier 1977).

²³ Sur les relations entre la théorie du choix rationnel et l'empirie – et notamment la façon dont la théorie peut guider l'analyse statistique –, cf. Goldthorpe 1996 (et une réponse à cet article : Edling 2000) ; Hedström, Swedberg 1996 ; Blossfeld, Prein 1998 (qui inclut notamment Prein 1998 et Hechter 1998) ; Sørensen 1998 ; et Fiorina 1995.

Mais précisément, qu'est-ce qu'un modèle explicatif ? Un modèle explicatif est une spécification d'une théorie,²⁴ c'est-à-dire une application d'une théorie à un objet particulier (par exemple, l'écart d'âge entre conjoints), qui est destinée à expliquer divers phénomènes concernant cet objet (par exemple, le fait que l'écart d'âge entre conjoints est aujourd'hui supérieur en Afrique à ce qu'il est en Europe, le fait que l'écart d'âge entre conjoints a baissé en Europe au XX^e siècle, et le fait qu'aujourd'hui en France l'écart d'âge entre conjoints croît avec l'âge de l'homme au mariage). En plus du socle invariable de la théorie, le modèle qui en est issu contient des hypothèses substantielles concernant les acteurs dont il modélise le comportement (leurs actions faisables et les conséquences de ces actions faisables en termes de bénéfices espérés ou de coûts attendus, le nombre d'acteurs et leurs relations, etc.), et c'est grâce à la conjonction du socle invariable de la théorie et de ces hypothèses substantielles que le modèle génère des prédictions, c'est-à-dire qu'il indique quels mécanismes devraient contribuer à générer tel ou tel phénomène. Le modèle sera réputé validé si ses prédictions sont effectivement observées empiriquement ; ou, pour le dire autrement, les phénomènes observés seront réputés expliqués si ce sont effectivement ceux que le modèle avait prévus.

Mais, parmi l'infinité de modèles explicatifs que l'on peut dériver d'une théorie, lesquels choisir ? Un bon modèle explicatif génère des prédictions nombreuses, qui permettent de vérifier si c'est bien tel mécanisme – et non tel autre, qui aurait produit certaines prédictions similaires mais aussi d'autres prédictions différentes voire opposées – qui a agi ; il s'agit là d'un modèle *performant* (ou puissant, ou de grande envergure), c'est-à-dire d'un modèle qui permet d'expliquer de nombreux phénomènes à la fois.²⁵ A même envergure, on préférera les modèles les plus simples, c'est-à-dire ceux qui (conformément au principe du « rasoir d'Occam ») comprennent le nombre d'hypothèses minimal ; il s'agit là de

²⁴ Sur le fonctionnement des modèles explicatifs dans les sciences sociales comme naturelles, cf. Frigg, Hartmann 2006 ; sur le fonctionnement des modèles explicatifs plus particulièrement en sciences sociales, cf. Mäki 2001, et Hernes 1992 en réponse à Smelser 1992.

²⁵ On peut aussi parler de « théorie » plus ou moins performante dans la mesure où des modèles qu'on en a tirés s'appliquent avec succès à un plus ou moins grand nombre – ou à une plus ou moins grande variété – de domaines. C'est en ce sens qu'on a pu dire de la théorie du choix rationnel qu'elle est la plus performante et la plus unificatrice des théories de sciences sociales, puisqu'elle a permis d'expliquer tout un corpus de données empiriques issues non seulement de l'économie mais aussi des autres sciences sociales. Sur les apports que la théorie du choix rationnel a fournis à la sociologie, cf. Opp 1991 ; Baron, Hannan 1994 ; Hechter, Kanazawa 1997 ; Heckathorn 1997 ; Abell 2001 ; ou encore – pour une référence plus ancienne – Lévy-Garboua 1979 ; pour ce qui concerne l'anthropologie et la démographie, cf. Pollak, Watkins 1993 et Rao 1997 ; pour ce qui concerne l'histoire, cf. Friedman, Hechter 1988 ; Kiser, Hechter 1991 ; Kiser, Hechter 1998 ; et Little 2000 ; pour ce qui concerne l'analyse du droit, cf. Shavell 2001 ; pour ce qui concerne toutes les sciences sociales, cf. Hirschleifer 1985 et Grossbard-Shechtman, Clague 2001. Sur l'apport de la théorie du choix rationnel à l'unification de théories de moyenne portée, comme par exemple en sociologie de la famille la « théorie de l'échange » (*exchange theory*), cf. Nye 1980 (pour un aperçu de cette « théorie de l'échange » initiée par Homans et Blau, cf. Levinger 1965). Pour quelques « grands classiques » de la théorie du choix rationnel, cf. Schelling 1960, Hardin 1968, Hirschman 1970 et Schelling 1978.

modèles *parcimonieux* (ou élégants), les meilleurs modèles étant « aussi simples que possible mais aussi complexes que nécessaire ». Préalablement à tout test empirique, un modèle explicatif n'est ni vrai ni faux ; il dispose d'une cohérence interne qui fait que, même s'il explique mal le phénomène observé dans tel pays à telle époque, il peut en principe expliquer de façon satisfaisante un phénomène observé dans une autre société. Confronté aux données d'observation, un modèle donné peut donc s'avérer performant ou non. S'il est performant, alors le chercheur a obtenu ce qu'il désirait, à savoir une bonne explication des phénomènes observés. Mais s'il n'est pas performant – un trop grand nombre de ses prédictions sont invalidées empiriquement –, que faire ? « L'alternative à un modèle qui échoue à expliquer un phénomène observé, ce n'est pas l'absence de modèle – car on n'explique rien sans modèle –, mais bien un autre modèle, c'est-à-dire un modèle comprenant des hypothèses adjacentes substantives différentes » (Hernes 1992).

En définitive, l'utilité de la théorie du choix rationnel pour un chercheur repose sur le fait qu'elle peut lui permettre de proposer des modèles qui, insérés dans une théorie à prétention généralisante, détiennent un véritable pouvoir explicatif ; incombe alors au chercheur la tâche de tester empiriquement ces modèles, et éventuellement de les modifier de façon qui ne soit pas *ad hoc*, pour pouvoir expliquer les phénomènes qu'il observe.

1.2.4. Les possibles échecs de la théorie du choix rationnel

Utile, la théorie du choix rationnel n'en est pas pour autant infaillible : elle peut échouer – et si les modèles qu'on en tire ne pouvaient pas échouer ils ne présenteraient aucun intérêt scientifique. Mais plus précisément la théorie peut échouer à prédire une donnée d'observation en deux sens distincts (Elster 1986). La théorie peut tout d'abord échouer formellement (par indétermination), c'est-à-dire qu'elle peut échouer à produire une prédiction déterminée quant au phénomène qui serait observé si les individus se comportaient de façon rationnelle. Dans ces cas, la théorie ne permet pas d'indiquer lequel de deux mécanismes d'effets contraires sera enclenché ou lequel des deux aura l'effet le plus prononcé, si bien que même si l'observation n'est pas incompatible avec la théorie elle n'est pas non plus la seule observation qui soit compatible avec elle.

La théorie peut aussi échouer empiriquement (par inadéquation), c'est-à-dire qu'elle peut échouer dans la mesure où sa prédiction quant au phénomène qui serait observé si les individus se comportaient de façon rationnelle est invalidée empiriquement, si bien que l'observation est incompatible avec la théorie. De fait, la littérature scientifique sur les motifs d'action irrationnelle a découvert un nombre non négligeable de motifs irrationnels d'action,

qui sont des erreurs de jugement ou des dysfonctionnements systématiques qui peuvent porter sur la formation des croyances ou la collecte d'information, et qui peuvent être liés aux intentions ou émotions des acteurs (biais cognitifs « chauds ») ou non (biais cognitifs « froids »).²⁶

Alors, dans quelle mesure la théorie du choix rationnel permet-elle de mieux comprendre – ou échoue-t-elle à éclairer – les comportements de formation et de dissolution des couples ? C'est là la question empirique que nous abordons dans les deuxième et troisième parties de cette thèse. Avant d'y répondre, il nous faut préciser quels sont les principaux modèles et mécanismes explicatifs que la théorie du choix rationnel propose pour expliquer les comportements sociodémographiques.

²⁶ Sur les biais cognitifs, cf. les excellentes synthèses de l'*International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* : Shafir 2001 ; Birnbaum 2001 ; Strack 2001 ; Todd 2001 ; et Gigerenzer 2001 ; cf. aussi Lindenberg, Frey 1993 et Lindenberg 2000 ; sur les apports de diverses disciplines à la découverte et à la conceptualisation de ces biais cognitifs, cf. Van der Pligt 2001 ; Fiedler, Wänke 2001 ; Mullainathan, Thaler 2001 ; et Mellers 2001. Sur l'existence de biais cognitifs dans la prise de décision du mariage et ses conséquences – notamment le fait que les individus prennent des précautions pour ne pas en être victimes –, cf. Frey, Eichenberger 1996.

1.3. L'apport de la théorie du choix rationnel à l'analyse des comportements sociodémographiques²⁷

Après avoir montré en quoi, de façon générale, la théorie du choix rationnel peut être utile pour expliquer de façon rigoureuse les phénomènes macro-sociaux issus de l'agrégation d'actions individuelles, il convient de montrer en quoi elle peut se révéler utile pour expliquer, plus particulièrement, les phénomènes macro-sociaux affectant les comportements sociodémographiques et, parmi eux, les comportements de formation et de dissolution des couples. Quels sont les modèles explicatifs – et les mécanismes causaux qu'ils pointent du doigt – que la théorie du choix rationnel propose pour expliquer les variations d'intensité et de calendrier de la formation et de la dissolution des couples ?

Au niveau le plus général, nous l'avons vu, les modèles explicatifs dérivés de la théorie du choix rationnel ont tous la même structure logique : les individus, confrontés au choix d'effectuer telle action ou telle autre action, choisissent d'entreprendre l'action dont les conséquences sont à leurs yeux préférables, c'est-à-dire l'action dont ils s'attendent à ce qu'elle leur procure une satisfaction maximale. Ainsi, pour ce qui concerne les comportements sociodémographiques, on comprend aisément que, dans l'optique de la théorie du choix rationnel un individu se met en couple plutôt que de rester hors couple, se marie plutôt que de poursuivre sa cohabitation, se met en couple ou se marie avec tel conjoint plutôt qu'avec tel autre, se met en couple ou se marie à tel âge plutôt qu'à tel autre, rompt son union plutôt que de la poursuivre, se remarie plutôt que de rester veuf ou divorcé, ou encore fait un enfant supplémentaire plutôt que de conserver le même nombre d'enfants, seulement *si* il préfère les conséquences qu'il attend de cette action, et *parce qu'*il préfère les conséquences qu'il en attend. Les variations d'intensité et de calendrier de formation et de dissolution des couples devraient donc s'expliquer, avant tout, par les variations de coûts et de bénéfices attachés à la mise en couple et au mariage ainsi qu'à la rupture et au divorce. Telle est bien,

²⁷ Sur les apports de la théorie du choix rationnel à l'explication des comportements sociodémographiques (mise en couple et mariage, rupture d'union et divorce, fécondité, relations intrafamiliales, etc.), cf. les synthèses suivantes : Weiss 1997 et Weiss 2001 ; Bergstrom 1996 ; Bergstrom 1997 ; mais aussi Willis 1987, Friedman 1990 ; Friedman 1999 ; Michael 2003 ; Siow 2003 ; Friedberg, Stern 2003 ; Mason 2005 ; Lundberg, Pollak 2007 ; et Stevenson, Wolfers 2007 ; pour des traitements plus complets, cf. l'ouvrage fondamental Becker 1991, mais aussi Papps 1981 ; Cigno 1991 ; Ermisch 1993 ; Grossbard-Shechtman 1993 ; Grossbard-Shechtman 2003 ; et Razin, Sadka 1995 ; pour une référence sur le sujet en langue française, cf. Silber 1981, ou Lemennicier 1988 – un ouvrage malheureusement truffé de jugements de valeur à l'emporte-pièce. Pour une analyse de l'importance des contributions de Gary Becker dans l'application de la théorie du choix rationnel à la sphère des comportements familiaux, cf. Grossbard-Shechtman 2004 et Pollak 2002 ; pour une analyse de la pertinence du *Treatise on the Family* de Gary Becker pour la sociologie, cf. Foster 1993 ; et pour une analyse plus générale de l'importance de Gary Becker dans l'application de la théorie du choix rationnel en sociologie, cf. Coleman 1993.

par conséquent, la question centrale : quels sont les « gains de la mise en couple », qui pourraient permettre d'expliquer (s'ils sont positifs) pourquoi les individus se mettent ou se remettent en couple plutôt que de rester hors couple et (s'ils sont négatifs) pourquoi les individus quittent leur couple plutôt que d'y rester ? Et quels sont les « gains du mariage », qui pourraient permettre d'expliquer pourquoi les individus se marient ou se remarient plutôt que de simplement cohabiter ? Il est entendu que l'utilisation du terme « gains » n'implique en rien que toutes les raisons de se mettre en couple soient d'ordre pécuniaire ou matériel ; comme nous le verrons, ce n'est pas le cas, puisque entrent aussi en jeu des gratifications d'ordre affectif, sexuel, symbolique, et autre.²⁸

Avant de répondre à ces questions, il convient toutefois d'opérer quelques clarifications sémantiques. Dans ce travail, nous utiliserons les termes de couple, conjoints, mariage, époux, cohabitation et cohabitants de façon standardisée, pour éviter toute confusion. De façon générale, on admettra qu'un « couple » peut être marié – auquel cas c'est un « mariage » composé « d'époux » – ou non marié – auquel cas c'est une « cohabitation » (plutôt qu'une « union libre » ou un « concubinage ») composée de « cohabitants » (plutôt que de « partenaires » ou de « concubins »). Autrement dit, un couple peut être un mariage ou une cohabitation, et les conjoints peuvent être des époux ou des cohabitants. Donnons ici à ces distinctions un contenu non seulement logique, mais aussi opérationnel pour la recherche empirique.

Un *couple* est une union composée de deux individus, un homme et une femme, qui résident dans le même logement (qui ont « emménagé ») depuis au moins six mois, et qui entretiennent des relations étroites de type sexuel, sentimental (affection et amour mutuels, amour d'enfants communs), et socioéconomique (côté production c'est principalement la division du travail entre les tâches domestique et marchande, et côté consommation c'est le partage d'une part au moins des ressources qu'ils possèdent). Cette conception de la notion de couple est délibérément restrictive : elle exclut les unions polygames, les unions homosexuelles, les unions sans corésidence (*visiting unions*) et les unions corésidentes de durée inférieure à six mois, la raison en étant que les données statistiques que nous utilisons (principalement, les données de l'enquête *Étude de l'Histoire Familiale* de 1999) ne renseignent adéquatement que les unions monogames hétérosexuelles corésidentes de six

²⁸ Cela dit, se contenter d'affirmer que les individus se mettent en couple « par amour » reste improductif scientifiquement, puisque tant que l'on ne dispose pas d'une théorie spécifiant qui sont les individus qui devraient le plus souvent « tomber amoureux » ou cesser d'être amoureux on ne peut dériver de ce fait – par ailleurs incontestable – aucune prédiction intéressante et testable empiriquement concernant qui sont les individus qui devraient se mettre en couple ou se marier plus souvent ou plus précocement.

mois ou plus.²⁹ Nous appellerons les individus qui composent un couple des *conjoint*s – respectivement, le conjoint, et la conjointe – et nous appellerons la dissolution d’un couple une « rupture d’union », les individus n’étant pas actuellement en couple étant appelés « hors couple ». Il convient de distinguer un couple d’une famille, puisqu’une famille est un groupe d’au moins deux individus qui ne sont pas nécessairement corésidents (d’où une première différence avec le couple) mais qui sont apparentés, et ce soit par alliance (mariage) soit d’autres façons (seconde différence avec le couple) : la consanguinité (descendance d’un ancêtre commun), la parenté (filiation), ou encore la parenté fictive (adoption).

Une *cohabitation* (plutôt « qu’union libre ») est un couple non marié, c’est-à-dire un couple dont les droits et les devoirs des membres ne sont pas formalisés – ni, donc, exécutoires – juridiquement. Nous appellerons les individus qui composent une cohabitation des cohabitants et nous appellerons la dissolution d’une cohabitation une « séparation ». Il convient de distinguer soigneusement la cohabitation de la corésidence (ou ménage) ; si, selon nos définitions, tous les cohabitants sont corésidents, de nombreux corésidents ne sont pas cohabitants car ils ne forment pas des couples (ils peuvent être parent et enfant, frère et sœur, amis colocataires, ou membres d’un ménage collectif comme des pensionnaires, des détenus, etc.).

Un *mariage*, enfin, est un couple marié, c’est-à-dire un couple dont les droits et les devoirs des membres sont formalisés – et donc, exécutoires – juridiquement. (Le terme mariage désigne aussi la cérémonie, le rite de passage qui permet d’accéder au statut de couple marié.) Nous appellerons les individus composant un mariage des *époux* – respectivement, l’époux (ou mari) et l’épouse – et nous appellerons la dissolution d’un mariage un « divorce », les individus n’ayant jamais été mariés étant des « célibataires ».

Pour faciliter la mémorisation des termes susmentionnés, présentons-les dans un tableau récapitulatif.

²⁹ Si la présente thèse restreint l’analyse de la formation et de la dissolution des couples au marché matrimonial monogame et hétérosexuel, il ne s’ensuit pas pour autant qu’aucune analyse valant pour ce marché ne vaut pour les marchés matrimoniaux polygame ou homosexuel, ni que les marchés matrimoniaux polygame ou homosexuel n’ont pas fait l’objet d’analyses par le biais de la théorie du choix rationnel ; pour de plus amples développements sur les marchés matrimoniaux polygames – et notamment sur le fait contre intuitif pour les Occidentaux que la légalisation de la polygynie (mariage d’un homme avec plusieurs femmes simultanément), en accroissant la demande effective de femmes, devrait accroître le bien-être des femmes au détriment de celui de certains hommes –, cf. Becker 1991 et Grossbard-Shechtman 1993, ainsi que Bergstrom 1997.

Tableau 1. Typologie des termes utilisés pour caractériser les unions

| | Unions | | |
|-------------|-----------------------|--|--------------|
| | Couple | Mariage | Cohabitation |
| Membres | Conjoints | Epoux : époux ou mari, et épouse | Cohabitants |
| Non membres | Individus hors couple | Célibataires (ou veufs ou divorcés) | |
| Dissolution | Rupture d'union | Divorce | Séparation |

Les droits et devoirs principaux conférés par le mariage – que peuvent faire appliquer les pouvoirs publics, et qui le distinguent de la cohabitation –, sont : l'entraide matérielle et affective (c'est un devoir pour chacun que de fournir de l'aide à son époux, et un droit que d'en recevoir, même si en France depuis les années 1970 ce principe ne prend plus la forme selon laquelle « le mari doit protection à sa femme et la femme obéissance à son mari »), l'exclusivité sexuelle (c'est un devoir pour chacun de ne pas tromper son époux, et un droit pour chacun de n'être pas trompé : les époux se doivent la « fidélité », comme l'indique l'article 212 du Code civil (encadré 1)), la présomption de paternité du mari en cas de grossesse de l'épouse (c'est un droit pour le mari que de se voir imputer la paternité des enfants de son épouse), et l'éducation des enfants (c'est un devoir pour chacun des époux que d'élever leurs enfants dans leur intérêt). D'autres droits ou devoirs attachés au mariage distinguent encore ce dernier de la cohabitation, comme le devoir d'aider ses beaux-parents (article 206 du Code civil (encadré 1)). Par rapport à la cohabitation, le mariage constitue donc un engagement mutuel à respecter certains devoirs qui a pour propriétés d'être rédigé de façon explicite (plutôt que d'être implicite ou oral) et d'être validé par les pouvoirs publics (plutôt que de rester confiné à la sphère privée), ce qui permet à chacun des cocontractants de faire condamner par les pouvoirs publics un conjoint qui n'aurait pas respecté ses devoirs. En d'autres termes, se marier, plutôt que cohabiter, comporte comme conséquence que les conjoints se font garantir le respect de leurs promesses mutuelles par les pouvoirs publics ; nous reviendrons sur ce point, mais c'est cela qui justifie que nos analyses concernant la France contemporaine portent sur les mariages civils (qui sont exécutoires juridiquement) et négligent les mariages religieux (qui n'ont pas force de droit).³⁰

³⁰ À titre d'indication, on notera toutefois que de 1950 à 2000 la part des mariages catholiques dans les mariages civils totaux célébrés en France est passée d'un peu moins de 80 % à un peu plus de 40 %, la part des mariages catholiques dans les mariages civils de non divorcés (les seuls qui ne sont pas interdits par l'Église catholique) passant sur la même période de 90 % à un peu moins de 60 % (Dittgen 2003). La totalité de cette baisse de la fréquence des mariages catholiques relativement aux mariages civils est due à la baisse de la fréquence des

Encadré 1. Notions de droit français du mariage : les droits et devoirs des époux, d'après le Code civil

En France, c'est la Constitution du 3 septembre 1791 qui instaure le mariage civil, et c'est depuis le Code civil que le mariage civil précède obligatoirement l'éventuel mariage religieux. Les principaux articles du Code civil qui spécifient les droits et devoirs des époux sont les suivants.

Livre Ier, Titre V, Chapitre V : Des obligations qui naissent du mariage.

Article 203. Les époux contractent ensemble, par le fait seul du mariage, l'obligation de nourrir, entretenir et élever leurs enfants.

Article 205. Les enfants doivent des aliments à leurs père et mère ou autres ascendants qui sont dans le besoin.

Article 206. Les gendres et belles-filles doivent également, et dans les mêmes circonstances, des aliments à leur beau-père et belle-mère, mais cette obligation cesse lorsque celui des époux qui produisait l'affinité et les enfants issus de son union avec l'autre époux sont décédés.

Article 207. Les obligations résultant de ces dispositions sont réciproques. Néanmoins, quand le créancier aura lui-même manqué gravement à ses obligations envers le débiteur, le juge pourra décharger celui-ci de tout ou partie de la dette alimentaire.

Livre Ier, Titre V, Chapitre VI : Des devoirs et des droits respectifs des époux.

Article 212. Les époux se doivent mutuellement respect, fidélité, secours, assistance.

Article 213. Les époux assurent ensemble la direction morale et matérielle de la famille. Ils pourvoient à l'éducation des enfants et préparent leur avenir.

Article 214. Si les conventions matrimoniales ne règlent pas la contribution des époux aux charges du mariage, ils y contribuent à proportion de leurs facultés respectives. Si l'un des époux ne remplit pas ses obligations, il peut y être contraint par l'autre dans les formes prévues au code de procédure civile.

Article 215. Les époux s'obligent mutuellement à une communauté de vie. La résidence de la famille est au lieu qu'ils choisissent d'un commun accord. Les époux ne peuvent l'un sans l'autre disposer des droits par lesquels est assuré le logement de la famille, ni des meubles meublants dont il est garni. Celui des deux qui n'a pas donné son consentement à l'acte peut en demander l'annulation : l'action en nullité lui est ouverte dans l'année à partir du jour où il a eu connaissance de l'acte, sans pouvoir jamais être intentée plus d'un an après que le régime matrimonial s'est dissous.

Article 216. Chaque époux a la pleine capacité de droit ; mais ses droits et pouvoirs peuvent être limités par l'effet du régime matrimonial et des dispositions du présent chapitre.

Sur le droit du mariage et de la famille, cf. Delmas-Marty *et al.* 1998, Théry 1998.

Maintenant que ces termes et que la distinction entre un mariage et une cohabitation ont été clarifiés, nous allons voir quels sont les gains de la mise en couple (mariée ou non) relativement à la situation hors couple (1.3.1) et, au sein d'un couple, quels sont les gains du mariage relativement à la cohabitation (1.3.2). Cela nous permettra, pour le reste de la thèse, d'établir quels sont les coûts et bénéfices majeurs de plusieurs comportements sociodémographiques centraux. Dans ces deux sections, notre objectif est moins de présenter

mariages entre deux époux catholiques, et aucunement à la baisse de la fréquence des mariages ne comprenant qu'un époux catholique, comme l'indique l'*Annuaire statistique de l'Église*. Sur les mariages catholiques en France, cf. Lévy 1983 et surtout Dittgen 2003. Pour ce qui concerne des périodes plus anciennes, on sait qu'entre la Première Guerre Mondiale et 1959 la part des mariages entre célibataires qui comprenaient une cérémonie religieuse était d'environ 90 % (Girard 1974). Sur les mariages religieux en Europe, cf. Dittgen 1994 et Dittgen 2003.

dans le détail tel ou tel test empirique des modèles de mise en couple et de mariage dérivés de la théorie du choix rationnel que de montrer comment certains modèles et mécanismes explicatifs permettent de faire sens *à la fois* de divers phénomènes que les chercheurs en sciences sociales ont déjà bien documentés.

1.3.1. A quoi bon se mettre en couple ? Les gains de la mise en couple³¹

*Your lovin' gives me a thrill
But your lovin' don't pay my bills
Now give me money
That's what I want
Barrett Strong, 1959*

Une fois que les individus ont atteint la majorité, ils peuvent se mettre en couple. Mais quels sont les gains qui les incitent à se mettre en couple, plutôt qu'à rester hors couple – gains qui les incitent aussi, une fois mis en couple, à rester dans leur couple plutôt qu'à le rompre, et aussi, une fois revenus hors couple, à se remettre en couple ? Les gains espérés de la mise en couple qui sont mis en exergue par les principaux modèles explicatifs de la théorie du choix rationnel sont au nombre de quatre :

- i. gains issus de la consommation commune de biens non rivaux ;
- ii. gains issus de la division sexuelle du travail entre conjoints, c'est-à-dire de l'exploitation des avantages comparatifs et des rendements croissants ;
- iii. gains issus de l'assurance mutuelle ;
- iv. gains issus de l'extension des biens consommables, principalement les gratifications émotionnelles et sexuelles ainsi que les enfants.³²

³¹ Sur les apports de la théorie du choix rationnel à l'explication de divers phénomènes concernant la formation des couples, cf. – outre les synthèses et ouvrages déjà mentionnés à la note de bas de page n°27 – les textes fondamentaux de Gary Becker : Becker 1973 et Becker 1974 ; cf. aussi Keeley 1977 ; Pollak 2001 ; Brien, Sheran 2003 ; pour une référence sur le sujet en langue française, cf. Weiss 1994.

³² D'autres types de gains de la mise en couple ont été mis en exergue par d'autres modèles, mais nous ne nous appesantissons pas sur eux parce qu'ils sont d'importance moindre et que, dans le cadre de cette thèse, ils ne nous serviront pas. Mentionnons-les malgré tout, par souci de complétude : ces autres gains de la mise en couple comprennent (i) les gains issus de l'extension du crédit entre conjoints et (ii) les gains issus de l'extension du réseau de parenté. (i) S'il n'existe pas de marché des capitaux – ou si ce marché est imparfait en raison de la difficulté qu'ont les banques à évaluer le sérieux des projets d'emprunt qui leur sont soumis –, un individu hors couple qui désire poursuivre ses études peut être amené à renoncer à de telles études pour obtenir les revenus nécessaires à sa consommation du moment. Or, cette renonciation à poursuivre ses études lui inflige un coût, puisqu'elle implique de renoncer aux surcroûts de salaire qu'il aurait obtenus s'il avait pu poursuivre ses études. Donc si cet individu se met en couple et se coordonne avec un conjoint pour lequel la poursuite des études n'est pas aussi rentable que pour lui, son conjoint peut lui transférer une part de ses revenus pendant qu'il effectue ses études en échange d'une part des surcroûts de salaire qu'il obtiendra finalement grâce à la poursuite de ses études. Ainsi, les deux conjoints auront gagné à se mettre en couple plutôt qu'à rester hors couple grâce aux

Alors que les deux premiers de ces gains sont des gains en ce sens qu'ils permettent aux conjoints de consommer un plus grand volume de biens qu'ils n'auraient pu le faire en restant hors couple (hausse du volume de biens consommés), le dernier de ces gains est un gain en ce sens qu'il permet aux conjoints de consommer des biens qu'ils n'auraient pas pu consommer hors couple (extension de l'éventail des types de biens consommés), le troisième gain constituant un cas intermédiaire.

Notons que l'acception des termes « consommation » et « bien » (*commodity*) ici utilisés est hautement extensive : est considéré comme « bien » n'importe quelle source potentielle de satisfaction, et comme « consommation » n'importe quelle activité qui procure de la satisfaction. Ainsi, on admettra que sont des biens consommables non seulement un repas (bien au sens strict), mais aussi une aide à domicile (service au sens strict), ainsi que le fait de jouer aux cartes (loisir au sens strict) ou de voir ses enfants s'épanouir (plaisir altruiste). Dans ce cadre, le couple est conceptualisé comme un lieu de production et de consommation : c'est en combinant du temps de travail domestique à des biens achetés sur le marché (grâce à des revenus issus du travail marchand) que les conjoints produisent des biens dont la consommation leur procure de la satisfaction. Dès lors, les gains de la mise en couple ne sont rien d'autre que le résultat du surcroît de consommation – et donc de satisfaction – que permet le surcroît de production permis par la mise en couple. Ou en d'autres termes les gains de la mise en couple consistent en l'écart entre, d'un côté, les volumes de satisfaction des deux conjoints en couple et, d'un autre côté, la somme des satisfactions des deux mêmes individus hors couple : c'est le surplus de satisfaction que les conjoints doivent en propre au fait d'être en couple – surplus qu'il s'agit alors, une fois qu'il a été obtenu, de se répartir entre conjoints. Cette manière de concevoir le couple, si elle peut paraître au premier abord, sinon choquante, du moins étonnante, a pour avantage de fournir des mécanismes explicatifs de grande généralité à divers phénomènes observés.³³

Les coûts de la mise en couple, quant à eux, comprennent principalement des coûts (d'opportunité) issus du fait que l'on renonce à des plaisirs de personne hors couple (ne pas

gains qu'ils auront retirés de l'extension du crédit. (ii) Les conjoints peuvent aussi gagner en niveau de vie grâce à l'extension de leur réseau de parenté ; il s'agissait là d'un motif de mise en couple – et de choix de tel conjoint plutôt que de tel autre – qui était décisif dans la plupart des sociétés humaines préindustrielles, mais il a tant perdu en force dans les sociétés occidentales contemporaines qu'il ne nous est pas nécessaire ici de l'analyser en détail.

³³ Sur cette conceptualisation du ménage et du couple et la façon dont elle permet d'expliquer les gains de l'emménagement et les gains de la mise en couple, cf. les articles fondamentaux de Gary Becker : Becker 1965 et Becker 1985 ; cf. aussi les synthèses suivantes : Lloyd 1975 ; Gronau 1986 ; Gronau 1997 ; Oppenheimer 1997 ; Shelton, John 1996 ; Shelton 2001 ; et Moffit 2001 ; pour une référence sur le sujet en langue française, cf. Brossollet 1993.

« avoir de comptes à rendre ») et du fait que l'on renonce à former un autre couple. Mais comme ces mécanismes ne permettent pas véritablement de formuler des prédictions intéressantes au niveau macro-social, nous nous concentrons ici sur les mécanismes qui produisent des *gains* de la mise en couple et sur les prédictions qu'ils permettent de générer.

1.3.1.1. Les gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux

La mise en couple peut permettre d'accroître le niveau de satisfaction des deux conjoints parce qu'en leur permettant de consommer ensemble les mêmes biens *non rivaux*, elle leur permet de s'épargner certaines dépenses et donc de consommer plus de biens en couple qu'ils ne pourraient le faire séparément.

Lorsqu'un couple achète un bien dont la consommation est non rivale – c'est-à-dire, un bien qui peut être consommé par un conjoint sans que cela n'altère la capacité de l'autre à le consommer –, les conjoints sont dispensés d'effectuer deux fois la même dépense. En emménageant dans le même logement, les conjoints peuvent effectivement partager les coûts du loyer, de l'éclairage et du chauffage (ou de la climatisation), ainsi que les coûts d'achat et d'entretien du mobilier, des appareils électroménagers, de la télévision ou encore de la décoration du logement. L'emménagement réduit ainsi le coût de toutes ces dépenses par membre du couple sans pour autant réduire leurs niveaux de consommation correspondants, ce qui leur permet, par rapport à la situation dans laquelle ils étaient hors couple, de consacrer l'argent épargné à des consommations supplémentaires. Par exemple, dans la France des années 1990, pour atteindre le même niveau de vie qu'un célibataire un couple n'avait pas besoin de 2 fois son revenu, mais seulement d'1,5 fois son revenu ; et à même niveau de vie, pour occuper et chauffer son logement, un couple ne dépensait pas 2 fois, mais seulement 1,3 fois plus qu'un individu seul (Olier 1998).³⁴ Les biens non rivaux que les conjoints peuvent consommer ensemble comprennent aussi – nous le verrons – toutes les satisfactions que les conjoints retirent de leurs échanges (conversations communes, sentiments mutuels, relations sexuelles, etc.) et toutes les satisfactions, altruistes ou non, que les parents retirent de leurs

³⁴ Les gains matériels issus de l'emménagement dans un seul et même logement existent non seulement pour les membres d'un couple mais aussi plus généralement pour tous les membres d'un même ménage, ils donnent une incitation à constituer des ménages composés d'un nombre élevé d'individus, comme les « ménages complexes » que forment, dans de nombreuses sociétés humaines, les familles étendues (un couple et ses enfants, auxquels s'ajoutent les parents d'un membre du couple, voire certains frères ou sœurs d'un membre du couple et leurs enfants). Sur les ménages complexes en Europe du XVI^e au XVIII^e siècle, cf. Kertzer 1991 et Kertzer 2001. Ces gains matériels étant d'autant plus précieux que l'on est plus pauvre, il n'est pas étonnant que ces ménages soient plus fréquents dans les sociétés relativement pauvres, et *a contrario* il n'est pas étonnant non plus que, dans la France contemporaine, les couples non corésidents semblent être plus fréquents dans les milieux sociaux les plus aisés.

enfants, puisque le fait qu'un parent se réjouisse d'une caractéristique de son enfant ou bien de son bonheur n'empêche pas – bien au contraire – que l'autre de ses parents s'en réjouisse aussi. Ce caractère non rival des satisfactions que les parents retirent de leurs enfants a pour conséquence qu'élever ses enfants à deux est plus efficient que de les élever seul(e), puisque chaque dépense effectuée par l'un des parents en direction de l'enfant (que ce soit en argent, en temps ou en énergie) procure indirectement du bonheur non seulement au parent qui a effectué cette dépense mais aussi à son conjoint.

Les biens non rivaux que les conjoints peuvent partager pour en retirer des gains sont non seulement des biens de consommation – du type, matériel ou non, de ceux que nous venons de mentionner –, mais aussi des facteurs de production. Par exemple en France, dans les générations nées de 1911 à 1935, le fait d'être la fille aînée d'un exploitant agricole dont la descendance est faible accroît la probabilité de mariage, car ces femmes ont fortement intérêt à se marier et plus précisément à se marier avec un exploitant dont le père est lui aussi exploitant, ce qui « permet à plus ou moins longue échéance la réunion des terres des deux conjoints » (Courgeau, Lelièvre 1986). Parmi les facteurs de production que les conjoints peuvent partager, on compte aussi l'information. Ainsi, chacun peut fournir à son conjoint des informations ou des conseils susceptibles d'accroître sa productivité marchande ou domestique, ce qui permet aux membres du couple d'être plus productifs (aussi bien dans la sphère marchande que dans la sphère domestique) et donc de consommer plus de biens qu'ils n'auraient pu le faire s'ils n'étaient pas en couple. Notamment, le fait que les épouses donnent à leurs maris des informations ou les introduisent dans des réseaux sociaux est susceptible d'accroître leur productivité marchande. Par exemple, dans les années 1960 et 1970, une hausse du niveau de diplôme de la femme va de pair aux États-Unis avec une hausse du salaire horaire de son conjoint (Benham 1974) et en France avec une hausse de sa probabilité de devenir cadre (Singly 1982). De façon plus minutieuse, on a montré qu'en France dans les générations masculines 1918 à 1935, « quand l'analyse statistique contrôle les effets qu'exercent, sur la carrière masculine, le métier du père, la formation initiale et le statut du premier emploi, il subsiste une association positive – d'ampleur assez modeste, mais significative – entre le diplôme de l'épouse et la destinée sociale du mari à l'âge de 35-52 ans. Les chances que l'homme accède à une position supérieure dans la structure sociale augmentent, à mesure que s'élève le diplôme de l'épouse. Le capital scolaire de la femme semble donc favoriser l'ascension professionnelle du mari » (Vallet 1995). Ces effets ne sont d'ailleurs pas à sens unique, puisque « toutes choses égales par ailleurs » le niveau de diplôme de chacun des membres du couple accroît le revenu de son époux au Brésil en 1989

(Tiefenthaler 1997) ainsi qu'en Grande-Bretagne de 1991 à 1999 (Brynin, Francesconi 2004) ; de même, aux Pays-Bas des générations 1915 à 1975, non seulement le niveau de diplôme de l'épouse accroît le rythme de progression de la carrière de son mari et réduit la probabilité qu'il interrompe son activité professionnelle, mais en outre – et c'est là l'effet le plus puissant – le niveau de diplôme du mari accroît la probabilité qu'après une interruption d'activité son épouse reprenne une activité professionnelle, et particulièrement une activité professionnelle plus valorisée (Bernasco et al. 1998).

Notons toutefois que, pour que des individus gagnent à consommer ensemble des biens non rivaux, il faut qu'ils valorisent tous deux ces biens. Si à l'inverse l'un des conjoints percevait ces « biens » comme des nuisances, le fait que son conjoint les achète ou lui fournisse ne ferait que réduire son niveau de satisfaction. Il s'ensuit que, pour profiter à plein des gains de la consommation commune de biens non rivaux, les conjoints doivent posséder des désirs semblables en matière de consommation, ce qui donne aux individus une incitation à se mettre en couple avec un conjoint aux goûts proches des leurs. On dispose là d'une explication relativement générale à la tendance qu'ont les individus à s'apparier positivement selon leurs goûts en matière de centres d'intérêt, de loisirs préférés, d'opinions politiques ou religieuses, de type d'éducation que l'on désire transmettre, etc.

Ce modèle permet de formuler une prédiction : comme les gains matériels à la mise en couple ont d'autant moins de valeur que les individus hors couple sont déjà plus riches, les individus devraient se mettre en couple d'autant moins fréquemment que leurs niveaux de vie sont plus élevés, aussi bien entre sociétés qu'entre couples d'une même société ou au fil du temps. Tout d'abord, entre sociétés, les individus devraient d'autant plus souvent vivre en couple qu'ils sont plus pauvres. Par exemple, en Afrique subsaharienne, où les individus sont relativement pauvres, le célibat définitif est relativement faible (moins de 5 % de chaque génération), et la remise en couple après rupture relativement fréquente (Hertrich, Pilon 1997). Ensuite, au sein des sociétés, les individus qui devraient se mettre le plus en couple sont les plus pauvres. Comme nous le verrons, d'autres mécanismes aux effets inverses à celui-ci peuvent contribuer à dissimuler les effets de cette incitation, mais elle n'en existe pas moins. Dans cette ligne d'idées, on a montré qu'aux États-Unis le fait de bénéficier de certaines allocations sociales (*Aid to Families with Dependent Children*) réduit « toutes choses égales par ailleurs » la probabilité de remariage des femmes, car cela réduit le coût d'attente (en termes de niveau de vie) de la rencontre d'un conjoint satisfaisant (Hutchens 1979). Enfin, au fil du temps, l'enrichissement des individus (par exemple en France, la multiplication par plus de 18 du produit par tête entre 1820 et 2000 (Maddison 2003)) devrait

réduire la propension à se mettre en couple ; c'est là ce que l'on signifie couramment lorsqu'on dit que la hausse des revenus des femmes les a libérées de « l'obligation » de vivre en couple et les a rendues plus « exigeantes » dans leur prise de décision de vivre en couple.

1.3.1.2. Les gains de l'union issus de la division sexuelle du travail entre conjoints

La mise en couple peut aussi permettre d'accroître le niveau de satisfaction des deux conjoints parce qu'en leur permettant de répartir leurs temps de travail productif respectifs de façon plus efficiente, elle leur permet de produire – et donc de consommer – plus de biens et services en couple qu'ils ne pourraient le faire séparément. La division du travail peut effectivement permettre à un ménage de deux personnes d'être plus productif que deux ménages d'une personne chacun, et ce pour les deux mêmes raisons qui permettent à une entreprise comprenant deux travailleurs d'être plus productive que deux entreprises d'un travailleur chacune : l'exploitation des avantages comparatifs, et l'exploitation des rendements croissants.

1.3.1.2.1. La spécialisation selon les avantages comparatifs dans les productions marchande et domestique

En premier lieu, la mise en couple permet à chaque conjoint de se spécialiser dans une activité productive pour laquelle il dispose, à la date de la mise en couple, d'un *avantage comparatif*, ce qui permet au couple de produire plus de biens et services que ses membres ne pourraient le faire s'ils étaient restés (ou retournaient) hors couple.

Au sein d'un couple, on dit qu'un individu – l'homme, ou la femme – détient sur son conjoint un avantage comparatif dans une activité productive – la production marchande, ou la production domestique³⁵ – s'il peut exercer cette activité-là à un *coût d'opportunité* (c'est-à-dire, avec un « manque à gagner ») inférieur à celui de son conjoint. En d'autres termes, un individu détient sur son conjoint un avantage comparatif dans une activité productive si, pour réaliser un volume de production donné dans cette sphère, il doit – en renonçant à passer du temps à exercer l'autre activité – renoncer à un volume de production moindre que celui

³⁵ Nous ne présentons ici, parmi les gains de l'union issus de la spécialisation des conjoints selon leurs avantages comparatifs, que les gains tirés de la spécialisation *entre production marchande et production domestique*. La raison en est qu'il s'agit là de la spécialisation productive qui produit le plus de gains de l'union, et qui est la plus souvent rencontrée au sein des couples. Mais le même modèle des avantages comparatifs est aussi valide pour ce qui concerne les gains tirés de la spécialisation *au sein même de la production marchande* (l'homme au fourneau, la femme à la caisse), ou *au sein même de la production domestique* (l'homme au supermarché, la femme à la cuisine).

auquel doit renoncer son conjoint.³⁶ Détaillons ici ce modèle, qui est à la fois important et trop souvent incompris (car il est confondu avec celui, plus intuitif, des avantages absolus).

Imaginons, d'un côté, qu'une femme mette autant de temps à produire une unité de production domestique (disons, un repas de quantité et qualité données) qu'elle en met, sur le marché du travail, à gagner 80 euros de salaire ; préparer un repas lui « coûte » donc, en termes de production marchande non effectuée, 80 euros. Imaginons d'autre part qu'un homme mette autant de temps à préparer ce même repas qu'à produire 100 euros de salaire ; préparer ce repas lui « coûte » donc, en termes de salaires non perçus, 100 euros. Si l'on compare ces coûts d'opportunité respectifs de préparation d'un repas, il apparaît que la préparation d'un repas « coûte » plus cher à l'homme qu'à la femme ; en d'autres termes, la femme détient sur l'homme un avantage comparatif dans la production domestique et, corrélativement, l'homme détient sur elle un avantage comparatif dans la production marchande. Le modèle de l'avantage comparatif démontre alors que, par rapport à deux célibataires effectuant chacun de leur côté leur propre production marchande et domestique, un couple peut toujours accroître (ou maximiser) son volume de production global pourvu que chacun des conjoints se spécialise relativement (ou complètement) dans la sphère d'activité dans laquelle il détient un avantage comparatif. Dans la situation fictive susmentionnée, l'homme pourrait rationnellement tenir à la femme le discours (tout aussi fictif) suivant : « ton coût d'opportunité de la préparation des repas – et, plus largement, de la production domestique – étant supérieur au mien, je te propose que nous nous mettions en couple afin d'exploiter nos avantages comparatifs. En plus de tes propres repas, tu prépareras désormais les miens, ce qui, de mon côté, me libérera du temps pour travailler plus longtemps sur le marché. Et comme chaque repas que tu prépareras pour moi te fera perdre 80 euros de salaire mais me permettra d'en gagner 100 supplémentaires, nous pourrons, après que je t'ai intégralement compensé ta perte de salaire de 80 euros, nous partager les 20 euros restant. Chacun d'entre nous disposera ainsi, au final, du même volume de production domestique que lorsque nous étions hors couple (un repas), mais *aussi* d'un volume accru de revenu, que nous pourrons consacrer à nos consommations préférées. » La mise en couple, en permettant aux conjoints de se spécialiser dans la sphère productive dans laquelle ils détiennent un avantage

³⁶ En d'autres termes encore, cela signifie qu'un individu détient sur son conjoint un avantage comparatif dans la production marchande – et que corrélativement son conjoint détient sur lui un avantage comparatif dans la production domestique – si le rapport entre la valeur du temps passé à effectuer de la production marchande et la valeur du temps passé à effectuer de la production domestique est supérieur pour cet individu à ce qu'il est pour son conjoint. L'exemple chiffré du paragraphe suivant devrait éclaircir le sens de cette proposition.

comparatif, leur permet donc d'accroître leurs niveaux de production et de consommation par rapport à la situation dans laquelle ils étaient hors couple.

Mais à quelles conditions chaque conjoint peut-il disposer d'un avantage comparatif ? Plus précisément – et en poursuivant notre exemple, qui nous resservira par la suite –, dans quelles situations l'homme disposerait-il d'un avantage comparatif dans la production marchande, et la femme dans la production domestique ? Il en existe exactement cinq :

- i. tout d'abord, si l'homme est plus productif que la femme dans la sphère marchande, et que la femme est plus productive que lui dans la sphère domestique (il d'agit là de la situation dans laquelle les gains de l'union sont les plus forts – d'autant plus forts que les écarts de productivité sont plus grands) ;
- ii. ensuite, si les conjoints sont également productifs dans la sphère domestique mais que l'homme est plus productif que la femme dans la sphère marchande ;
- iii. ensuite, si les conjoints sont également productifs dans la sphère marchande mais que la femme est plus productive que l'homme dans la sphère domestique ;
- iv. mais encore, si l'homme est plus productif que la femme dans les deux sphères, mais que sa supériorité est plus marquée dans la sphère marchande ;
- v. et enfin, si la femme est plus productive que l'homme dans les deux sphères, mais que sa supériorité est moins marquée dans la sphère marchande.

Dans chacune de ces cinq situations, l'homme et la femme hors couple gagneraient à se mettre en couple pour exploiter leurs avantages comparatifs. Mais pourquoi de telles situations surviendraient-elles, et en particulier pourquoi, de façon relativement fréquente, les hommes seraient-ils (absolument ou relativement) plus productifs que les femmes sur le marché du travail ou moins productifs qu'elles au sein du ménage ? D'une part, dans les sociétés traditionnelles de chasseurs-cueilleurs ou d'agriculteurs-éleveurs, ainsi que dans les sociétés industrielles, c'est vraisemblablement la supériorité physique des hommes (puissance et endurance) qui tend à les rendre plus productifs que les femmes dans certaines activités non domestiques : chasse, pêche, culture agricole, exploitation minière, métallurgie, etc.³⁷ De la

³⁷ Dans un échantillon de 863 sociétés humaines de diverses époques et de tous les continents analysé par des anthropologues, la division sexuelle du travail laisse apparaître certaines régularités suggérant qu'elle résulte en partie d'avantages comparatifs issus de caractéristiques innées chez les individus : ce sont exclusivement ou principalement des hommes qui exercent les activités de chasse et de travail des métaux dans 100 % de ces sociétés, de construction de bateaux dans 96 % de ces sociétés, de pêche dans 79 % de ces sociétés, de construction des maisons dans 75 % de ces sociétés, et d'élevage dans 64 % de ces sociétés ; corrélativement, ce sont exclusivement ou principalement des femmes qui exercent les activités de poterie dans 86 % de ces sociétés, de cueillette dans 78 % de ces sociétés, et de tissage dans 58 % de ces sociétés (Jacobsen 1994 ; Murdock 1937). Cela dit, d'autres activités, comme l'agriculture, sont exclusivement ou principalement exercées par les membres de chaque sexe dans des nombres de sociétés à peu près équivalents, ce qui rend moins crédible l'explication d'une telle division sexuelle du travail par des avantages comparatifs d'origine innée. Cela pourrait en partie

sorte, il est préférable pour le couple que ce soit l'homme, et non la femme, qui exerce ces activités, pourvu que sa supériorité dans la production « marchande » ne soit pas moins prononcée que son éventuelle supériorité dans la production domestique. Dans les sociétés tertiaires comme les nôtres, ce n'est vraisemblablement plus la supériorité physique des hommes qui leur confère une productivité marchande supérieure à celle des femmes, mais le fait que les femmes sont victimes de discrimination salariale – c'est-à-dire qu'à même qualification, même expérience et même temps de travail, le salaire horaire masculin reste supérieur au salaire horaire féminin. Ce simple fait de la discrimination salariale – quelle que soit sa raison d'être, et notamment qu'elle dépende ou non du fait que pendant la grossesse les femmes perdent de leur productivité marchande³⁸ –, suffirait à expliquer pourquoi il est encore dans l'intérêt d'un couple que ce soit l'homme, plutôt que la femme, qui se spécialise dans la production marchande (pourvu, encore une fois, que cette supériorité dans la production marchande ne soit pas moins prononcée que son éventuelle supériorité dans la production domestique). D'autre part, ce peut être la capacité exclusivement féminine à allaiter les enfants du couple qui rend les femmes plus productives dans l'activité domestique, et qui peut rendre préférable pour les couples que ce soit la femme, et non l'homme, qui se

s'expliquer par le fait que même si initialement les membres d'un sexe n'ont pas d'avantage comparatif sur les membres de l'autre sexe dans cette activité chaque individu a intérêt à respecter (et à faire respecter) la convention locale selon laquelle ce sont les membres de tel sexe qui effectuent telle activité, puisqu'en permettant de coordonner les investissements des membres de chaque sexe dans telle ou telle activité productive le respect de ces conventions garantit à chacun qu'il ou elle aura investi dans l'acquisition de compétences productives dans une sphère différente de celle de son futur conjoint, ce qui permet d'exploiter des avantages comparatifs que l'on aura, en réalité, créés de toutes pièces (Baker, Jacobsen 2007).

³⁸ La discrimination salariale dont les femmes sont victimes – c'est-à-dire, le fait qu'à diplôme, qualification, poste et durée de travail égaux les femmes gagnent moins que les hommes (Majnoni d'Intignano 1999 ; Ferrand 2004) –, qui est souvent expliquée par l'adhésion supposée des employeurs à une norme sexiste, peut aussi en principe, et en partie au moins, s'expliquer par une discrimination non pas sexiste mais probabiliste (*statistical discrimination*) : un employeur rationnel et entièrement dépourvu de toute opinion sexiste pourrait bel et bien préférer, « toutes choses égales par ailleurs », un salarié homme plutôt que femme, pour la raison qu'il considère le risque de grossesse – et les risques d'absence du lieu de travail et de désorganisation de la production qui y sont liés – comme un inconvénient pour son entreprise (Havet, Sofer 2002). Ainsi les employeurs ne seraient prêts à embaucher des femmes qu'à des salaires réduits par rapport à ceux des hommes, ce qui perpétuerait l'incitation que connaissent les conjoints à se spécialiser, l'homme dans la production marchande, la femme dans la production domestique. Notons qu'à cet égard on ne peut pas exclure que les diverses garanties protectrices dont bénéficient juridiquement, pendant l'exécution de leur contrat de travail, les salariées enceintes ou en congé maternité (autorisation d'absences pour examens médicaux sans diminution de rémunération, facilitation des aménagements de travail sans diminution de rémunération, autorisation de démission sans préavis et sans avoir à payer d'indemnités de rupture, protection contre le licenciement pendant la grossesse et le congé de maternité et les quatre semaines suivantes – le congé de maternité allant de 16 à 46 semaines contre 11 à 18 jours pour le congé de paternité –, droit à retrouver un emploi de rémunération au moins équivalente à l'issue du congé de maternité, etc.) ne concourent à donner aux employeurs des raisons supplémentaires d'exercer à l'encontre des femmes une discrimination probabiliste à l'embauche, voire aussi à la formation et à la promotion. Comme des auteurs l'ont écrit à propos des pays scandinaves, « un employeur pèsera toujours en secret les risques qu'il court à engager une jeune femme, parce qu'il sait qu'elle demandera ses droits de congé-maternité et qu'elle s'absentera aussi en cas de maladie des enfants. La Sécurité sociale paie son congé, mais l'employeur doit trouver et former un intérimaire » (Nyström, Gaunt 1986).

spécialise dans la production domestique et notamment dans l'élevage des enfants. Dans une certaine mesure, la supériorité de la productivité domestique des femmes semble d'ailleurs admise par les femmes comme par les hommes, puisqu'en 2003, lorsqu'on a demandé à des Français lequel des deux parents d'un jeune enfant devait, suite à sa naissance, s'arrêter de travailler ou réduire son temps de travail (sachant que 71 % d'entre eux estimaient que lorsque les parents travaillent il est préférable que l'un d'eux réduise son temps d'activité professionnelle voire interrompe son activité), 65 % des hommes et 64 % des femmes ont répondu que ce devait être la mère – 31 % des hommes et 33 % des femmes répondant que ce devait être celui des deux qui a le plus bas salaire, et seuls 1 % des individus répondant que ce devait être le père (Bigot, Piau 2004). Quoiqu'il en soit, il suffirait que – pour au moins l'une des raisons qui viennent d'être mentionnées, ou pour d'autres raisons encore³⁹ – survienne l'une des cinq situations d'avantage comparatif masculin dans la production marchande et d'avantage comparatif féminin dans la production domestique pour que les conjoints soient incités à se diviser le travail. Plus précisément, le *moindre* différentiel de productivité dans les activités marchande ou domestique suffirait à créer une incitation pour les conjoints à se spécialiser fortement pour exploiter pleinement leurs avantages comparatifs. On dispose donc là d'une explication puissante, non seulement au caractère universel de la division sexuelle « traditionnelle » du travail – ce serait pour profiter des gains de cette spécialisation que les couples la pratiqueraient –, mais aussi, peut-être, à la formation des couples : ce serait notamment pour bénéficier de ces gains de la spécialisation selon les avantages comparatifs que les individus se mettraient en couple.

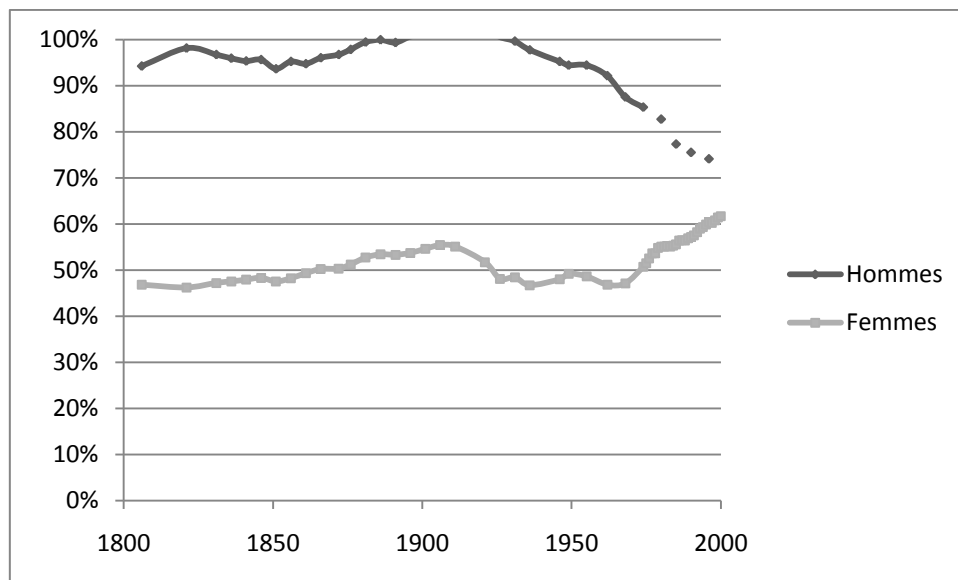
Concernant les effets des avantages comparatifs des conjoints sur leur division du travail, le modèle ici présenté permet de formuler plusieurs prédictions. Tout d'abord, suite à la mise en couple, les conjoints devraient procéder à une spécialisation productive, et ce en vue d'exploiter leurs avantages comparatifs. Par exemple, dans la société française des années 1970, on a dit du mariage qu'il conduisait à un « surinvestissement professionnel masculin »

³⁹ Si l'avantage comparatif masculin dans la sphère marchande et l'avantage comparatif féminin dans la sphère domestique peuvent s'expliquer par les dispositions innées déjà mentionnées – supériorité physique des hommes qui accroît leur productivité marchande, et/ou capacité d'allaitement des femmes qui accroît leur productivité domestique –, ils pourraient aussi s'expliquer par les investissements préférentiels que les jeunes hommes et femmes réalisent, respectivement, dans les sphères marchande et domestique. Par exemple, si les parents conduisaient les garçons à poursuivre des études plus rémunératrices que les filles, ou s'ils enseignaient aux petites filles plus qu'aux petits garçons à faire la cuisine ou le repassage ou à s'occuper des enfants, l'acquisition de telles dispositions pourrait suffire à créer des avantages comparatifs pour les hommes dans la production marchande et pour les femmes dans la production domestique. Toutefois, cette explication est plus fragile que les précédentes, puisqu'elle n'explique pas elle-même pourquoi les parents conduiraient – de façon presque universelle – leurs enfants à de tels investissements différentiels, sinon pour accentuer les gains de la division sexuelle du travail qu'ils leur procureront.

et à un « sous investissement professionnel féminin » : parmi les actifs occupés de 35 à 52 ans en 1970, « en ce qui concerne l'accès à un poste de cadre, [à même niveau de diplôme] le mariage exerce un effet positif pour les hommes et négatif pour les femmes. [...] Les hommes bénéficient d'une décharge de travail domestique, mais doivent en contrepartie contribuer au maximum de leurs possibilités aux revenus du ménage » (Singly 1982). Plus généralement, dans de nombreuses sociétés occidentales contemporaines, les hommes mariés passent plus de temps au travail marchand et moins de temps au travail domestique que les hommes célibataires, alors que les femmes mariées passent moins de temps au travail marchand et plus de temps au travail domestique que les femmes célibataires (Shelton, John 1996 ; Blau *et al.* 2002). Dans les 25 pays de l'Union européenne – et pour les individus de 20 à 49 ans –, le fait d'avoir un enfant de moins de 12 ans réduit le taux d'emploi des femmes (de 75,1 % à 60,4 %) et accroît leur taux d'emploi à temps partiel (de 15,2 % à 22,7 %), alors que cela accroît le taux d'emploi des hommes (de 85,7 % à 91,3 %) et réduit leur taux d'emploi à temps partiel (de 3,5 % à 2,6 %) (Aliaga 2005). Une des conséquences de ces phénomènes est que le mariage accroît le salaire (annuel mais aussi horaire) des hommes – c'est la « prime au mariage » (*marriage premium*) –, alors qu'il réduit le salaire (au moins annuel) des femmes, et ce particulièrement lorsque suite à la naissance d'un enfant le volume de travail domestique croît fortement – c'est la « pénalité à la maternité » (*motherhood penalty*) (Waite 2001a). Ensuite, au sein des sociétés, les conjoints devraient diviser d'autant plus intensément le travail que l'écart entre leurs productivités marchandes est plus élevé. Par exemple, dans la France, l'Allemagne, la Suède et les États-Unis des années 1990, la répartition sexuelle des tâches domestiques est d'autant plus inégale que la part du revenu que l'homme apporte au couple est plus élevée (Anxo *et al.* 2002). Enfin, au fil du temps, au fur et à mesure que l'on passe d'une société agricole à une société industrielle puis tertiaire, le degré de surproductivité masculine dans la sphère marchande devrait baisser – car les compétences requises pour la production deviennent de moins en moins défavorables aux femmes –, et/ou le degré de surproductivité féminine dans la sphère domestique devrait baisser – car des innovations technologiques comme le biberon et les appareils électroménagers peuvent être maîtrisés en peu de temps par des hommes aussi bien que par des femmes –, ce qui devrait réduire l'incitation des couples à se diviser le travail selon la répartition traditionnelle des tâches. Dans les pays occidentaux, sur longue période (les deux derniers siècles) le taux d'activité professionnelle s'est effectivement réduit chez les hommes et accru (après avoir stagné) chez les femmes (Marchand, Thélot 1997 ; pour la France, cf. figure 1), tandis que sur moyenne période au moins (des années 1960 aux années 1990) le temps de travail domestique

s'est accru chez les hommes et réduit chez les femmes (Gershuny, Robinson 1988 ; Anxo *et al.* 2002). Sur plus court terme, en France parmi les femmes qui ont exercé au moins une fois une activité professionnelle avant 1990, les femmes interrompent d'autant moins souvent et d'autant moins longtemps leur carrière professionnelle qu'elles font partie d'une génération plus récente (Grimm, Bonneuil 2001).

Figure 1. Taux d'activité professionnelle des 15-64 ans – France, 1806-2000



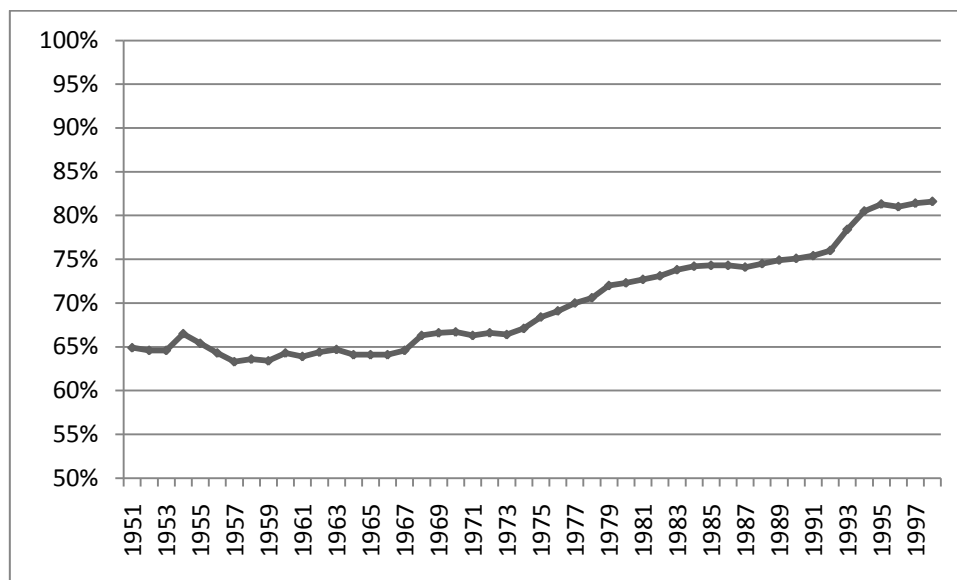
Source : Marchand, Thélot 1997 (1806-1996) ; INSEE 2005 (1997-2004).

Concernant, maintenant, les effets des avantages comparatifs des conjoints sur leur mise en couple, le modèle des avantages comparatifs permet de formuler une prédiction importante : comme l'écart entre les taux de salaire masculin et féminin accroît les gains de la mise en couple issus de la spécialisation, l'écart entre les taux de salaire masculin et féminin devrait accroître la propension à se mettre en couple, aussi bien entre sociétés qu'entre couples d'une même société ou au fil du temps. Tout d'abord, entre sociétés, les individus devraient d'autant plus souvent vivre en couple que les inégalités salariales entre hommes et femmes sont plus accusées. Par exemple, en Afrique subsaharienne, où l'écart entre les taux de salaire masculin et féminin est relativement élevé (et, du coup, l'activité économique féminine relativement rare (Fargues 2003)), le célibat définitif est, comme nous l'avons vu, relativement faible (moins de 5 % de chaque génération), et la remise en couple après rupture relativement fréquente (Hertrich, Pilon 1997). Ensuite, au sein des sociétés, les individus qui devraient le plus souvent vivre en couple sont, parmi les hommes, ceux dont le taux de salaire est le plus élevé (car ce sont eux qui ont le plus intérêt à consacrer tout leur temps productif à la seule sphère marchande, ce qui requiert de vivre en couple) et, parmi les femmes, celles

dont le taux de salaire est le plus réduit (car ce sont elles qui ont le plus intérêt à consacrer tout leur temps productif à la seule sphère domestique, ce qui requiert de vivre en couple). Par exemple en France, parmi les membres des générations des années 1920, les hommes au plus faible célibat définitif sont les cadres supérieurs et les hommes au plus fort célibat définitif sont les ouvriers agricoles, alors que les femmes au plus faible célibat définitif sont les inactives et les femmes au plus fort célibat définitif sont les cadres supérieures (Roussel 1975). Ce phénomène existe toujours dans les générations plus récentes : « chez les femmes, ce sont les plus diplômées qui forment le plus rarement une union, même si les écarts selon le diplôme ont tendance à diminuer [des générations 1930 à celles du début des années 1950]. [...] Chez les hommes au contraire, ce sont les moins diplômés qui forment le moins souvent une union : près de 15 % des hommes peu diplômés nés entre 1950 et 1954 ne se sont jamais installés avec une compagne avant l'âge de 47 ans, contre 11 % pour les plus diplômés » (Robert-Bobée, Mazuy 2005). De même, aux États-Unis dans les années 1980 et au début des années 1990, une hausse des revenus horaires du travail accroît la probabilité de mariage des hommes et réduit celle des femmes (Burgess *et al.* 2002). Le caractère déterminant de la position sociale de l'homme sur sa probabilité de s'être mis en couple a été étudié de façon minutieuse chez les paysans français qui avaient de 40 à 49 ans en 1968 : chez eux, le célibat baisse au fur et à mesure qu'on passe des aides familiaux agricoles puis des salariés agricoles aux exploitants agricoles de moins de 5 hectares, puis aux exploitants de 5 à 10 hectares, puis aux exploitants de 10 à 15 hectares, puis aux exploitants de 15 à 20 hectares, puis aux exploitants de 20 à 50 hectares, et enfin aux exploitants de plus de 50 hectares, ces derniers étant aussi peu souvent célibataires que les cadres moyens et supérieurs (Jegouzo, Brangeon 1974). De même, dans les États-Unis contemporains, le fait que les écarts de salaires entre hommes et femmes sont relativement réduits chez les Noirs par rapport à ce qu'ils sont chez les Blancs permet en partie d'expliquer pourquoi les Noirs se marient relativement peu et relativement tard (Waite 1995). Enfin, au fil du temps, la résorption des écarts de salaire entre hommes et femmes devrait réduire la propension à se mettre en couple. De fait, depuis le milieu des années 1970 au moins, la baisse des inégalités de salaires entre hommes et femmes dans les pays occidentaux (pour la France, cf. figure 2) semble être allée de pair avec la baisse de la fréquence du mariage : dès lors que les salaires féminins rejoignent peu à peu les salaires masculins, les gains de la mise en couple tirés de la substitution de temps de travail marchand masculin au temps de travail marchand féminin se réduisent, ce qui réduit l'incitation à se mettre en couple. À cet égard, il n'est pas étonnant que, comme nous venons de le voir, le degré de surcélibat définitif des femmes diplômées se réduise en France au fil du temps :

selon le modèle ici proposé, ce pourrait être que la baisse des gains de la mise en couple issus de la division du travail a réduit l'avantage qui existe pour les femmes peu diplômées, par rapport aux femmes diplômées, à se mettre en couple pour exploiter leurs avantages comparatifs.

Figure 2. Rapport des salaires féminins aux salaires masculins – France, 1951-1998



Champ : salaires annuels nets moyens des salariés à temps complet des secteurs privé et semi-public.

Source : Casaccia, Seroussi 2000.

1.3.1.2.2. Les rendements croissants dans les productions marchande et domestique

En second lieu, la mise en couple permet à chaque conjoint de se spécialiser dans une activité productive de façon à y acquérir des *rendements croissants*, et ce indépendamment du fait qu'il détienne ou non un avantage comparatif dans cette activité. La spécialisation dans une sphère d'activité développe en effet les compétences spécifiques à cette sphère, ce qui rend chaque conjoint de plus en plus productif dans sa propre sphère. Cela permet encore une fois au couple de produire – et donc de consommer – plus de biens que ses membres ne pourraient le faire s'ils étaient restés (ou retournaient) hors couple. À la limite, si les productivités marchande et domestique d'un homme et d'une femme étaient telles qu'ils ne détenaient aucun avantage comparatif à la date de la mise en couple, tous leurs gains de la mise en couple issus de la division sexuelle du travail entre conjoints seraient les gains de productivité que chaque conjoint réaliserait dans son domaine de spécialisation. (Ces gains de productivité dans des sphères de production différentes générant nécessairement des avantages comparatifs, on pourra alors dire des conjoints qu'ils auront créé de toutes pièces

leurs avantages comparatifs en creusant les écarts entre leurs productivités dans les sphères marchande et domestique.)

La mise en couple permet au conjoint qui se spécialise dans la production marchande d'obtenir dans cette activité des rendements croissants : plus son temps de travail marchand augmente, plus il accumule des compétences spécifiques à son emploi et notamment de l'expérience (*on-the-job training*), et plus sa productivité et donc son salaire horaire augmentent. En pratique, le fait que les salaires horaires à temps complet sont supérieurs aux salaires horaires à temps partiel et augmentent plus vite au fil des carrières a pour conséquence qu'il est plus intéressant pour un couple que l'un des conjoints travaille à temps complet plutôt que les deux conjoints travaillent chacun à mi-temps. Il en va de même pour l'effet de la mise en couple sur la productivité domestique du conjoint qui se spécialise dans cette sphère : plus son temps de travail domestique augmente, plus il accumule des compétences qui lui permettent d'accroître sa productivité domestique ; *a contrario*, on peut admettre que dans certains contextes les pères, à force de s'occuper « bien moins » de leurs enfants, s'en occupent aussi « moins bien ». Bref, sachant que chaque conjoint devient d'autant plus performant dans une activité productive qu'il y consacre plus de temps (*learning by doing*), mieux vaut pour le couple que chacun de ses membres n'exerce qu'une seule activité productive (et ce, quels que soient leurs niveaux de productivité initiaux dans chacune des sphères d'activité), en vue qu'ils y deviennent de plus en plus productifs ; par exemple, si dans un couple c'est la conjointe qui s'est arrêtée de travailler pour élever un premier enfant, l'intérêt à ce que ce soit elle *encore* qui s'arrête pour le second réside dans le double fait que, désormais, grâce à son expérience, elle sait mieux s'occuper des jeunes enfants (donc autant ne pas se priver de ses compétences) et que, désormais aussi, grâce au fait que son conjoint n'a jamais interrompu sa carrière, il gagne plus qu'elle sur le marché du travail (donc autant ne pas se priver de ses salaires). En termes plus techniques, l'existence de rendements croissants aux investissements en capital humain spécifique à une activité productive inciterait chacun des conjoints à ne se spécialiser que dans une seule activité productive.

En fait, le conjoint spécialisé dans la production domestique a d'autant plus de raisons de se spécialiser dans cette activité que non seulement plus il y passe de temps plus il y devient performant mais qu'en outre plus il produit des quantités élevées de biens domestiques plus le coût de production de chacun de ces biens (en temps, argent ou énergie) baisse. Par exemple, le temps nécessaire à un individu – en couple – pour préparer un repas pour deux personnes est inférieur au temps global nécessaire à deux individus – hors couple – pour préparer chacun un repas pour une personne ; de même, il est plus efficient de faire les

courses, la vaisselle ou le linge pour deux que de le faire pour une personne. Dans le même ordre d'idées, on a montré que « le temps de travail passé en soins aux enfants augmente avec leur nombre, mais n'est pas proportionnel à ce nombre », et plus précisément que « le temps consacré à chaque enfant diminue avec leur nombre » (Girard, Bastide 1959). En France en 1958, parmi les femmes mariées résidant dans les villes de plus de 5 000 habitants, « un enfant représente [...] environ 23 heures de travail supplémentaire au foyer, par rapport au ménage sans enfant, deux enfants représentent 35 heures, trois enfants et plus, 41 heures. [...] En conséquence, de même que les dépenses d'argent par tête diminuent avec l'augmentation du nombre d'enfants, comme le montrent toutes les études de budgets de famille, de même la dépense de temps et de travail ménager diminue aussi » (Girard 1958). Par conséquent, l'existence d'économies d'échelles dans la production domestique constitue une incitation supplémentaire à ce qu'un seul des conjoints assure la plus grande part possible de la production domestique du couple.⁴⁰

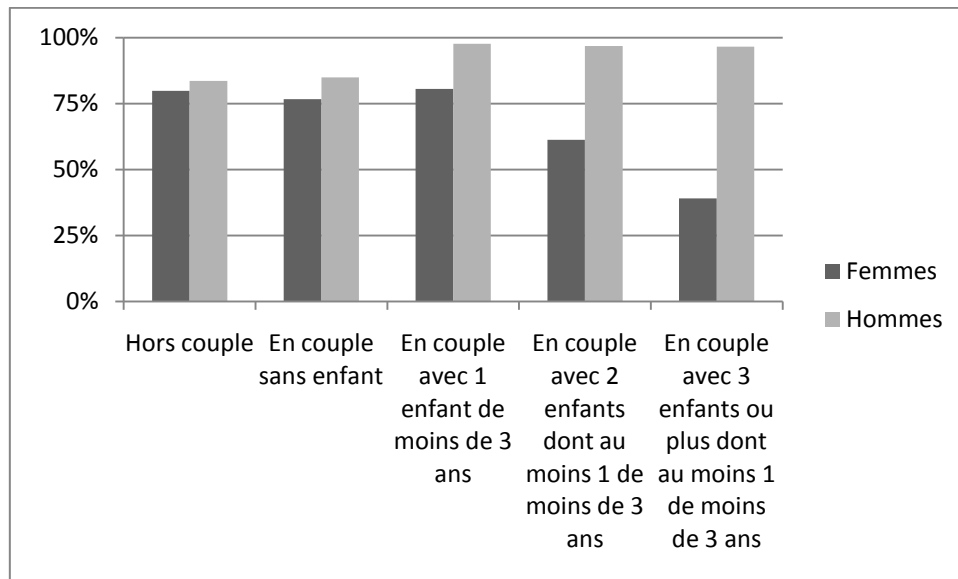
Concernant les effets des rendements croissants sur la division du travail, le modèle ici présenté permet de formuler plusieurs prédictions. Tout d'abord, les conjoints devraient diviser d'autant plus intensément le travail que le couple est plus ancien (et ce, même en l'absence d'enfants) ; en effet, au fur et à mesure que chaque conjoint se spécialise dans une sphère d'activité et y devient de plus en plus productif (du fait des rendements croissants à la spécialisation), les conjoints se créent des avantages comparatifs (du fait qu'ils creusent les écarts entre leurs productivités dans les sphères marchande et domestique), ce qui à son tour renforce l'incitation à la spécialisation, etc. ; par conséquent, plus ces mécanismes rétroactifs ont eu le temps de produire leurs effets, plus les conjoints devraient être spécialisés. Par rapport au modèle des avantages comparatifs, qui montrait que le moindre différentiel de productivité dans les activités marchande ou domestique suffirait à créer une incitation pour les conjoints à se spécialiser fortement, le modèle des rendements croissants montre donc que même si les conjoints ne détiennent initialement aucun avantage comparatif ils sont incités à se spécialiser pour profiter des rendements croissants (et par la même occasion créer de toutes pièces des avantages comparatifs). En conséquence, un écart de productivité initialement minime voire inexistant entre conjoints pourrait produire, via les investissements différenciés auxquels il incite, des écarts de productivité ultérieurs considérables. C'est bien pour cela que

⁴⁰ La mise en couple permet en fait aux conjoints de bénéficier d'économies d'échelle non seulement dans la production, mais aussi – de façon peut-être plus anecdotique – dans la consommation, précisément dans la consommation de biens dont le coût unitaire baisse avec le nombre d'unités achetées. C'est le cas de nombreux produits d'alimentation (le prix unitaire des yaourts achetés par 12 est inférieur au prix unitaire des yaourts achetés par 4), d'entretien, etc. ; même un lit à deux places coûte moins cher que deux lits d'une place chacun.

ces modèles explicatifs de la division sexuelle du travail sont puissants : parce que les phénomènes – relativement intenses – qu’ils prévoient sont les conséquences logiques d’hypothèses relativement faibles. Ensuite, les conjoints devraient diviser d’autant plus intensément le travail que le temps total de production domestique du couple est plus élevé ; typiquement, la non disponibilité d’appareils électroménagers et l’arrivée d’enfants – en accroissant sensiblement le volume total de production domestique du couple et en permettant donc au couple de réaliser des gains de productivité dans la production domestique à condition qu’un seul des deux conjoints se spécialise dans cette activité –, incite fortement à la division du travail. Par exemple, dans la France des années 1990, la présence d’enfants rend plus inégalitaire la répartition sexuelle des tâches domestiques (Anxo *et al.* 2002), et le nombre d’enfants des couples (mariés ou non) réduit la probabilité que la femme ait un salaire mensuel supérieur à celui de son conjoint (Stancanelli 2006). De même, le fait que les pays les plus féconds connaissent la division sexuelle du travail la plus poussée, et le fait qu’au fil du temps la baisse de la fécondité aille de pair avec la baisse de l’intensité de la division sexuelle du travail, pourraient en partie s’expliquer par ce mécanisme.

On comprend désormais comment la combinaison des modèles des avantages comparatifs et des rendements croissants – la « concaténation » de ces mécanismes (Gambetta 1998) – permet d’expliquer la division du travail entre conjoints ainsi que, par répercussion, divers phénomènes concernant la mise en couple. Même s’ils ne comprennent pas toujours précisément comment fonctionnent et s’imbriquent ces mécanismes, les individus en perçoivent nettement les conséquences. Par exemple, dans les 12 États membres de l’Union européenne au début des années 1990, 24,1 % des femmes et 20,3 % des hommes estiment que le mariage est un obstacle à la vie professionnelle des femmes tandis que seulement 3,3 % des femmes et 5,1 % des hommes estiment qu’il est un obstacle pour la vie professionnelle des hommes ; par ailleurs, 55,9 % des femmes et 54 % des hommes estiment que le fait d’avoir des enfants est un obstacle à la vie professionnelle des femmes tandis que seulement 4,5 % des femmes et 8,6 % des hommes estiment que c’est un obstacle à la vie professionnelle des hommes (Commission européenne 1995). De fait, en France en 2007, le taux d’activité professionnelle des femmes tend à décroître avec la mise en couple et le nombre d’enfants, alors que le taux d’activité professionnelle des hommes tend à croître avec la mise en couple (ainsi qu’avec le premier enfant) (figure 3) ; la nature transversale de ces données doit toutefois nous conduire à la prudence quant à leur interprétation longitudinale.

Figure 3. Taux d'activité selon la situation conjugale et le nombre d'enfants – France, 2007



Source : INSEE, Enquêtes Emploi 2007.

Concernant, maintenant, les effets des rendements croissants sur la mise en couple, le modèle des rendements croissants permet de formuler une prédiction importante : comme le volume de travail domestique accroît les gains de la mise en couple issus de la spécialisation, le volume de travail domestique devrait accroître la propension à se mettre en couple, aussi bien entre sociétés qu'entre couples d'une même société ou au fil du temps. Tout d'abord, entre sociétés, les individus devraient d'autant plus se mettre en couple que leur fécondité désirée est plus élevée ; par exemple, comme nous l'avons vu, les populations d'Afrique subsaharienne vivent plus souvent en couple que les populations d'Europe occidentale. Ensuite, au sein des sociétés, les individus qui devraient le plus souvent vivre en couple sont ceux qui désirent faire le plus d'enfants. Enfin, au fil du temps, la baisse de la fécondité désirée et la hausse considérable de la productivité domestique – procurée notamment par la mise à disposition à moindre prix des appareils électroménagers (lave-linge, fer à repasser, aspirateur, réfrigérateur, congélateur, lave-vaisselle, four à micro-ondes, etc.) et d'autres innovations (couches jetables, nourriture surgelée, plats tout préparés, etc.)⁴¹ –, en réduisant le volume global de travail ménager et donc en réduisant les gains de la mise en couple issus de l'exploitation des rendements croissants dans la production domestique, devraient avoir réduit la fréquence de la mise en couple.⁴²

⁴¹ « En 1930, une machine à laver électrique de 60 l coûte 2 600 F, une armoire frigorifique 3 200 F, soit le salaire annuel d'une bonne à tout faire » (Segalen 1995).

⁴² Pour plus de développements concernant cette idée que la mise à disposition à coûts réduits des appareils électroménagers et d'autres innovations a « libéré » les femmes de la charge d'une bonne part des tâches domestiques, leur permettant ainsi de réallouer leur temps de travail productif en direction du marché – ce qui a

Notons enfin deux points concernant les gains de la mise en couple que nous venons d'aborder, qu'ils soient issus de la consommation commune de biens non rivaux ou de l'exploitation des avantages comparatifs ou des rendements croissants. Premièrement, les gains *matériels* de l'union ne doivent pas être négligés pour la simple raison qu'ils seraient matériels ; en réalité, ils sont d'autant moins négligeables qu'ils peuvent à leur tour améliorer de nombreuses dimensions non matérielles de l'existence des conjoints. Par exemple, dans les États-Unis contemporains, le fait que les individus mariés disposent d'un bien-être matériel (patrimoine et revenus) supérieur aux individus célibataires, veufs ou divorcés semble leur permettre d'acheter une meilleure alimentation, une résidence dans des quartiers plus sûrs, et de meilleurs soins de santé – toutes choses qui accroissent leur espérance de vie –, et cela leur permet aussi de consacrer plus d'argent et de temps à leurs enfants – ce qui, entre autres choses, permet à ces derniers de mieux réussir à l'école et professionnellement que les enfants de familles monoparentales (Waite 1995). Deuxièmement, la valeur des gains de l'union issus de la consommation de biens *domestiques* ne doit pas non plus être sous-estimée. En effet, la mise en couple permet notamment d'accroître les soins et la « sollicitude » (*care*) que se procurent les conjoints, comme en témoigne le fait que la mise en couple réduit la mortalité à chaque âge et que la rupture d'union accroît la mortalité, aussi bien en France (Bouhia 2007) qu'aux États-Unis (Waite 2005). Et comme – nous avons vu pourquoi – ce sont surtout les femmes qui se spécialisent dans la production domestique, ce sont surtout les hommes qui bénéficient de ce surcroît de soins procuré par la mise en couple et qui pâtissent de la rupture d'union, comme en témoigne encore le fait que ce sont tout particulièrement les hommes dont la mortalité baisse suite à la mise en couple et croît suite à la rupture d'union, là encore en France (Bouhia 2007) comme aux États-Unis (Waite 2005).

1.3.1.3. Les gains de l'union issus de l'assurance mutuelle

La mise en couple peut permettre d'accroître le niveau de satisfaction des deux conjoints parce qu'en leur permettant de s'assurer mutuellement contre divers risques, elle leur offre – chose que n'offre pas la situation hors couple – une garantie que leur niveau de vie ne

réduit les gains de la mise en couple issus de la division du travail –, cf. Greenwood *et al.* 2005a et Greenwood, Guner 2008. Pour une explication du baby-boom selon laquelle ce serait cette mise à disposition à coûts réduits des appareils électroménagers des années 1940 aux années 1960 qui aurait réduit les coûts (en temps) d'élevage des enfants et aurait ainsi incité les couples à faire plus d'enfants – explication rendue plausible par le fait qu'en Occident ce sont les pays les plus riches, ceux qui ont bénéficié le plus précocement et le plus fortement de l'introduction des appareils électroménagers, qui ont vu leur fécondité augmenter le plus précocement et le plus fortement –, cf. Greenwood *et al.* 2005b.

tombera pas en deçà d'un certain seuil. La mise en couple constitue en fait un contrat d'assurance mutuelle plus ou moins explicite par lequel chaque conjoint garantit à l'autre qu'il le soutiendra financièrement et/ou affectivement en cas de « mauvaise passe » causée par un aléa tel le chômage, la maladie ou la vieillesse.⁴³ En d'autres termes, si un conjoint s'appauvrit par rapport à l'autre, à tel point que chaque euro supplémentaire de revenu lui deviendrait plus utile qu'à l'autre, ce dernier devrait lui reverser une part de ses revenus, éventuellement jusqu'à égaliser les satisfactions qu'ils retirent respectivement d'un euro supplémentaire, et ce à condition que, dans la situation inverse, il bénéficie lui aussi de la même assurance. Juridiquement, le mariage implique ainsi des devoirs de « secours » et d'« assistance » (article 212 du Code civil). L'étymologie du terme de « conjoints » fait d'ailleurs elle-même référence à la fonction assurantielle du couple, puisque ce terme provient du latin *conjugium*, qui désigne le fait de porter ensemble (*cum*) le même joug (*jugum*).

Même si l'adhésion à un contrat mutualisant les risques de plusieurs individus incite habituellement des cocontractants rationnels à adopter des comportements opportunistes – c'est le traditionnel problème de « l'aléa moral » : une fois les personnes assurées contre un risque, elles prennent plus de risques –, la mise en couple ne devrait pas généralement donner lieu à de tels comportements parce que chaque individu devrait pouvoir bénéficier de la part de son conjoint d'une loyauté suffisamment forte et/ou exercer sur lui une surveillance suffisamment étroite pour qu'il ne profite pas abusivement du contrat par eux conclu (Pollak 1985). Cette capacité de contrôle mutuel dont disposent les conjoints devrait ainsi leur permettre de s'offrir une assurance mutuelle à moindre coût que celle qui serait offerte par une compagnie d'assurances (qui, elle, ne peut pas aisément contrôler les éventuelles tentations opportunistes de ses assurés).

Parmi les assurances que confère la mise en couple, on compte « l'assurance vieillesse » que constitue le fait d'hériter du patrimoine de son conjoint décédé. Dans de nombreuses sociétés traditionnelles, certaines prestations matrimoniales que se donnent les époux lors de leur mariage leur fournissent une « assurance veuvage » : la dot – le bien que la femme apporte à son mari, et dont il a l'usufruit pendant sa vie –, ainsi que le douaire – le bien que l'homme apporte à son mariage et dont il a l'usufruit pendant sa vie –, reviennent ainsi à l'épouse si son époux décède. La meilleure « rente viagère » que confère la mise en couple

⁴³ Sur la mise en couple et plus généralement les liens familiaux comme dispositifs assurantiels, cf. Kotlikoff, Spivak 1981. Sur la migration d'un membre de la famille comme une assurance contre des variations de niveau de revenu excessives, cf. Zlotnik 2006 et Termote 2006, ainsi que Courgeau, Lelièvre 2006. Sur l'institution latino-américaine du *compadrazgo* (le lien qui unit un enfant à son parrain) comme une assurance-orphelinat, cf. Bernard, Gruzinski 1986.

réside sans doute toutefois dans le fait d'avoir des enfants : c'est leur rôle traditionnel de « bâton de vieillesse ». Sur ce point, un spécialiste de la famille arabe note :

« Les motivations à la haute fécondité qui sont à l'œuvre dans le monde arabe sont pour l'essentiel celles qui ont été abondamment décrites dans d'autres sociétés. La procréation d'une descendance nombreuse exprime d'abord une rationalité économique et sociale. Dans les conditions de haute mortalité qui prévalaient encore chez les Arabes jusqu'au début de ce siècle, sur trois nouveaux-nés, la mort en emportait un avant 5 ans et un second avant 50 ans. Comme un enfant sur deux seulement est un garçon, il fallait mettre six enfants au monde pour qu'un mâle survive à 50 ans, qui assurerait la reproduction du patrilignage. De plus, dans un monde où l'homme a cantonné l'activité des femmes à l'univers domestique, le même calcul inconscient conduisait à procréer au moins six enfants pour qu'il reste un homme qui pourvoirait aux besoins de ses parents devenus trop vieux pour l'exercice d'une activité productive. Rechercher une assurance-vieillesse n'était qu'un versant de cette rationalité économique. Mettre les enfants au travail en était l'autre. Très jeune, l'enfant pouvait rapporter par son travail plus qu'il ne coûtait pour son entretien. Dans une économie où la famille était l'unité de production, l'appoint en main-d'œuvre gratuite fourni par les enfants était une puissante incitation à la fécondité élevée » (Fargues 1986).

Une autre assurance fournie par la mise en couple bénéficie plus spécifiquement à la femme qu'à l'homme : c'est l'assurance contre le risque d'être violentée (*bodyguard effect*). En effet, la présence d'un conjoint aux côtés d'une femme peut dissuader d'éventuels agresseurs de s'attaquer à elle, de peur de représailles de la part de son conjoint. Par exemple, en France en 2003, « il semblerait que la vie de couple "protège" les femmes du sentiment d'insécurité : 25 % des femmes ne vivant pas en couple sont inquiètes, contre seulement 18 % des femmes mariées ou vivant maritalement » (Bigot, Piau 2004) ; sur ce point, des analyses complémentaires seraient toutefois nécessaires pour s'assurer que l'observation ne provient pas d'un effet de sélection. Notons que, si dans les sociétés occidentales contemporaines les gains de l'union issus de l'assurance mutuelle reviennent presque exclusivement aux conjoints eux-mêmes, il n'en va pas nécessairement de même dans toutes les sociétés humaines. En effet, le mariage entre deux individus peut aussi procurer une assurance mutuelle à tous les membres des deux belles-familles. Par exemple, on a remarqué que dans l'Inde rurale des années 1970 les mariages sont arrangés entre des familles dont les terres sont suffisamment distantes géographiquement pour que les volumes annuels de leurs récoltes respectives soient corrélés négativement et qu'ainsi, en cas de mauvaise récolte sur les terres de l'une des familles, l'autre famille puisse lui procurer de l'aide (Rosenzweig 1988 ; Rosenzweig, Stark 1989). Plus généralement, si dans nombre de sociétés traditionnelles le mariage entre deux individus résulte plus du choix mutuel des deux familles que du choix des deux époux – et si le mariage d'amour suscite les plus grandes méfiances, par rapport au mariage de raison –, c'est bien parce que l'union entre deux individus a de fortes chances

d'affecter tous leurs apparentés. Entre autres choses, le fait que le mariage implique une assurance mutuelle entre deux familles incite chacune d'entre elles à prêter une attention scrupuleuse à la réputation de l'autre famille – son honnêteté, son caractère travailleur, etc. – pour ne pas être victime de ses éventuels abus. Comme on l'a dit d'un village de l'île grecque de Karpathos, dans le Dodécanèse, « les mariages sont l'aboutissement de stratégies de groupes. Le choix du conjoint ne peut rester l'affaire privée de l'individu à marier parce qu'il met trop en question les intérêts de l'ensemble des membres de la famille » (Vernier 1977).

Ce modèle de l'assurance mutuelle indique que les individus devraient d'autant plus vivre en couple qu'ils disposent de moins d'alternatives pour leur fournir des assurances contre divers risques. Entre sociétés et au fil du temps, cela pourrait permettre en partie d'expliquer pourquoi les membres des sociétés sans État ou peu développées socioéconomiquement – qui ne sont assurés contre le chômage, la maladie ou la vieillesse ni par l'État ni par le marché – vivent plus souvent en couple que les membres des sociétés à État et développées socioéconomiquement.⁴⁴ Cela pourrait aussi en partie expliquer pourquoi l'enrichissement des sociétés fait passer le couple « de l'alliance de deux parentèles à l'union de deux individus » (Segalen 2004). Au sein d'une même société, ce mécanisme assurantiel prévoit que ce sont les individus les plus exposés aux risques – et notamment les plus pauvres – qui devraient vivre en couple le plus souvent ; ce n'est pas généralement ce que l'on constate, peut-être parce que ce mécanisme est contrecarré par le mécanisme plus puissant des avantages comparatifs, qui – nous l'avons vu – incite à se mettre en couple surtout les hommes aux plus forts salaires et les femmes aux plus faibles salaires.

1.3.1.4. Les gains de l'union issus de l'extension de l'éventail des biens consommables

La mise en couple peut permettre d'accroître le niveau de satisfaction des deux conjoints en leur permettant de consommer des biens que seul le couple peut procurer. Vivre en couple procure ainsi divers types de biens qui ne sont pas disponibles sur le marché ni fournis par l'État : des gratifications affectives – de la compagnie, de la tendresse et de l'amour (sur ce

⁴⁴ Cela pourrait aussi en partie permettre d'expliquer pourquoi les membres des sociétés traditionnelles font plus d'enfants que ceux des sociétés modernes : « dans les sociétés traditionnelles, la sécurité des vieux jours est assurée par la progéniture : la meilleure protection contre les aléas de la vieillesse est garantie par sa propre descendance. La mise en place de systèmes de sécurité collective, anonyme, dans lesquels l'acquisition d'une pension de retraite est indépendante de la fécondité individuelle, modifie les règles de décision des individus. La stérilité volontaire ou la sous-fécondité ne sont pas pénalisées ; le coût en est dilué et reporté sur l'ensemble de la collectivité » (Chesnais 1995).

point, cf. l'encadré 2) –, des gratifications sexuelles, et le fait d'élever ses propres enfants (en compagnie de leur autre parent).

On comprend aisément que les gratifications affectives ne soient fournies que par la vie en couple, et que cette exclusivité constitue une incitation forte à vivre en couple. À ce propos, certains auteurs ont proposé la prédiction suivante : comme l'entrée sur le marché du travail réduit la fréquence des contacts avec la famille et les amis, elle pourrait accroître la valeur d'autres contacts – notamment conjugaux –, ce qui pourrait inciter à se mettre en couple (Liefbroer, De Jong Gierveld 1993) ; à notre connaissance, cette prédiction reste à tester. Mais pour ce qui concerne les gratifications sexuelles, ne pourraient-elles pas être fournies par le marché, c'est-à-dire la prostitution ? En un sens restrictif, si, mais concernant l'activité sexuelle le couple dispose de plusieurs avantages par rapport au marché. Le couple fournit effectivement des relations sexuelles à coût moindre et donc à fréquence supérieure, comme en témoigne le fait qu'aux États-Unis les époux ont une activité sexuelle plus fréquente que les célibataires (Waite 1995) ; et comme un individu a plus intérêt à investir dans l'acquisition de compétences qui sont gratifiantes pour son partenaire s'il sait – parce qu'il est en couple – que ces compétences seront réutilisables lors de leurs relations sexuelles futures, les individus en couple pourraient se procurer des relations sexuelles plus gratifiantes, comme en témoigne peut-être le fait qu'aux États-Unis encore le degré de plaisir sexuel que déclarent éprouver les hommes mariés est supérieur à celui des hommes non mariés (Waite 1995) ; de tels résultats semblent d'ailleurs conformes à l'opinion commune, puisque selon l'enquête menée en 2005 par l'IFOP pour le site de rencontres « Parship » auprès des internautes célibataires et adultes, 32 % des répondants ne pensaient pas que les célibataires ont une vie sexuelle plus épanouie que les couples, contre 10 % qui le croyaient (et 58 % qui ne savaient pas). Le couple fournit aussi des relations sexuelles plus sûres, puisque deux conjoints fidèles ont moins de risques de contracter une maladie sexuellement transmissible (M.S.T.) qu'un individu qui a des relations avec une prostituée qui elle-même a des partenaires nombreux ; en France de 1942 à 2008, le caractère obligatoire du certificat médical prénuptial permettait ainsi aux époux – de pair avec l'obligation de fidélité – de s'assurer, chacun de leur côté, qu'ils ne transmettraient pas de maladie à leur conjoint. Comme les relations sexuelles hors couple comportent des coûts d'ampleur non négligeable – surtout pour les femmes, qui non seulement risquent plus que les hommes de contracter des M.S.T.⁴⁵ mais surtout risquent de donner naissance à un enfant dont le géniteur refuse de

⁴⁵ C'est le cas, notamment, pour ce qui concerne le V.I.H. : le taux de contamination des femmes par des hommes porteurs du virus dépasse sensiblement le taux de contamination des hommes par des femmes porteuses

reconnaître ou d'assumer la paternité –, les relations sexuelles hors couple sont relativement rares dans la plupart des sociétés humaines, faute d'offre féminine. Dans ces sociétés, les hommes qui cherchent à entretenir des relations sexuelles n'ont pas d'autre choix que de se mettre en couple.

Ce modèle de la mise en couple permet de formuler une prédiction importante : une baisse des coûts – surtout féminins – des relations sexuelles hors couple, en accroissant l'offre féminine de relations sexuelles hors couple, devrait réduire la propension des hommes à vivre en couple. Or, plusieurs technologies qui ont réduit les coûts des relations sexuelles hors couple sont apparues au fil du temps : non seulement des vaccins ou des méthodes de protection fiables comme le préservatif masculin ont permis de réduire le risque de contracter une M.S.T. suite à des rapports sexuels (et diverses avancées médicales comme la pénicilline ont réduit la mortalité des malades), mais surtout des dispositifs contraceptifs fiables comme la pilule et le stérilet puis la légalisation de l'interruption volontaire de grossesse ont très sensiblement réduit pour les femmes le risque de concevoir et de mettre à terme un enfant non désiré ou non assumé par son géniteur (Murphy 2001 ; Michael 2003). Le coût des relations sexuelles hors couple ayant baissé au fil du temps, de telles relations devraient être devenues plus fréquentes – comme en témoigne entre autres l'abaissement de l'âge au premier rapport sexuel (Bozon 1993, Bozon, Kontula 1997, Bozon 2000, Bozon 2003a) –, mais surtout, ce qui importe plus pour notre objet, le fait que les relations sexuelles hors couple soient devenues moins coûteuses et donc plus fréquentes a réduit le gain qu'il y a à être en couple plutôt qu'hors couple.⁴⁶ Pour le dire vite, nous avons là l'ébauche d'une explication de la désaffection pour le couple par la mise à disposition de la pilule contraceptive ; nous reviendrons plus longuement sur cette explication – et nous testerons sa validité empirique – dans la deuxième partie de cette thèse.

Le couple fournit enfin un dernier type de bien exclusif aux conjoints : le fait d'élever ses propres enfants. En effet, les hommes ne peuvent généralement participer pleinement à l'éducation de leurs enfants que s'ils vivent – en couple – avec la mère de leurs enfants ; et pour ce qui concerne les femmes, elles ne peuvent élever leurs enfants *en compagnie du père*

du virus, à la fois parce que la surface de muqueuses exposée au risque de contamination est supérieure chez les femmes à ce qu'elle est chez les hommes et parce que la concentration en virus est inférieure dans les sécrétions vaginales à ce qu'elle est dans le sperme.

⁴⁶ Le fait que les relations sexuelles hors couple soient devenues moins coûteuses pour les femmes et donc plus fréquentes pour les membres des deux sexes a aussi réduit l'intérêt qu'il y a, pour les hommes, à recourir à la prostitution. De fait, « il y a quelques décennies encore, l'initiation masculine par les prostituées n'était pas rare. En France, dans les cohortes nées avant 1937 (plus de 55 ans en 1992), près d'un homme sur dix avait eu son premier rapport avec une prostituée [...] ; chez les individus les plus jeunes (nés en 1972 et 1973), cette forme d'initiation a disparu » (Bozon, Kontula 1997). Sur ce point, cf. aussi Bozon 1993.

de ces enfants que si elles vivent – en couple – avec lui. Nous reviendrons sur le contenu de ces gains de l'union issus de l'extension des biens consommables, pour montrer en quoi et pourquoi ils sont en partie réservés aux couples *mariés*. Notons ici, toutefois, que les gains de l'union tirés des gratifications émotionnelles et sexuelles ainsi que de l'interaction avec ses enfants peuvent être d'autant plus importants pour le bien-être des conjoints qu'ils contribuent à fournir un degré de bien-être – et aussi, sans doute, un sentiment de responsabilité – suffisants pour les dissuader de s'adonner à des comportements autodestructeurs. Par exemple, dans les États-Unis contemporains, les hommes mariés sont moins fréquemment alcooliques que les hommes célibataires, veufs ou divorcés, et les hommes et femmes mariés (ainsi que les veufs) adoptent moins souvent des comportements risqués que les individus célibataires ou divorcés (risques automobiles, bagarres et disputes, consommation de drogues) (Waite 1995).

Encadré 2. La sentimentalisation des relations familiales

De nos jours « l'union des conjoints ne vise plus la survie physique de la famille ni la transmission d'un patrimoine symbolique et matériel, mais en priorité le bonheur du couple » (Roussel, Bourguignon 1978). En effet, le développement socioéconomique s'accompagne non seulement d'une évolution de « l'impératif de la survie » à « l'impératif du bonheur » (Roussel 1989), mais aussi d'une « sentimentalisation » des rapports familiaux (Kellerhals *et al.* 1993) et d'une « psychologisation » des rapports de genre (Bozon 2003), créant ainsi une famille « relationnelle et affective » (Singly 2004). Mais pourquoi, précisément, cela se produit-il ? À cette question, la théorie du choix rationnel propose la réponse suivante : le développement socioéconomique réduit pour chaque individu la valeur matérielle des liens familiaux, si bien que la valeur résiduelle de ces liens familiaux devient disproportionnellement sentimentale. Cette explication générale peut être décomposée en plusieurs mécanismes explicatifs, dont il conviendrait d'évaluer empiriquement les contributions effectives.

- Les relations entre conjoints

Concernant les relations entre les conjoints, les effets du développement socioéconomique peuvent être compris comme suit. Premièrement, en raison du caractère décroissant de l'utilité marginale du revenu, l'enrichissement des individus (par exemple en France, la multiplication par plus de 18 du produit par tête entre 1820 et 2000 (Maddison 2003)) réduit pour eux la valeur des gains matériels et des diverses assurances qu'ils peuvent tirer de leurs relations conjugales ; et de pair avec l'enrichissement des individus, la hausse du temps de loisir (par exemple en France, la division par 1,8 de la durée annuelle de travail des actifs occupés entre 1831 et 1995 (Marchand, Thélot 1997)) a accru pour les individus la valeur des gains émotionnels, plutôt que matériels, qu'ils peuvent tirer de leurs relations conjugales. De fait, le développement socioéconomique réduit généralement l'attachement des individus à la sécurité matérielle par rapport à leur attachement à l'épanouissement et à l'expression personnels (Inglehart, Norris 2003). C'est pourquoi l'on semble observer, au fil du temps, de plus en plus de « mariages d'amour », c'est-à-dire des choix du conjoint largement motivés par des gratifications sentimentales, plutôt que des « mariages de raison », c'est-à-dire des choix du conjoint largement motivés par des gratifications pécuniaires. Par exemple, à partir de données portant sur 65 pays du monde dans les années 1970 et dans le début des années 1980, on a observé qu'au fur et à mesure que les pays s'industrialisent le degré d'homogamie de niveau d'études ente conjoints tend tout d'abord à croître – les niveaux d'études des conjoints devenant peu à peu de

meilleurs prédicteurs de leurs carrières professionnelles respectives que les niveaux d'études ou les positions sociales de leurs pères –, puis au fur et à mesure que les sociétés s'enrichissent le degré d'homogamie de niveau d'études des conjoints tend à décroître – les carrières professionnelles des conjoints devenant peu à peu de moins en moins importantes dans la satisfaction que les conjoints retirent de leur vie de couple, par rapport à des considérations sentimentales (Smits *et al.* 1998).

Deuxièmement, le fait que, pour atteindre un même niveau de vie, les individus dépendent moins des revenus de leur famille d'origine (parents et frères et sœurs sur l'exploitation familiale, cousins, etc.) ou du patrimoine de leur famille d'origine, et de plus en plus de leurs propres revenus salariaux (par exemple en France, la division par plus de 4 de la part d'emplois qui ne sont pas salariés dans l'emploi total entre 1901 et 1998 (Piketty 2001)), réduit pour eux la valeur des gains matériels qu'ils peuvent tirer de leurs relations familiales plutôt que du marché. C'est pourquoi l'on observe, au fil du temps, de moins en moins de mariages arrangés par la famille et de plus en plus de mariages dans lesquels les conjoints se sont choisis eux-mêmes : non seulement les parents ont moins d'intérêt qu'auparavant à influencer sur le choix du conjoint de leurs enfants, mais en outre ils n'ont plus les moyens d'imposer leurs préférences : « les perspectives d'emploi et de revenus non agricoles diminuent l'attrait de la terre [...] et, par voie de conséquence, le pouvoir du patriarcat qui contrôle l'accès à la terre » (Lebrun, Burguière 1986). Il existe ainsi, sans doute, « un lien direct entre l'aspiration à choisir soi-même son conjoint et les exigences de l'économie capitaliste qui requiert une main-d'œuvre venant s'offrir librement aux conditions du marché » (Lebrun, Burguière 1986). Par exemple, au Japon entre 1955 et 1998, la part des mariages qui ont été arrangés a chuté de 63 % à 7 % (Retherford *et al.* 2001).

Troisièmement, si l'on admet que l'un des coûts du « mariage d'amour » consiste à renoncer aux gains matériels que procure le « mariage de raison », il est possible qu'une réduction des inégalités sociales (par exemple en France, la division par 1,3 de la part du décile supérieur dans le revenu total entre 1915 et 1998 (Piketty 2001)) ait accentué la tendance des individus à opérer des mariages d'amour ; en effet, plus les patrimoines et revenus des conjoints potentiels sont proches les uns des autres ou peu influents sur la position sociale du couple, moins il y a de gains à sacrifier son amour pour des considérations matérielles. C'est peut-être aussi la raison pour laquelle, selon certains historiens, au sein des pays riches le mariage d'amour s'est répandu d'abord chez les individus les moins riches (paysans et ouvriers, plutôt que nobles et bourgeois) : alors que les plus pauvres, en se mariant par amour, ne renonçaient qu'à peu de revenus supplémentaires, les plus riches ont longtemps continué à se marier par intérêt tant les mariages d'amour leur auraient coûté cher (Bologne 1995). Pour le dire autrement, « le contrôle parental pèse d'autant plus sur les choix matrimoniaux que l'enjeu social est plus important. [...] Chez les paysans, le mariage d'amour est le privilège des pauvres » (Lebrun, Burguière 1986). Et « aux ouvriers de la société industrielle [...], qui avaient accepté de vivre d'un salaire, se marier ne posait plus les mêmes problèmes de stratégie matrimoniale qu'à des paysans ou même des artisans qui possédaient ou espéraient posséder leurs moyens de production. Chez eux le mariage a pu devenir principalement une relation amoureuse, et ils ont pu se marier beaucoup plus tôt » (Flandrin 1975). Dans la même ligne d'idées, sur un village de l'île grecque de Karpathos, dans le Dodécanèse, ce sont les pauvres qui transgressent le plus fréquemment les tabous sexuels, vraisemblablement parce qu'en brisant ces tabous ils ont moins à perdre que ceux qui ont le plus de chances de se marier, et de se marier avec un bon parti (Vernier 1977).

Ces mécanismes, qui pourraient expliquer l'émergence des mariages d'amour et la disparition des mariages arrangés au fil du temps, pourraient aussi expliquer les variations de telles pratiques entre sociétés. Ainsi, dans les sociétés relativement pauvres, les mariages arrangés restent relativement fréquents ; on sait par exemple que « le mariage, dans les sociétés africaines, est bien souvent la résultante de processus complexes qui mettent en jeu les intérêts des familles plus qu'ils n'expriment le choix des intéressés » (Hertrich, Pilon 1997). Cela dit, en Afrique aussi l'enrichissement aboutit à des changements de pratiques matrimoniales : « les enquêtes approfondies à petite échelle laissent à penser qu'ils sont souvent importants et conduisent à une redéfinition des rapports entre les générations et au sein du couple. Les intéressés interviennent de plus en plus souvent dans le choix de leur conjoint même si le consentement des familles, et généralement la gestion par ces dernières d'une procédure matrimoniale régulière, restent de mise. Les conditions deviennent ainsi plus favorables à une concertation au sein des familles et au développement d'un partenariat conjugal » (Hertrich, Pilon 1997).

- Les relations entre parents et enfants

Concernant, maintenant, les relations entre parents et enfants, les effets du développement socioéconomique sont les suivants. Premièrement, l'enrichissement des individus réduit pour eux la valeur des gains matériels et des diverses assurances qu'ils peuvent tirer du fait d'avoir des enfants : alors que dans les sociétés relativement pauvres les enfants peuvent être une source de revenus non négligeable – un « facteur de production » –, dans les sociétés à emplois qualifiés ils sont une source de dépense – un « bien de consommation ». C'est pourquoi l'on observe, au fil du temps, de plus en plus d'enfants conçus pour en obtenir des gratifications sentimentales, plutôt que pécuniaires. Deuxièmement, le fait que, pour atteindre un même niveau de vie, les enfants dépendent moins de leurs parents, et de plus en plus de leurs propres revenus salariaux, réduit pour eux la valeur des gains matériels qu'ils peuvent tirer de leurs relations avec leurs parents plutôt que du marché. C'est pourquoi l'on semble observer, au fil du temps, de plus en plus de relations entre parents et enfants qui sont fondées sur des motifs sentimentaux – l'amour mutuel – plutôt que sur des motifs pécuniaires.

1.3.1.5. Les gains de l'union et le choix du conjoint

Si les modèles et mécanismes que nous venons de présenter sont destinés à expliquer pourquoi les individus se mettent en couple plutôt que de rester hors couple, ils permettent aussi en partie d'expliquer pourquoi les individus se mettent en couple avec tel type d'individus plutôt qu'avec tel autre type d'individus. Sur ce sujet – le « choix du conjoint » – nous avons vu plusieurs points, qu'il convient de récapituler :

- i. la possibilité de consommer des biens non rivaux incite les individus à s'apparier avec des conjoints aux goûts *similaires* aux leurs (« qui se ressemble s'assemble ») ; en effet, c'est en s'appariant positivement selon leurs goûts que les conjoints pourront profiter à plein de la consommation commune de biens non rivaux comme des discussions, des loisirs à deux (écouter de la musique, regarder la télévision, etc.), le contact avec leurs enfants, etc. ; dans la mesure où la similarité entre certaines caractéristiques – « l'homogamie » – prédit une affinité de goûts, les conjoints devraient être homogames en ce qui concerne leurs âges, leurs origines sociales, leurs niveaux d'études, leur statut ou prestige, leur affiliation religieuse, leurs opinions politiques, leur identité ethno-raciale, leurs scores aux tests de personnalité, voire leurs taux de salaire (sur ce point complexe, cf. Lam 1988), et bien sûr leur orientation sexuelle (hétérosexuelle ou homosexuelle) ; ce mécanisme pourrait permettre d'expliquer pourquoi (même en l'absence de pressions de la part des familles, des églises ou de l'Etat, et même en l'absence d'une surexposition sur le marché matrimonial local – école, travail, quartier – à des membres de l'autre sexe qui possèdent des caractéristiques identiques) les couples ont tendance à s'apparier de façons

homogame et endogame (Kalmijn 1998 ; sur la France, cf. Bozon, Héran 1987 et Bozon, Héran 1988, ainsi que Vanderschelden 2006a) ;

- ii. la possibilité de diviser le travail incite les individus à s'apparier avec des conjoints dont la sphère productive de prédilection est *différente* de la leur (« les contraires s'attirent ») ; en effet, c'est en s'appariant négativement selon leur sphère productive de prédilection que les conjoints pourront profiter à plein des gains de productivité générés par l'exploitation des avantages comparatifs et des rendements croissants, comme le fait – dans la situation « hypergame » classique – un homme relativement productif dans la sphère marchande (et relativement improductif dans la sphère domestique) qui se met en couple avec une femme relativement productive dans la sphère domestique (et relativement improductive dans la sphère marchande) ; même s'il n'est pas aisé de tester la prédiction de l'appariement négatif des conjoints selon leurs taux de salaire, notamment parce que le taux de salaire des femmes inactives est inobservable, c'est ce mécanisme qui pourrait permettre d'expliquer pourquoi les taux de salaire des conjoints sont corrélés de façon, sinon négative, du moins beaucoup moins fortement positive que leurs autres caractéristiques (sur ce point encore, cf. Lam 1988) ; quoi qu'il en soit, si les conjoints anticipent qu'ils procéderont à une division sexuelle du travail traditionnelle, dans leur choix du conjoint les femmes devraient porter une attention particulière à la productivité marchande des hommes et à ses prédicteurs (niveau de revenus, stature physique, niveau de diplôme, ambition professionnelle, etc.), tandis que les hommes devraient porter une attention particulière à la productivité domestique des femmes (capacité à être féconde, attention et tendresse envers les autres et particulièrement les enfants, etc.) ;
- iii. la possibilité de s'assurer mutuellement contre divers risques incite les individus à s'apparier avec des conjoints exposés à des risques *différents* des leurs ; en effet, c'est en s'appariant négativement selon leurs risques que les conjoints pourront profiter à plein de leur assurance mutuelle, notamment en travaillant dans des secteurs d'activité dans lesquels les risques de licenciement varient au fil du temps en sens inverse ; ce mécanisme pourrait expliquer pourquoi, *a contrario*, aux États-Unis de 1978 à 1994 plus les variations temporelles des revenus salariaux des époux étaient corrélées positivement plus les époux divorçaient : c'est vraisemblablement parce que dans ces cas le mariage ne

remplissait pas de fonction assurantielle et s'avérait donc relativement peu profitable (Hess 2004).⁴⁷

1.3.1.6. Les gains de l'union et le calendrier de la mise en couple

Les modèles et mécanismes que nous venons de présenter, en expliquant pourquoi les individus se mettent en couple plutôt que de rester hors couple par le fait que les conjoints peuvent obtenir des gains de la mise en couple, permettent aussi en partie d'expliquer pourquoi les individus se mettent en couple à tel âge plutôt qu'à tel autre – ce que les démographes appellent le « calendrier » de la mise en couple. En effet, plus un individu retirerait des gains élevés de la mise en couple, plus repousser sa mise en couple lui coûte – puisque repousser sa mise en couple d'une année implique de sa part de renoncer pendant une année supplémentaire à tous les gains que la mise en couple lui aurait procurés –, si bien que les individus devraient se mettre en couple d'autant plus précocement que leurs gains de la mise en couple seraient plus élevés. Ainsi, les individus les plus désirables, qui – pouvant choisir un conjoint hautement désirable – disposent de gains à la mise en couple particulièrement élevés, devraient non seulement se mettre en couple relativement souvent, mais aussi – pour profiter de tels gains plus longtemps – relativement précocement ; c'est pourquoi, vraisemblablement, les hommes de plus grande taille – que les femmes préfèrent aux hommes de plus petite taille – se mettent en couple non seulement plus souvent que la moyenne, mais aussi plus tôt (Herpin 2003). Cela dit, l'ajournement de la mise en couple ne comportant pas seulement des coûts, mais aussi des bénéfices, les modèles que propose la théorie du choix rationnel pour expliquer le calendrier de la mise en couple – appelés modèles de prospection – sont suffisamment complexes pour qu'il soit nécessaire de les aborder plus précisément.⁴⁸

Comme on peut l'imaginer, les modèles de prospection conceptualisent le calendrier de la mise en couple comme la solution d'un problème d'optimisation intertemporelle : un individu rationnel choisit de se mettre en couple à telle période de son cycle de vie, plutôt

⁴⁷ Chez la plupart des vertébrés – et notamment les êtres humains –, on observe un appariement négatif des partenaires selon leur type de « complexe majeur d'histocompatibilité », ce qui réduit la probabilité que leurs rejetons souffrent de diverses affections (Bergstrom, Real 2000). Ce type d'appariement négatif, qui peut être conceptualisé comme une « assurance maladie pour les enfants », est le fruit de la sélection naturelle, puisque se sont sur-reproduits – et donc ont diffusé au fil des générations leurs caractéristiques et prédispositions – les individus qui avaient une prédisposition à s'apparier avec des partenaires au complexe majeur d'histocompatibilité différent du leur. La façon dont les êtres humains perçoivent (inconsciemment, bien sûr) le type de complexe majeur d'histocompatibilité des autres individus n'est pas à ce jour comprise, mais pourrait être de type olfactif.

⁴⁸ Sur les apports de la théorie du choix rationnel à l'explication du calendrier de la mise en couple, cf. Mortensen 1988 et Burdett, Coles 1999, ainsi que Oppenheimer 1988.

qu'à n'importe quelle autre période, s'il s'attend à ce que cela lui procure un niveau de satisfaction maximal. Comme sur le marché matrimonial les individus disposent d'une information largement incomplète quant au volume de gains de la mise en couple qu'ils pourraient retirer de l'appariement avec chacun de leurs conjoints potentiels, les candidats à la mise en couple ont intérêt à passer du temps (et à dépenser d'autres ressources comme de l'argent et de l'énergie) pour localiser le conjoint disponible avec lequel, une fois mis en couple, ils retireraient les gains de l'union les plus élevés (le « meilleur parti »). En d'autres termes, chaque candidat à la mise en couple est confronté, dans le choix du calendrier de sa mise en couple, à un arbitrage entre les gains qu'il espère retirer d'une durée de prospection supplémentaire – sous forme de découverte d'un conjoint disponible qui soit préférable à ceux qu'il a déjà rencontrés – et ce que lui coûte cette prospection (*search costs*) sous forme de perte de temps et d'autres ressources. Dans une telle situation, chacun devrait continuer de prospecter tant que « cela vaut le coût d'attendre ». Mais précisément, quels sont les coûts et les bénéfices de la prospection ?

Ce qu'un individu gagne à prospecter, c'est la rencontre d'un conjoint disponible qui est préférable à ceux qu'il a déjà rencontrés, ce qui peut arriver soit par simple « coup de chance », soit parce que l'individu a mis à profit son temps de prospection pour se rendre plus désirable aux yeux des membres du sexe opposé, ce qui lui permet désormais de se mettre en couple avec des conjoints plus désirables que ceux qui, jusqu'alors, acceptaient de se mettre en couple avec lui. Tout d'abord, dans la mesure où des « coups de chance » arrivent sur le marché matrimonial, les individus devraient prospecter pendant d'autant plus longtemps que les caractéristiques désirables des conjoints potentiels sont plus dispersées (à même moyenne) ; en effet, la probabilité de rencontrer une « perle rare » (c'est-à-dire un conjoint potentiel *largement* préférable à ceux déjà rencontrés) est plus élevée si les conjoints potentiels présentent des caractéristiques inégales ou différentes les uns des autres, plutôt que des caractéristiques similaires. Ainsi, entre sociétés et au fil du temps, les individus devraient prospecter pendant d'autant plus longtemps et donc se mettre en couple d'autant plus tardivement que leurs conjoints potentiels sont plus différents les uns des autres, comme c'est peut-être le cas dans les sociétés modernes (dans lesquelles la division du travail a diversifié les types et les niveaux de qualification professionnelle) par rapport aux sociétés traditionnelles. Par exemple, dans les grandes villes américaines des années 1970 et 1980, les hausses des inégalités de revenus masculins semblent bien accroître l'âge des femmes au mariage, sans doute parce que plus les hommes disposent de revenus inégaux entre eux plus cela vaut le coût, pour une femme, de prospecter plus longtemps en vue de pouvoir se mettre

en couple avec un époux plus riche que les hommes qu'elle a rencontrés préalablement (Gould, Paserman 2003).

Ensuite, dans la mesure où c'est la perspective de se valoriser aux yeux des membres du sexe opposé qui motive la prospection préalable à la mise en couple, les individus devraient prospecter pendant d'autant plus longtemps que les caractéristiques valorisantes aux yeux des membres du sexe opposé (détention d'une dot ou d'un douaire, d'un pécule, d'un diplôme, etc.) sont plus longues à acquérir ou à révéler. Ainsi, entre sociétés comme au sein des sociétés et au fil du temps, les individus devraient prospecter pendant d'autant plus longtemps et donc se mettre en couple d'autant plus tardivement qu'ils ont plus intérêt à accumuler un capital avant de se mettre en couple (parce que cela leur est nécessaire pour emménager dans un nouveau foyer) ou qu'ils ont plus intérêt à prolonger leurs études avant de se mettre en couple (parce que cela leur permet d'accroître leur désirabilité en accroissant leur niveau de revenus et la qualité de leurs discussions), ou encore qu'ils font face à une relative pénurie de membres du sexe opposé (parce que dans ce cas seule une amélioration de leur désirabilité leur permettra de trouver un conjoint). Les individus attendraient ainsi de s'être valorisés aux yeux des membres du sexe opposé afin de pouvoir se mettre en couple avec des conjoints préférables à ceux qu'ils auraient pu obtenir en l'absence de tels capitaux ou de tels diplômes. Par exemple, concernant respectivement la France et l'Angleterre, des historiens de la famille d'Ancien Régime remarquent :

« Dans les régions où l'on ne pratiquait pas « le mariage chez les parents », les garçons attendaient, pour se marier, d'être en mesure de fonder l'entreprise agricole, artisanale ou commerciale qui ferait vivre leur femme et leurs enfants. Cela pouvait les contraindre au célibat définitif – comme c'était fréquemment le cas des cadets de la France méridionale – ou jusqu'à un âge avancé. Quant aux filles elles ne trouvaient un mari qu'à condition de lui apporter en dot une part de ce nécessaire capital de départ : celles que leurs parents ne pouvaient doter étaient contraintes de servir de longues années avant de songer à s'établir. Déjà à la fin du XV^e siècle – dans une conjoncture démographique déprimée où le travail était donc bien rémunéré – l'âge moyen au premier mariage était de vingt-cinq ans pour les garçons et de vingt-et-un ou vingt-deux pour les filles soit, pour les uns comme pour les autres, une dizaine d'années de plus que l'âge minimum légal » (Flandrin 1976).

« En Angleterre, où le phénomène du *life-cycle servant* [le placement des adolescents comme domestiques dans un ménage autre que celui de leurs parents] est général, le calendrier des mariages et celui de la formation des ménages se règlent sur le marché de l'emploi. *Quand le salaire réel augmente, l'épargne des jeunes domestiques s'accélère et leur permet de se marier plus tôt.*⁴⁹ L'augmentation de la nuptialité provoque en retour à la génération suivante un afflux de main-d'œuvre qui fait baisser les salaires. Le mouvement de la nuptialité et celui des salaires se répondent avec un décalage de trente ans » (Burguière 1986).⁵⁰

⁴⁹ C'est nous qui soulignons.

⁵⁰ Sur ce point, cf. aussi McNicoll 2001. Pour une discussion des effets sur le calendrier du mariage des modes de résidence de la « famille patriarcale » (dans laquelle les enfants mariés corésident de façon illimitée avec leurs

En France au XIX^e siècle, les hommes se mariaient d'autant plus tardivement que le temps qui leur était nécessaire pour accéder à leur position sociale maximale – la position qui leur permettait d'obtenir la conjointe la plus désirable possible – était plus long : alors que les manouvriers se mariaient *relativement* précocement (27,5 ans), les journaliers, cultivateurs et laboureurs se mariaient plus tardivement (29 ans), les propriétaires terriens se mariant plus tardivement encore (31,6 ans) (Bonneuil 1992) ; à Bordeaux au XIX^e siècle aussi, les membres des classes populaires se marient plus précocement que les bourgeois : « les ouvriers de la grande industrie ont une nuptialité particulière, marquée par la forte proportion des mariés jeunes chez les hommes, comme chez les femmes » (Guillaume 1972). Dans le même ordre d'idées, sur un village de l'île grecque de Karpathos, dans le Dodécanèse, les filles cadettes se marient plus tard que les aînées car, alors que les aînées héritent des biens de leur mère, les cadettes doivent attendre que leurs frères aient eu le temps de leur constituer une dot, l'attente étant d'autant plus longue que les frères sont moins nombreux (Vernier 1985). À l'inverse, il n'est pas étonnant que les individus que l'origine aristocratique a rendu extraordinairement attractifs sur le marché matrimonial – comme les enfants des ducs et pairs, qui constituent aux XVII^e et XVIII^e siècles la très haute noblesse de Versailles et de Paris – se marient beaucoup plus précocement que la moyenne (Lévy, Henry 1960) : ayant atteint leur position sociale maximale dès la naissance, que gagneraient-ils à différer leur mariage ?

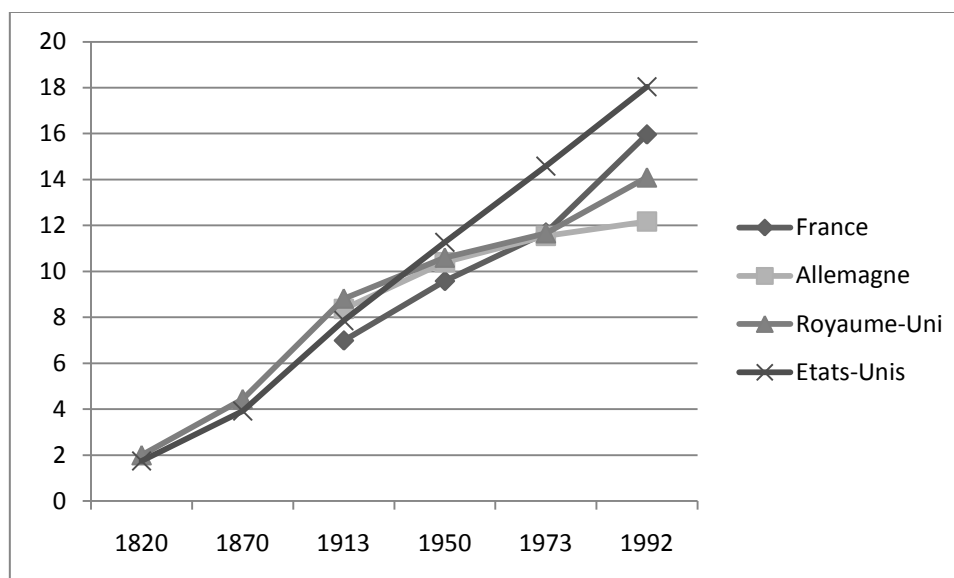
Dans les sociétés modernes, c'est plutôt le niveau de diplôme qui est susceptible de valoriser un individu aux yeux des membres du sexe opposé. C'est ce que certains auteurs ont suggéré en faisant remarquer que « le retard au mariage est en réalité une sorte d'investissement, en vue d'une promotion sociale. Ne consentirait à ce délai que celui qui peut en espérer quelque avantage. L'étudiant différera son mariage, le manoeuvre ne verra pas l'intérêt d'un tel ajournement » (Roussel 1971) ; ou encore : « qui peut se marier et n'a guère de chance de promotion, le fait en général assez jeune. Attendent ceux qui n'ont pas encore acquis la capacité économique de se marier et ceux qui espèrent, à terme, une situation qui compense largement cette prolongation du célibat » (Roussel 1975).⁵¹ De fait, dans la période

parents) et de la « famille souche » (dans laquelle un seul enfant – l'héritier – coréside, marié, avec ses parents, les autres enfants devant émigrer pour se marier), cf. Le Bras, Todd 1981.

⁵¹ Ce même mécanisme est sous-entendu dans un paragraphe d'un autre ouvrage portant sur la France des années 1940, même s'il n'est pas explicité de façon aussi claire : « Si l'influence de la profession sur [l'intensité de] la nuptialité dans son ensemble prête à discussion, il n'en est pas de même en ce qui concerne l'âge au mariage. [...] "[D]ans la classe bourgeoise, les jeunes gens arrivent rarement à atteindre la situation qu'ils visent avant l'âge de 28 à 30 ans, tandis que les ouvriers qualifiés ont terminé leur apprentissage vers l'âge de 21-23 ans. Les ouvriers non qualifiés qui, par définition, n'ont pas besoin de formation professionnelle, obtiennent leur gain normal vers l'âge de 18-19 ans, c'est-à-dire sitôt qu'ils ont à peu près atteint leur développement physique

contemporaine, être en train de faire ses études réduit le taux d'entrée dans le mariage dans tous les pays qu'une étude a analysés (Allemagne de l'Ouest, France, Pays-Bas, Grande-Bretagne, USA, Espagne, Italie, Suède, Hongrie) (Blossfeld 1995) ; et dans les années 1980, sur tous les continents, le niveau d'instruction accroît l'âge des femmes au mariage (Nations Unies 1990), ce qui peut en partie s'expliquer par le fait que les étudiants attendent d'avoir acquis leur diplôme pour ne se présenter sur le marché matrimonial qu'une fois valorisés par l'obtention de leur diplôme. Au fil du temps, la hausse du niveau d'études (figure 4) – ici comprise comme un ajournement de l'âge auquel les individus acquièrent et révèlent leur valeur sur le marché matrimonial – devrait avoir accru l'âge à la mise en couple ; nous verrons ci-dessous si c'est le cas.⁵²

Figure 4. Durée moyenne de la scolarité – pays occidentaux, 1820-1992



Champ : moyenne pondérée des années de scolarité des personnes âgées de 15 à 64 ans.
Source : Marchand, Thélot 1997

Si un individu peut gagner à la prospection, cette dernière n'est pourtant pas sans coûts. Tout d'abord, le rallongement de la prospection implique certaines dépenses directes : frais de transport pour aller à la rencontre des conjoints potentiels, coûts pécuniaires et psychologiques de présentation de soi lors de rendez-vous amoureux, ou encore coûts

complet. Il en résulte que l'âge moyen du mariage sera plus élevé dans la première classe et décroîtra quand on passera de l'une à l'autre" » (Duplessis-Le Guélinel 1954).

⁵² Si l'opportunité de se valoriser incite à prospecter plus longtemps, *a contrario* le fait d'être subitement dévalorisé aux yeux de la plupart des conjoints potentiels *sauf un* incite fortement à précipiter la mise en couple, éventuellement en accordant des concessions à un tel conjoint pour qu'il accepte la mise en couple ; c'est en partie ce qui se passait lorsque des femmes qui étaient enceintes d'un homme avec lequel elles n'étaient pas mariées cherchaient à l'épouser au plus vite (*shotgun marriage*), et ce afin de pouvoir épouser celui qui, parmi tous les hommes, les valorisait le plus et était donc le mieux à même de leur procurer divers gains de la mise en couple, notamment l'aide dans l'éducation de l'enfant.

d'entrée dans des lieux de prospection (bals, foires de célibataires, fêtes, discothèques, « clubs de solos », entremetteuses, agences matrimoniales, sites de rencontre, *speed-dating*, etc.).⁵³ Ainsi, les individus devraient prospecter pendant d'autant moins longtemps et donc se mettre en couple d'autant plus précocement qu'il leur est plus coûteux d'accéder à des conjoints potentiels, comme par exemple s'ils habitent des régions moins densément peuplées. Les individus devraient aussi se mettre en couple plus précocement si les caractéristiques qu'ils possèdent et qu'ils désiraient retrouver chez leur conjoint sont rares – et donc plus coûteuses à localiser –, comme par exemple s'ils font partie d'une minorité ethnique (linguistique ou religieuse), s'ils sont exceptionnellement grands ou petits, etc. De ce point de vue, la diffusion d'Internet, en réduisant le coût de la rencontre de conjoints potentiels aux caractéristiques rares, pourrait conduire à réduire le coût de la prospection, et donc à la rallonger ; c'est ce dont semble témoigner, en France notamment, l'effusion de sites de rencontres ciblés sur des marchés matrimoniaux de petite taille, comme les sites de rencontres communautaires (réservés aux catholiques pratiquants, ou aux musulmans, ou aux juifs) ou les sites de rencontres réservés aux paysans, aux homosexuels, aux handicapés, aux végétariens, etc.

Mais surtout, comme nous l'avons vu, le rallongement de la prospection implique de renoncer, pendant une période supplémentaire, aux gains de la mise en couple – précisément, aux gains issus du couple que l'on aurait pu former avec le dernier membre du sexe opposé acceptable que l'on a rencontré ; ce sont là les coûts d'opportunité de la prospection. Ainsi, les individus devraient prospecter pendant d'autant moins longtemps et donc se mettre en couple d'autant plus précocement qu'ils auraient plus de gains à la mise en couple, quelle que soit la source de ces gains. Au sein des sociétés et entre sociétés, les individus devraient donc se mettre en couple d'autant plus précocement qu'ils sont plus pauvres – si bien qu'ils valorisent plus intensément les gains matériels de la mise en couple –, que l'écart de salaires entre hommes et femmes et que le volume de production domestique sont plus élevés – si bien qu'ils profitent plus des gains de la division sexuelle du travail –, et que leur fécondité désirée est plus élevée. Par exemple, au sein d'un village normand (Tourouvre-au-Perche) aux XVII^e et XVIII^e siècles, le fait que les plus pauvres valorisent plus que les riches les gains matériels issus de la mise en couple peut contribuer à expliquer que « les hommes les plus pauvres se mariaient apparemment plus tôt en moyenne. [...] Près de 30 % des laboureurs se mariaient après leur trentième anniversaire, contre seulement 8,5 % des sabotiers » (Charbonneau

⁵³ Dans certaines sociétés, la prospection n'est pas réalisée par les conjoints eux-mêmes mais plutôt par des membres de leur famille. Par exemple, dans certaines sociétés arabes, les mères de jeunes hommes à marier utilisaient le hammam comme lieu de prospection de la future épouse de leur fils.

1970). Au sein de la France contemporaine, ce mécanisme peut aussi en partie expliquer pourquoi les femmes débutent leur première vie de couple d'autant plus précocement qu'elles sont moins diplômées (Bozon 1990) et qu'elles n'ont jamais eu d'activité professionnelle (Barre, Vanderschelden 2004), et pourquoi après rupture les membres des classes populaires se remettent en couple plus rapidement que ceux des classes moyennes et supérieures (Villeneuve-Gokalp 1994) : c'est que la mise en couple procure des gains matériels qui ont une plus grande valeur pour les individus moins riches. Entre sociétés, chacun des mécanismes susmentionnés peut contribuer à expliquer pourquoi le niveau de développement socioéconomique accroît l'âge au mariage : non seulement l'enrichissement des individus réduit pour eux la valeur des gains matériels à la mise en couple et donc l'incitation à hâter leur mise en couple, mais la résorption des écarts de salaires entre hommes et femmes, en réduisant les gains de la mise en couple issus de la division du travail, réduit elle aussi l'incitation à hâter sa mise en couple ; la baisse de la fécondité désirée a le même effet, puisqu'entre autres choses elle permet de commencer à faire des enfants tardivement tout en parvenant à en faire le nombre désiré. De fait – mais nous verrons cela plus précisément dans la deuxième partie de cette thèse –, le développement socioéconomique semble bien accroître l'âge au mariage : au début des années 2000, l'âge moyen des femmes au premier mariage était de 18 ans au Niger, au Tchad et au Mali, de 23 ans en Chine, au Brésil et en Égypte, de 28 ans en Afrique du Sud et en Hongrie, et de 32 ans en Suède et en Norvège (Nations Unies 2007). Au fil du temps, ces mécanismes prévoient que la baisse des gains de la mise en couple, en réduisant l'incitation à profiter au plus vite de tels gains, devrait avoir accru l'âge à la mise en couple ; de fait, l'âge moyen au premier mariage dans les 25 pays de l'Union européenne est passé, pour les femmes, de 23 ans en 1970 à 23,1 ans en 1980, 24,8 ans en 1990 et 27 ans en 2000 (Communautés européennes 2004). Au fil du temps aussi, la hausse du niveau d'études des femmes – cette fois-ci comprise comme une cause de la baisse des gains de la mise en couple issus de la division du travail – devrait avoir accru l'âge à la mise en couple ; de fait, sur tous les continents le niveau d'instruction et le fait de détenir un emploi accroissent l'âge des femmes au mariage (Nations Unies 1990) ; dans tous les pays d'Afrique dans les années 1990, les femmes se mettent en couple d'autant plus tardivement qu'elles sont plus scolarisées ; au Sénégal, par exemple, l'âge médian au premier mariage est de 16 ans pour les femmes sans instruction, 19 ans pour les femmes qui ont reçu une scolarisation primaire, et 23 ans pour les femmes qui ont poursuivi leurs études (Hertrich, Pilon 1997). Au fil du temps encore, la mise à disposition de la pilule contraceptive, en réduisant le risque de grossesse non désirée et en permettant ainsi aux individus d'obtenir des

relations sexuelles sans pour autant avoir à se mettre en couple, devrait avoir réduit les gains de la mise en couple et l'incitation à hâter la mise en couple ; encore une fois nous verrons cela plus précisément dans la deuxième partie de cette thèse, en procédant à un test empirique.

Au final, plus le gain espéré de la prospection est élevé et plus son coût attendu est réduit, plus les individus deviennent « exigeants » et plus ils passent du temps à prospecter.⁵⁴ Cela dit, il convient de noter que les modèles de calendrier de la mise en couple ne permettent pas toujours de formuler des prédictions claires, parce que certaines caractéristiques individuelles ont pour effets d'accroître les gains de la prospection mais *aussi* ses coûts, ce qui ne permet pas de produire *a priori* de prédiction claire quant à savoir si de telles caractéristiques devraient accroître ou réduire l'âge à la mise en couple. Par exemple, d'un côté une hausse du niveau de salaires, en réduisant la valeur des gains matériels à la mise en couple et en réduisant donc l'incitation à hâter la mise en couple, devrait rallonger la prospection (« effet indépendance »), mais d'un autre côté la hausse du niveau de salaires, en accroissant la désirabilité aux yeux des membres du sexe opposé et donc la « qualité » du conjoint obtenu, devrait raccourcir la prospection (« effet désirabilité »). Cela dit, comme nous le verrons plus en détail, de tels mécanismes ne sont pas inutiles pour autant, parce qu'il existe des raisons de penser que l'effet indépendance affecte les femmes plus que les hommes (et l'effet désirabilité, les hommes plus que les femmes), si bien qu'on devrait s'attendre à ce que le fait d'avoir atteint tel niveau de diplôme plutôt qu'aucun diplôme retarde plus la mise en couple des femmes que celle des hommes.

Encadré 3. Le calendrier de la mise en couple : l'influence des parents

Si la décision de mise en couple revient (le plus souvent) à l'individu qui se met en couple, il est fréquent que la décision de se mettre en couple que prend un individu soit affectée par les comportements de ses propres parents. Or, nombreuses sont les sociétés dans lesquelles les parents sont incités à « se débarrasser » de leurs enfants ou, au contraire, à « retenir » leurs enfants le plus longtemps possible chez eux, ce qui a nécessairement des effets sur le calendrier de la mise en couple de ces enfants.

Les parents font tout d'abord face à des incitations différentes selon que dans leur société les conjoints ont un mode de résidence virilocal (près de, voire chez la famille de l'époux) ou uxoriocal (près de, voire chez la famille de l'épouse). Dans les sociétés virilocal, les parents tendent à hâter le mariage de leur fils en vue de profiter au plus tôt de la force de travail de son épouse, et ils tendent à retarder le mariage de leur fille en vue de retarder la date à partir de laquelle ils « perdent » sa

⁵⁴ Il ne s'agit là, en réalité, que d'une application particulière du mécanisme plus général selon lequel les individus se comportent de façon d'autant plus sélective dans leurs choix de relations à long terme qu'ils disposent d'opportunités alternatives plus nombreuses. De même qu'un homme hors couple qui pense qu'aucune femme ne lui proposera de se mettre en couple acceptera la première opportunité qui se présente, un enseignant qui pense qu'il sera bientôt contacté par Harvard pour y enseigner sera plus sélectif dans ses choix d'université (Burdett, Coles 1999).

production domestique ; c'est par exemple ce qui se passe dans un village de l'Inde du Sud (Reddy 1991). À l'inverse, dans les sociétés uxori-locales, les parents tendent à hâter le mariage de leur fille en vue de profiter au plus tôt de la force de travail de son époux, et ils tendent à retarder le mariage de leur fils en vue de retarder la date à partir de laquelle ils « perdent » sa production ; c'était par exemple le cas à Java au début du XX^e siècle (Blackburn, Bessell 1997). Pour d'autres mécanismes par lesquels le mode de résidence des conjoints peut affecter leur âge au mariage, cf. Morgan, Rindfuss 1984.

Les parents font ensuite face à des incitations différentes selon que leurs enfants leur coûtent ou leur rapportent de l'argent. À cet égard, certains historiens affirment qu'au XVIII^e siècle la protoindustrialisation, en permettant aux enfants de gagner un salaire et donc en permettant aux parents d'accroître leurs revenus grâce à leurs enfants, a incité les parents à retenir le plus longtemps possible leurs enfants auprès d'eux (Segalen 1986). Il est frappant que, plus de deux siècles plus tard, un ethnographe du monde ouvrier du Nord de la France ait lui aussi remarqué le phénomène : « il est notoirement connu, dans le bassin minier, que certaines mères s'efforcent de différer le mariage de leur fils ou de leur fille afin de conserver le plus longtemps possible le bénéfice de leurs salaires » (Schwartz 1990). Dans son ouvrage, ce chercheur rapporte l'entretien suivant :

« Barbara Stankowski (32 ans, quatre enfants) raconte comment elle a rencontré son premier mari (divorcée, elle est aujourd'hui remariée). "Je voulais tellement partir de chez moi, j'avais dit : le premier qui passe, il est pour moi." Elle était battue par sa mère, "c'était des gifles et des coups de poing sur la tête." "Quand je travaillais, je ramenaient mes paies et tout, et j'en voyais jamais la couleur. Les autres ils avaient tout ce qu'ils voulaient, moi j'avais rien, jamais un sou." Signalons que Barbara est la deuxième dans sa famille, l'aîné était un frère : se peut-il qu'il ait eu droit aux faveurs de la mère ? Se peut-il que Barbara, qui était l'aînée des filles, ait été mise à contribution par la mère pour accomplir toutes sortes de tâches à la maison ? [...] C'est pour échapper à la tutelle maternelle que Barbara forme le projet de se marier au plus vite. Le premier rencontré, ce fut le bon : on n'a pas trop à s'étonner que le mariage ait été un échec » (Schwartz 1990, p. 217-218).

La « précipitation dans le mariage » des ouvrières (Schwartz 1990) pourrait ainsi en partie s'expliquer par le fait qu'il est relativement coûteux, pour ces jeunes femmes, de continuer de reverser leurs salaires à leurs parents ainsi que de les aider dans les tâches domestiques :

« Dans l'une des rares situations où j'ai connu des enfants assez grands pour être en âge de se marier, la vitesse avec laquelle l'affaire est conclue par les filles m'a frappé. [...] L'urgence, pour elles, était de mettre fin à une certaine forme de position minorée au sein de la famille, due notamment au fait qu'elles devaient garder leurs frères et sœurs plus jeunes lorsque leur mère devait s'absenter du foyer » (Schwartz 1990, p. 218-219).

Dans les pays occidentaux contemporains, le calendrier de la mise en couple des individus semble toujours être influencé par certaines caractéristiques des parents. Ainsi en Norvège, parmi les promotions de première mise en couple de 1970 à 2002, le niveau de diplôme des parents retarde, « toutes choses égales par ailleurs », l'âge des enfants à l'entrée en première cohabitation, même s'il n'a aucun effet sur l'âge des enfants au premier mariage direct (Aarksaug Wiik 2009). En effet, malgré le fait que plus les parents sont riches moins il est coûteux pour leurs héritiers d'emménager dans un nouveau logement, et malgré le fait que plus les parents sont riches plus les enfants sont valorisés sur le marché matrimonial et ont donc intérêt à se mettre en couple tôt, le fait que les parents soient plus riches peut accroître l'âge des enfants à la cohabitation : non seulement plus les parents sont riches plus leur logement est d'une qualité telle qu'elle incite les enfants à y résider pendant plus longtemps, mais en outre plus les parents sont riches plus les enfants sont « averses à la perte » c'est-à-dire désireux de se prémunir contre le risque – accru – de déchoir socialement, ce qui requiert de leur part de ne faire le choix de leur conjoint qu'une fois qu'ils ont atteint une position sociale susceptible de ne pas faire pâle figure vis-à-vis de celle de leurs parents.

Rappelons ici que les modèles et mécanismes que nous avons détaillés pour expliquer pourquoi les individus se mettent en couple plutôt que de rester hors couple et pourquoi ils se

mettent en couple avec tel conjoint plutôt qu'avec tel autre, et à tel âge plutôt qu'à tel autre, permettent aussi en partie d'expliquer, « en creux », pourquoi les individus rompent leurs couples : ce sont les individus dont les gains de l'union sont les plus faibles (qu'ils soient tirés de la consommation commune de biens non rivaux, de la division du travail, de l'assurance mutuelle ou de l'extension des biens consommables) qui devraient rompre le plus fréquemment. C'est ce que nous verrons plus précisément dans la troisième partie de cette thèse.

1.3.2. A quoi bon se marier ? Les gains du mariage⁵⁵

*We can't go on together
With suspicious minds
And we can't build our dreams
On suspicious minds
Elvis Presley, 1969*

Une fois que les individus ont atteint la majorité et peuvent se mettre en couple, ils peuvent aussi – sauf exceptions⁵⁶ – se marier ; aujourd'hui en France, c'est à partir de 18 ans que garçons et filles peuvent se marier.⁵⁷ Mais quels sont les gains qui les incitent à se marier plutôt qu'à cohabiter – gains qui les incitent aussi, une fois mariés, à rester dans leur mariage plutôt qu'à divorcer, et aussi, une fois divorcés, à se remarier plutôt qu'à cohabiter ? Certains chercheurs ont cru expliquer pourquoi les individus se marient en affirmant qu'ils ont le souci de respecter une norme sociale prescrivant de se marier ; mais cette « explication » ne fait bien évidemment que repousser la question : pourquoi les individus respecteraient-ils cette norme plutôt que de la violer (ou pourquoi chercheraient-ils à la faire respecter plutôt que

⁵⁵ Sur les apports de la théorie du choix rationnel à l'explication du mariage relativement à la cohabitation, cf. – outre les synthèses et ouvrages déjà mentionnés à la note de bas de page 31 – Dnes 2002 ; Cohen 2002 ; Rowthorn 2002 ; Scott 2002 ; Edlund 2006 ; et Matouschek, Rasul 2008 ; cf. aussi Willis, Michael 1994 ; Burdett, Coles 1999 ; et Bachrach *et al.* 2001. Pour une conceptualisation du mariage comme solution à un jeu (au sens de la « théorie des jeux », c'est-à-dire une interaction stratégique) et plus précisément un jeu séquentiel dans lequel chacun des deux joueurs peut, dans un premier temps, « investir » ou non dans la relation, puis dans un second temps poursuivre la relation ou y mettre un terme, cf. McCain 1999 ou Grossbard-Shechtman, Lemennicier 1999.

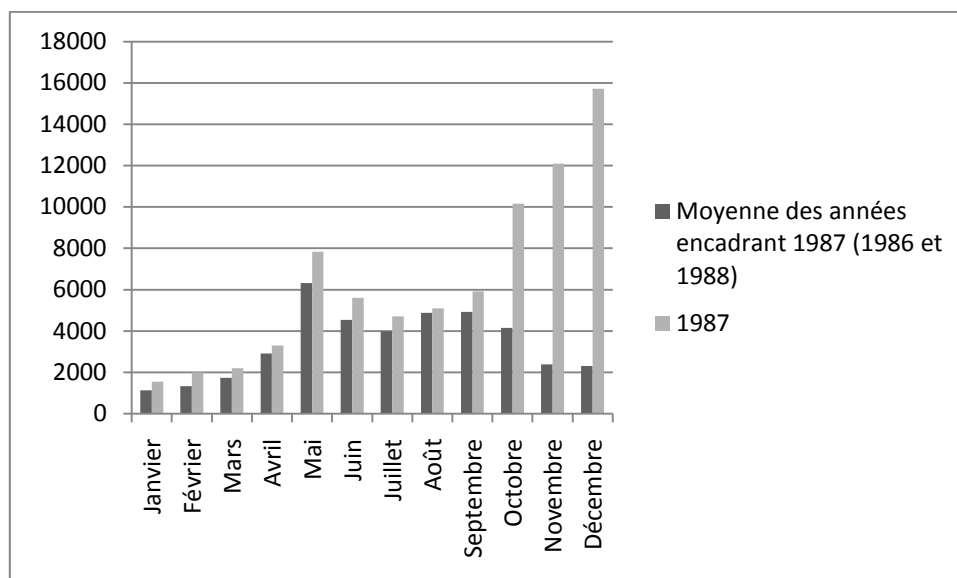
⁵⁶ Le mariage, outre qu'il est partout et toujours interdit avec certains apparentés (c'est la prohibition de l'inceste : sur ce point, cf. Bittles 2001 et Wolf 2001), et qu'il est le plus souvent interdit entre individus de même sexe, a parfois été interdit à certains individus *avec qui que ce soit*. Par exemple, au XIX^e siècle, les pouvoirs publics des pays germaniques interdisent le mariage précoce des indigents ou des ouvriers dont le revenu est inférieur à certains seuils, peut-être afin de réduire l'accroissement démographique des plus pauvres (Sohn 2001) ; comme l'indique Le Play dans son ouvrage *Les ouvriers européens*, ces mesures ont eu pour conséquence de développer, chez les pauvres, le concubinage et les naissances hors mariage. Sur les dispenses civiles au mariage, cf. Sutter, Lévy 1959 et Biégelmann-Massari 1996. Sur les annulations de mariage, cf. Belmokhtar 2006.

⁵⁷ L'âge nubile en France était, sous l'Ancien Régime, de 12 ans pour les filles et 14 ans pour les garçons – c'étaient là les âges nubles du droit canon –, et de 1804 à 2006 il était de 15 ans pour les filles et 18 ans pour les garçons.

d'être indifférents à son non respect ?), et surtout pourquoi cette norme aurait-elle émergé ? En l'absence de réponse à de telles questions, « l'explication » du mariage par le respect d'une norme ou l'adhésion à des valeurs reste dénuée de tout pouvoir explicatif.

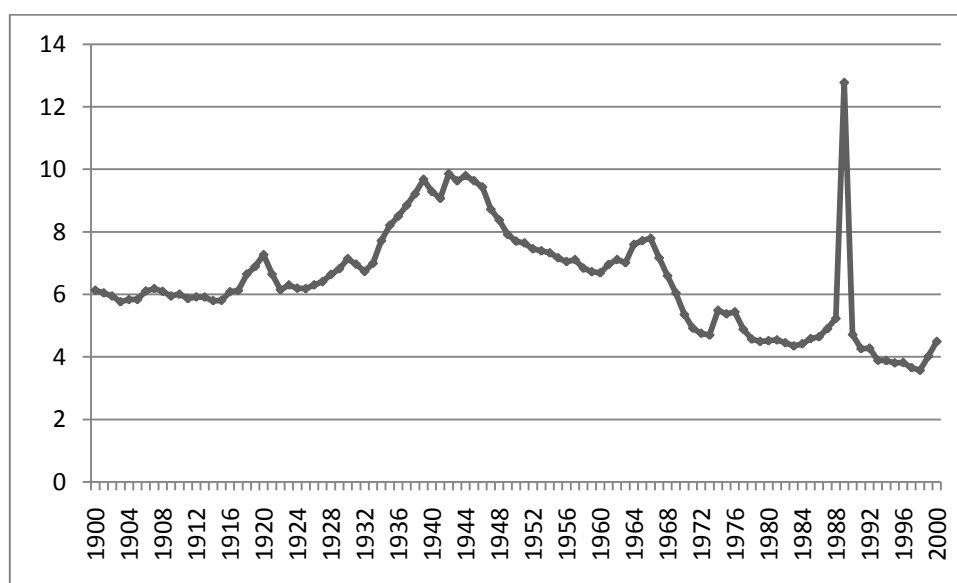
Une conception quelque peu étroite de la théorie du choix rationnel pourrait conduire à imaginer qu'elle explique pourquoi les individus se marient plutôt que de simplement cohabiter par les divers avantages que les États accordent usuellement aux couples mariés relativement aux couples cohabitants ; et de fait, les individus ne sont pas insensibles aux incitations financières à se marier plutôt qu'à cohabiter. Par exemple, lorsqu'en Autriche en 1983 les pouvoirs publics ont débattu de la réduction voire de la suppression de la prime de 7 500 shillings versée depuis 1972 aux célibataires lors de leur mariage, on observa « une nette augmentation des mariages en fin d'année » (Prioux 1992a) ; l'annonce que la suppression de cette prime interviendrait finalement en janvier 1988 provoqua ensuite « une ruée sans précédent sur les mairies entre octobre et décembre 1987 » (Prioux 1992a ; cf. figure 5), des estimations indiquant que « plus de la moitié des unions supplémentaires sont [...] des couples qui n'en avaient pas fait le projet à court terme » (Prioux 1992b) ; en outre, cette « ruée » est composée exclusivement de célibataires, vraisemblablement parce que seuls eux – et non pas les nouveaux *remariés* – étaient éligibles à la prime de mariage (Prioux 1992b). De même, quand en 1989 la Suède a prévu d'adopter une législation excluant du bénéfice des pensions de réversion les cohabitants dont le couple était sans enfant – incitant ainsi les cohabitants sans enfant à se marier pour ne pas être exclus de ce bénéfice –, on a observé une hausse de plus de 170 % du nombre de mariages (de 40 000 en 1988 à 109 000 en 1989) (Andersson 1995 ; cf. figure 6).

Figure 5. Nombre mensuel de mariages – Autriche, 1986-1988



Source : Eurostat.

Figure 6. Taux brut de nuptialité (pour 1000 habitants) – Suède, 1900-2000



Source : Statistics Sweden.

De même encore, lorsqu'en France en 1996 l'amendement Courson à la loi de Finances a supprimé, dans le système du quotient familial, la demi-part supplémentaire accordée au premier enfant d'un parent non marié – incitant ainsi les couples cohabitants avec enfants à charge à formaliser leur situation pour payer moins d'impôts sur le revenu, et ce particulièrement s'ils ont plusieurs enfants à charge –, on a observé une hausse de 10 % de la nuptialité, hausse particulièrement marquée pour les couples avec enfants et plus encore pour les couples avec plus de deux enfants (Lévy 1996 ; Beaumel *et al.* 1999 ; Prioux 2003 ; Buffeteau, Échevin 2003 ; Munoz-Pérez, Prioux 2005 ; pour plus de précisions sur le système

du quotient familial et plusieurs de ses conséquences sur les incitations ou désincitations à se marier, cf. Calot 1994 ; Legendre, Thibault 2007 ; Amar, Guérin 2007).⁵⁸ De façon plus générale, les incitations au mariage que donnent les États ne sont pas seulement fiscales : par exemple dans certaines sociétés d'Afrique subsaharienne – mais d'autres régions aussi – les femmes sont particulièrement incitées à se marier pour pouvoir accéder au crédit et avoir le droit de gérer leur propriété (Véron, Hamon 1997), dans les pays d'Europe de l'Est du temps du socialisme les couples étaient fortement incités à se marier pour obtenir plus facilement un logement et éviter que l'un des conjoints doive exercer son activité professionnelle loin de sa famille, et dans les États-Unis contemporains les individus sont incités à se marier pour pouvoir bénéficier d'une assurance santé commune aux deux époux. Bref, l'État peut bel et bien inciter les individus à se marier – et les individus peuvent bel et bien répondre à de telles incitations –, mais cela ne permet pas d'expliquer pourquoi la plupart des individus se marient dans toutes les sociétés humaines, et particulièrement dans les sociétés sans État. Alors, comment peut-on rendre compte de l'universalité de l'institution du mariage ? Quelle est son utilité fondamentale relativement à la cohabitation, qui pourrait permettre d'expliquer qu'il existe dans toutes les sociétés humaines connues et qu'il a longtemps été préféré à la cohabitation ?

Encadré 4. La saisonnalité du mariage : pourquoi elle est affectée par le calcul de l'impôt sur le revenu

En France, l'année de leur mariage, les époux doivent remplir trois déclarations annuelles de revenus : une pour chacun des époux portant du 1^{er} janvier jusqu'à la date du mariage, et une commune aux deux époux portant de la date du mariage jusqu'au 31 décembre de l'année. (Les années suivantes, les époux n'auront plus à remplir qu'une seule déclaration commune.) Par conséquent, si le mariage a lieu en milieu d'année (typiquement juin ou juillet), chaque époux déclare comme revenus

⁵⁸ Le système fiscal français exerce plusieurs influences sur les comportements matrimoniaux. Ainsi en 2004, une majorité des couples, et notamment les couples mono-actifs aux plus hauts revenus, gagnent fiscalement à se marier (le gain fiscal moyen des 20 % de foyers ayant les plus hauts niveaux de vie atteignant près de 1 300 euros par an, grâce au mécanisme du quotient conjugal), tandis que presque un quart des couples perdent fiscalement au mariage, notamment des couples bi-actifs à revenus moyens (la raison en étant que les mécanismes de la décote et du seuil de perception minimum, voire le dispositif de la prime pour l'emploi, accroissent l'impôt sur le revenu dû par les couples mariés plutôt que cohabitants) (Amar, Guérin 2007 ; Legendre, Thibault 2007). Les incidences du système fiscal français sur les comportements sociodémographiques des individus ne se limitent pourtant pas aux comportements de mariage et de cohabitation ; même en mettant de côté ses incidences sur la fécondité, il influe sur le remariage et le pacte civil de solidarité (Pacs). Concernant le remariage, la suppression de la pension de reversion des veuves et divorcées en cas de remariage, ainsi que le risque d'exhérédation des enfants en cas de remariage, désincitent à se remarier (Caradec 1996). Concernant le Pacs, lorsqu'à partir de 2005 les pacsés ont pu bénéficier – comme les époux – de l'imposition sur le revenu commune dès l'année de l'enregistrement de l'union (et non plus à partir de la troisième année de l'union), on a observé une hausse du nombre de Pacs conclus deux fois supérieure à celle des années précédentes (Ruelland 2006 ; Munoz-Pérez, Prioux 2005). Sur les incitations à se pacser à telle ou telle période de l'année et leurs conséquences sur la saisonnalité – très marquée et changeante – du Pacs, cf. Carrasco 2007 ; Ruelland 2006 ; Belliot 2005 ; et Ruelland, Tonnerre 2003.

annuels des revenus qui, n'ayant été perçus qu'en quelques mois, sont relativement réduits, et donc relativement peu imposés.

En 2007, le site Axabanque.fr proposait l'exemple chiffré suivant : « Marie est cadre dans une société et gagne 33 500 € par an. Philippe est employé de banque et perçoit 27 000 € par an. Ils se marient le 1^{er} juillet. Ils vont donc remplir séparément une première déclaration avec 6 mois de salaire, soit 16 750 € pour Marie et 13 500 € pour Philippe, comme s'ils avaient eu ce salaire-ci sur une année. Marie paiera environ 463 € d'impôts et Philippe n'en paiera pas. Ils rempliront une troisième déclaration, en commun cette fois, en cumulant leurs salaires perçus pendant les 6 derniers mois, soit : 30 250 €. Ils paieront ensemble près de 1 768 €. S'ils avaient fait une seule déclaration chacun avec leurs vrais revenus annuels, Marie aurait été imposée à hauteur de 3 000 € et Philippe de 1 870 €. L'année de leur mariage, l'Etat leur a donc fait un cadeau d'impôts de plus de 3 000 €. »

Encadré 5. Le « mariage posthume » : pourquoi il existe, et pourquoi il est utilisé

Parmi les originalités que compte le Code civil français relativement aux autres Codes européens en matière de droit de la famille, on compte le mariage posthume. Au Livre Ier, titre V, chapitre II : Des formalités relatives à la célébration du mariage, on trouve l'article suivant.

Article 171. Le Président de la République peut, pour des motifs graves, autoriser la célébration du mariage si l'un des futurs époux est décédé après l'accomplissement de formalités officielles marquant sans équivoque son consentement. Dans ce cas, les effets du mariage remontent à la date du jour précédant celui du décès de l'époux. Toutefois, ce mariage n'entraîne aucun droit de succession *ab intestat* au profit de l'époux survivant et aucun régime matrimonial n'est réputé avoir existé entre les époux.

Comme l'indique un article sur le sujet (Biégelmann-Massari 1996), cette disposition unique du droit français date de 1959 : suite à la catastrophe du barrage de Malpasset, la loi d'indemnisation des victimes a créé le mariage posthume en vue de permettre le mariage de certaines femmes dont les fiancés étaient décédés. De 1960 à 1992, les requêtes formulées par des individus souhaitant épouser leur fiancé(e) après le décès de ce dernier – au nombre de moins d'une cinquantaine par an – l'ont été à 95 % par des femmes, et disproportionnellement par des femmes sans activité professionnelle, âgées, divorcées et veuves. Mais, demandera-t-on, si ces femmes désiraient se marier avec leur fiancé décédé – comme elles le prétendent souvent dans leur requête –, pourquoi cohabitaient-elles, plutôt que de s'être mariées avec lui ?

En réalité, si ce sont disproportionnellement des femmes, et des femmes sans activité professionnelle, qui utilisent cette procédure, c'est que ce sont elles qui sont financièrement le plus touchées par le décès de leur conjoint. En espérant se marier de façon posthume, elle espèrent échapper au fait que les cohabitantes paient 60 % de droits de succession (contre 20 % pour les épouses) et au fait que les cohabitantes sont exclues de la pension de reversion, de l'assurance veuvage, de la pension veuf invalide et de la rente accident du travail (Biégelmann-Massari 1996).

Pour comprendre ce qui peut expliquer l'universalité de l'institution du mariage, il faut revenir à la caractéristique qui distingue le mariage de la cohabitation. Comme la cohabitation, le mariage est un contrat d'union à durée indéfinie, mais le mariage a ceci de distinctif qu'il prévoit que le non respect par un des cocontractants de l'une des clauses de leur contrat peut être sanctionné par une autorité extérieure au couple – l'État, dans les sociétés modernes, ou la communauté, dans les sociétés sans État. C'est bien là la

caractéristique spécifique du mariage, par rapport à la cohabitation : en permettant à un tiers de sanctionner les éventuels manquements d'un époux à tel ou tel de ses devoirs – par exemple, en lui imposant des prestations compensatoires ou n'importe quels autres coûts suite aux fautes qu'il a commises et qui ont conduit au divorce –, le contrat de mariage, plus que la cohabitation, dissuade les époux de revenir sur leurs promesses et notamment de résilier leur union de manière unilatérale (c'est-à-dire, de se répudier sans compensation). En conséquence, consentir à se marier revient, pour un individu, à dire à son époux : j'accepte délibérément d'être sanctionné si je ne respecte pas les devoirs que j'ai contractés à ton égard (entraide matérielle et affective, exclusivité sexuelle, présomption de paternité, et éducation des enfants), ce qui t'offre une *garantie crédible* que je n'ai aucunement l'intention de violer ces devoirs ; et comme tu en fais de même envers moi, nous pouvons désormais avoir mutuellement confiance que nous respecterons ces promesses d'engagement à long terme. Si, par le mariage, les époux s'envoient mutuellement un *signal crédible d'intention d'engagement à long terme* – alors que par la cohabitation, ou même le Pacs, les cohabitants ne s'envoient pas de signal crédible d'engagement à long terme⁵⁹ –, ou pour le dire autrement si le mariage fonctionne comme un filtre qui laisserait passer les individus qui éprouvent un désir véritable de s'engager à long terme et retiendrait ceux qui ne cherchent que des liaisons de court terme, c'est parce que des individus qui n'auraient pas l'intention d'aider leur conjoint ni de lui accorder l'exclusivité sexuelle ni d'élever avec lui leurs enfants auraient tout intérêt à cohabiter plutôt qu'à risquer – en se mariant – d'être sanctionné pour n'avoir pas respecté de tels devoirs. Le mariage étant en outre public – même lorsqu'il n'est pas annoncé par faire-part il l'est par la publication des bans aux portes de la mairie, il a lieu dans la commune de résidence des époux et devant « témoins », ce qui informe nécessairement les proches des époux de leur mariage, la cérémonie elle-même est publique, les festivités sont délibérément bruyantes (klaxons, casseroles derrière la voiture, etc.) et par la suite les époux portent ouvertement des signes de statut matrimonial tels des alliances –, les tierces personnes et notamment les « témoins » des mariés sont censés savoir que les époux sont mariés et donc non disponibles sexuellement (c'est « l'officialisation » de l'union), ce qui peut les dissuader de « tenter » les époux et peut les conduire à leur rappeler leurs devoirs – toutes choses qui, encore une fois, crédibilisent les promesses de fidélité que se sont faites les époux.

⁵⁹ Le degré d'engagement à long terme qu'implique le mariage dépasse sensiblement celui qu'implique non seulement la cohabitation – qui n'est pas formalisée, donc juridiquement non exécutoire –, mais aussi le Pacs – qui n'inclut pas de devoir de fidélité et peut être rompu de façon unilatérale sans recours à l'institution judiciaire (Munoz-Pérez, Prioux 2005).

Dans les termes de la théorie du choix rationnel, le mariage constitue donc un « engagement » (*precommitment*), c'est-à-dire un dispositif par lequel un individu rend une promesse *crédible* en attachant délibérément un coût à son non respect. Par contraste, des promesses sur lesquelles il ne coûterait rien de revenir ne seraient pas crédibles : ce seraient des paroles en l'air (*cheap talk*). Le fait, donc, que les promesses formulées mutuellement lors du mariage sont plus engageantes que celles qui sont formulées – explicitement ou non – lors de la cohabitation permet aux époux de se démontrer mutuellement qu'ils sont relativement dignes de confiance ; ainsi en 1977, parmi les Français de 18 à 29 ans, les époux considéraient moins souvent que les cohabitants qu'on peut « en même temps aimer plusieurs personnes » (Roussel, Bourguignon 1978). Sachant, par le fait même qu'ils ont accepté de se marier, qu'ils sont relativement dignes de confiance, les époux gagnent ainsi par le mariage un degré supérieur de *confiance mutuelle* ; d'où le fait, par exemple, que de nos jours les couples mariés sont sensiblement plus nombreux à posséder un compte commun que les couples cohabitants (Stehli *et al.* 2002),⁶⁰ ce partage des ressources justifiant d'ailleurs aux yeux du droit que seuls les couples mariés bénéficient d'une imposition commune ; d'où le fait, aussi, que les couples mariés sont sensiblement plus nombreux à acheter leur logement, plutôt qu'à le louer (en France en 1979, les couples mariés sont plus souvent propriétaires ou accédants que les couples cohabitants, même après plus de deux ans de cohabitation (Sarma 1985)). Loin d'être – comme certains feignent de le croire – une formalité administrative sans conséquences ou une simple cérémonie festive, le mariage est donc un dispositif institutionnel qui garantit que les époux s'accordent mutuellement leur confiance sur long terme. La question devient alors : pourquoi les conjoints éprouvent-ils, dans toutes les sociétés humaines, le besoin de se faire confiance ? Quels sont les soupçons qu'entretenaient les conjoints, avant le mariage ? Nous allons le voir, chaque conjoint pouvait craindre d'être la victime des comportements opportunistes de l'autre. Et dans ce cadre, tout l'intérêt du mariage dérive du fait qu'il permet aux conjoints de se prémunir contre l'éventualité de tels comportements opportunistes.

⁶⁰ De même, aux États-Unis en 1984 la probabilité qu'un couple marié a un compte commun (plutôt que deux comptes séparés) croît avec la durée de l'union, vraisemblablement parce que plus leur couple a duré longtemps plus les époux se font mutuellement confiance, et elle décroît si les époux ont déjà été mariés, vraisemblablement parce que si l'un des époux a divorcé les époux ont moins confiance dans la pérennité de leur couple (Treas 1993).

Encadré 6. La bague de fiançailles et la bague de mariage : des « gages » d'engagement

« Il n'y a pas d'amour, il n'y a que des preuves d'amour. »

Le mariage constitue un « engagement » mutuel, c'est-à-dire un échange de promesses (d'être aidant, fidèle, etc.) rendues crédibles par le fait que chacun des époux attache délibérément un coût à leur non respect. Pour démontrer son amour et son intention d'engagement à long terme, l'époux doit donc s'infliger à lui-même des coûts au cas où il reviendrait sur ses promesses. Comment faire ?

Pour cela, l'époux peut transmettre un bien de grande valeur à sa « future » et convenir qu'elle pourra le garder – si bien que ce bien sera perdu pour lui – s'il revient sur l'une de ses promesses. Dans les sociétés humaines, multiples sont les biens de grande valeur que les hommes confient à leur future épouse – comme des otages – pour lui garantir de façon crédible qu'ils ont bel et bien l'intention de l'épouser ; dans les pays occidentaux de tels biens ont longtemps pris la forme d'arrhes, mais de nos jours ils prennent le plus souvent la forme de la bague de fiançailles et/ou de la bague de mariage. À ce propos, un très bel article portant sur les États-Unis au XX^e siècle (Brinig 1990) apporte quelques éclairages. Aux États-Unis avant les années 1930, il était relativement rare qu'un homme offre à sa fiancée une bague de fiançailles. Qu'est-ce qui a donc fait que tant de fiancées, dès 1945, ont demandé – et reçu – des bagues de fiançailles, puis des bagues de mariage ?

Dans tous les États américains jusqu'en 1935, si un fiancé violait sa promesse de mariage (formulée lors des fiançailles), une femme pouvait intenter une action en justice à son encontre en vue d'être dédommée pour les dépenses qu'elle avait déjà effectuées pour son mariage, ainsi que pour l'humiliation subie et sa perte de valeur sur le marché matrimonial une fois qu'elle avait perdu sa virginité. (Une telle disposition, connue sous le nom de *Kranzgeld*, a aussi existé dans le Code civil allemand jusqu'en 1998.) Or, à partir de 1935, par souci d'égalité entre les sexes, les États américains commencent à abolir l'action en justice pour « rupture de promesse de mariage » (*breach of promise to marry*). L'abolition de cette action en justice a donc créé le besoin de trouver un nouveau dispositif d'engagement des hommes à l'égard de leur future, tel que la bague de fiançailles. Et de fait, le calendrier de l'abolition de cette action en justice dans les divers États américains correspond au calendrier de la hausse d'achat de diamants dans les divers États américains (Brinig 1990). La bague de fiançailles fonctionne donc non seulement comme un signal de richesse, mais aussi et surtout comme un gage (*collateral*), c'est-à-dire un cadeau que le fiancé perd s'il viole sa promesse, et qui du coup crédibilise sa promesse. Depuis que les femmes peuvent avoir des relations sexuelles hors mariage sans que cela ne leur soit préjudiciable sur le marché matrimonial, leur besoin d'avoir un signe d'engagement avant d'avoir de telles relations a baissé, si bien que la demande de bagues de fiançailles a baissé.

Pour démontrer son amour et son intention d'engagement à long terme, l'époux peut aussi, comme dans certaines sociétés, payer à sa conjointe une prestation matrimoniale (appelée « prix de la fiancée ») qu'elle conservera s'il la quitte – ce qui garantit qu'il n'a aucunement l'intention de la quitter, surtout s'il verse cette somme avant même le mariage comme c'est le cas dans les nombreuses sociétés où le mariage est précédé d'une cérémonie d'épousailles – ou, comme dans d'autres sociétés, organiser une cérémonie de mariage hautement coûteuse – qui garantit qu'il ne pourra pas en faire une seconde –, ou encore, comme le font les catholiques, contracter un mariage réputé constituer (depuis le XII^e siècle) un sacrement indissoluble.

Sur une conceptualisation des cadeaux comme dispositifs d'engagement dans une relation à long terme, cf. Camerer 1988 et Bergstrom 1997.

Le mariage est donc un dispositif institutionnel par lequel l'État garantit aux époux que leurs promesses mutuelles d'engagement sont crédibles, et qui de ce fait permet aux époux de profiter pleinement de divers gains de la mise en couple. Les gains espérés du mariage qui

sont mis en exergue par les principaux modèles explicatifs de théorie du choix rationnel sont ainsi au nombre de trois :

- i. gains issus de l'investissement dans les compétences spécifiques à l'union ;
- ii. gains issus de l'investissement dans les enfants ;
- iii. gains spécifiques aux femmes.

1.3.2.1. Les gains du mariage issus de l'investissement dans les compétences spécifiques à l'union

Le mariage peut permettre d'accroître le niveau de satisfaction des deux conjoints parce qu'en réduisant leurs réticences à investir dans des *compétences spécifiques à l'union* il leur permet de profiter des gains que leur procurent ces investissements, qu'ils n'auraient pas entrepris s'ils étaient restés cohabitants. En effet, au sein d'un couple chacun peut investir dans l'acquisition de compétences « spécifiques à l'union », c'est-à-dire des compétences qui seraient à long terme rentables pour celui qui les a acquises si le couple perdurait, mais qui ne seraient plus rentables si le couple venait à se dissoudre. Le mariage, en garantissant que les investissements dans de telles compétences ne seront pas effectués à perte, permet aux conjoints de réduire leurs réticences à investir dans de telles compétences, ce qui leur permet de profiter des gains issus de tels investissements.

Par exemple, un individu peut investir de ses propres ressources (temps, argent et/ou énergie) pour apprendre à cuisiner le plat préféré de son conjoint, mais comme un tel investissement exige – comme tout investissement – de dépenser des ressources immédiatement pour n'en retirer les bénéfices que dans l'avenir, seuls les individus qui savent que leur couple perdurera n'hésitent pas à réaliser de tels investissements. Ainsi, en garantissant que le couple perdurera, le mariage réduit les réticences à effectuer certains investissements et permet de profiter des gains (en l'occurrence, des gains altruistes) qui en proviennent. Si, comme on l'a vu à propos des États-Unis, le degré de plaisir sexuel que les hommes mariés déclarent éprouver est supérieur à celui des hommes non mariés, ce peut être en raison du fait que le mariage incite à investir dans des compétences qui procurent du plaisir spécifiquement au conjoint ; et si parallèlement le degré de satisfaction émotionnelle que les individus mariés déclarent retirer de leur vie sexuelle dépasse celui des individus non mariés, ce peut être en raison du fait que le mariage incite à investir émotionnellement dans le couple (Waite 1995). Plus généralement, la garantie de stabilité associée au mariage incite les époux à accommoder leurs goûts et à faire les efforts nécessaires pour tolérer leurs « défauts » respectifs, pour parvenir à un « ajustement stable des besoins affectifs et des traits de

caractère » (Roussel 1975), ainsi qu'à ne pas user de stratégies extrêmes pour parvenir à leurs fins – ce que le jargon de la théorie du choix rationnel désigne sous le nom de réduction des « coûts de transaction » ou plus particulièrement des coûts de négociation au sein du couple. Cette accumulation d'investissements spécifiques à l'union pourrait permettre d'accroître le degré de satisfaction des époux par rapport aux cohabitants.⁶¹

L'investissement dans une compétence spécifique à l'union qui conduit le plus fortement à préférer le mariage à la cohabitation reste, toutefois, l'investissement qui consiste à renoncer au moins partiellement à sa propre carrière professionnelle pour s'investir dans la production domestique (entretien du foyer, éducation des enfants, etc.) et/ou dans la carrière professionnelle de son conjoint (principalement en lui libérant du temps, mais parfois aussi en l'aidant directement). On comprend aisément qu'en l'absence de la garantie de stabilité du couple qui est associée au mariage les femmes refusent de se spécialiser dans la production domestique, puisque cela reviendrait à sacrifier leur propre carrière au profit d'un individu – fût-il leur conjoint – qui pourrait à tout moment, et à moindres frais, revenir sur sa promesse de leur faire partager les fruits de son activité professionnelle. *A contrario*, le mariage, en permettant de lever les réticences à la spécialisation dans la sphère domestique, permet aux couples de profiter de tous les gains qui sont issus de la division du travail. Il s'agit là d'un point important : une raison de se marier consiste pour l'homme – dans la situation classique – à garantir à son épouse qu'il ne la quittera pas après qu'elle se soit spécialisée dans la sphère domestique (et qu'elle soit donc devenue relativement peu productive dans la sphère marchande), et ce afin d'inciter son épouse à se spécialiser dans la sphère domestique pour que tous deux profitent à plein des gains de la division du travail.⁶² En d'autres termes, par le mariage, l'homme s'interdit d'agir de façon opportuniste (il se « lie les mains ») afin de profiter, avec son épouse, des gains de la division du travail.

Ce modèle permet de formuler une prédiction importante : les couples devraient d'autant plus souvent se marier, plutôt que cohabiter, que les gains de la division du travail

⁶¹ Aux États-Unis des années 1970 aux années 1990, les individus mariés se déclarent effectivement plus heureux que les célibataires, les veufs et les divorcés, et ce indépendamment de la présence d'enfants à leur domicile (Waite 2001b), mais nous ne connaissons pas d'étude comparant les degrés de bien-être déclarés par les couples mariés par rapport aux couples cohabitants.

⁶² Un autre mécanisme par lequel la division du travail entre conjoints peut inciter au mariage plutôt qu'à la cohabitation est d'ordre institutionnel, et plus précisément fiscal : en France, le montant d'impôt sur le revenu que doivent les membres d'un couple imposable est effectivement minimal lorsque le couple est non seulement marié – ce qui lui permet de bénéficier, comme nous l'avons vu, du quotient conjugal –, mais présente aussi de forts écarts de revenus entre époux. En France en 2004, les cohabitants imposables ne gagnent que peu au mariage d'un point de vue fiscal si l'écart entre leurs revenus n'est pas substantiel (Legendre, Thibault 2007). Il en va de même aux États-Unis, ce qui peut contribuer à expliquer pourquoi les Noirs – chez qui les écarts de salaire entre hommes et femmes sont relativement faibles – se marient moins souvent et plus tardivement que les Blancs.

(eux-mêmes dépendant, on l'a vu, de l'écart entre les taux de salaire masculin et féminin et du volume de production domestique) seraient plus élevés. Tout d'abord, entre sociétés, les couples devraient d'autant plus se marier, plutôt que cohabiter, que les salaires masculins dépassent plus les salaires féminins, et que leur fécondité désirée est plus élevée. Ensuite, au sein des sociétés, les couples devraient d'autant plus être mariés, plutôt que cohabitants, que l'homme dispose d'un salaire plus élevé que celui de la femme, ou qu'ils désirent – ou ont – plus d'enfants. Par exemple, en France parmi les femmes qui ont exercé au moins une fois une activité professionnelle avant 1990, celles qui sont mariées interrompent plus leur carrière que celles qui ne sont pas mariées, et une fois leur carrière interrompue celles qui sont mariées reprennent moins leur carrière que celles qui ne sont pas mariées (Grimm, Bonneuil 2001). De même, en France de 1990 à 2002, dans les couples dont les deux membres sont occupés en emploi salarié, les femmes qui sont mariées ont moins de chances que les femmes qui sont cohabitantes d'avoir un salaire mensuel supérieur à celui de leur conjoint (Stancanelli 2006). Par ailleurs, aux Pays-Bas dans les générations des années 1930 aux années 1960, les hommes mariés sont protégés contre le chômage alors que tel n'est pas le cas des hommes cohabitants, vraisemblablement parce que le mariage permet un surcroît d'investissement dans la sphère marchande qui est susceptible de leur permettre d'échapper à certains licenciements (Kalmijn, Luijkx 2005). Enfin, au fil du temps, la résorption des écarts de salaire entre hommes et femmes, la baisse de la fécondité désirée et la chute du temps nécessaire à la production domestique – permise par la diffusion des appareils électroménagers – devraient avoir réduit la part des couples qui sont mariés plutôt que cohabitants. Selon ce modèle encore, les couples qui sont mariés devraient se diviser le travail de façon plus intense que les couples qui ne font que cohabiter ; c'est ce que l'on observe (Shelton, John 1996), et c'est bien pour cela que le mariage est jugé plus « inégalitaire » que la cohabitation. Chacune de ces observations concorde encore avec le fait que plus les femmes préfèrent la sécurité plus elles préfèrent le mariage, alors que plus elles préfèrent l'égalité de la répartition du travail domestique plus elles préfèrent la cohabitation (Liefbroer, De Jong Gierveld 1993).

Si l'investissement dans la production domestique constitue l'investissement spécifique à l'union le plus important, il n'est pas pour autant le seul.⁶³ Notamment, la dimension assurantielle du couple ne peut elle aussi être pleinement exploitée qu'en présence de garantie

⁶³ D'autres gains de l'union, d'importance relativement modeste, ne peuvent eux aussi être pleinement exploités que dans le cadre du mariage : ce sont les gains issus de l'extension du crédit. En effet, un individu ne prêtera de l'argent à son conjoint pour qu'il poursuive ses études et obtienne ainsi des revenus plus élevés que s'il sait qu'il ne sera pas quitté de façon opportuniste par ce dernier une fois qu'il aura terminé ses études. Pour une modélisation du mariage comme institution permettant de profiter des gains de l'union issus de l'extension du crédit, cf. Grossbard-Shechtman, Lemennicier 1999.

de stabilité du couple. En effet, sans mariage, chacun craindrait d'être quitté non seulement en cas de détérioration de sa propre situation (chômage, maladie, accident, etc.), mais aussi en cas d'amélioration de la situation de son conjoint (promotion inattendue, gain à la loterie, etc.). Là encore, c'est bien la garantie de stabilité offerte par le mariage qui permet aux conjoints de profiter à plein des gains de la mise en couple. De ce fait, on devrait s'attendre à ce que les couples soient d'autant plus souvent mariés, plutôt que cohabitants, qu'ils disposent de moins d'alternatives au couple pour leur fournir des assurances contre divers risques ; entre sociétés et au fil du temps, cela pourrait contribuer à expliquer pourquoi les couples des sociétés sans État ou peu développées socioéconomiquement – qui ne sont assurés ni par l'État ni par le marché – sont plus souvent mariés et moins souvent cohabitants que les membres des sociétés à État et développées socioéconomiquement.

Pour autant, si un seul investissement spécifique à l'union devait être mentionné comme expliquant l'universalité de l'existence du mariage et l'universalité – au moins jusqu'à une période récente – de la préférence pour le mariage par rapport à la cohabitation, ce serait un autre investissement qui devrait être mentionné : l'investissement dans les enfants du couple.

1.3.2.2. Les gains du mariage issus de l'investissement dans les enfants

Le mariage peut permettre d'accroître le niveau de satisfaction des deux conjoints parce qu'en réduisant leurs réticences à investir dans leurs enfants – c'est-à-dire, à concevoir puis à élever leurs enfants – il leur permet de profiter des gains que leur procurent leurs enfants. En d'autres termes, en garantissant aux conjoints qu'aucun d'entre eux ne sera victime du comportement opportuniste de l'autre, le mariage permet de réduire les éventuelles réticences des conjoints à investir dans leurs enfants, ce qui leur permet de profiter des gains issus de tels investissements.

En l'absence de mariage, une femme qui souhaiterait avoir des enfants pour les amener jusqu'à l'âge adulte se trouverait confrontée à un problème des plus graves : le risque que l'homme avec lequel elle aura ces enfants ne les reconnaisse pas, ou refuse de contribuer à les élever, ou tout simplement l'abandonne. En effet, c'est une tentation compréhensible pour un homme que d'obtenir la satisfaction d'avoir des enfants (et de les savoir élevés par leur mère) sans avoir à en supporter le coût d'élevage. Le contrat de mariage, en garantissant non seulement que les époux s'entraident, mais aussi qu'ils contribuent tous deux à l'entretien et à l'éducation des enfants, et ce sur long terme – terme requis par la durée nécessaire à l'élevage d'un être humain autosuffisant –, permet donc d'apaiser les craintes de la conjointe quant à l'éventualité que son conjoint adopte un comportement de « passager clandestin » (*free rider*)

aux conséquences désastreuses sur son bien-être et celui de ses enfants. Il s'agit là, sans aucun doute, de l'explication la plus fondamentale à l'universalité de l'institution du mariage dans l'espèce humaine : à problème universel, réponse universelle ; c'est d'ailleurs ce dont semble témoigner l'étymologie du terme « mariage », qui provient du latin *matrimonium*, qui désigne la fonction (*monium*) de mère (*matri*).

Pour autant, les hommes aussi n'auraient-ils pas un gain au mariage, susceptible de leur donner de bonnes raisons de se marier plutôt que de cohabiter ? Tout d'abord, s'il existe chez les femmes un consensus selon lequel – pour la raison susmentionnée – il n'est pas question d'entretenir des relations sexuelles ou de faire un enfant avec un homme qui n'est pas prêt à s'engager par le mariage, les hommes sont bien obligés de se marier s'ils désirent avoir des relations sexuelles ou des enfants.⁶⁴ (De ce point de vue, comme nous le verrons en détail dans la deuxième partie de cette thèse, la diffusion de la pilule contraceptive, en réduisant pour les femmes le coût des relations sexuelles hors mariage, devrait avoir accru la fréquence de telles relations et par conséquent avoir désincité les hommes à se marier.) Mais surtout, par le mariage, les hommes gagnent eux aussi une garantie contre l'éventuel comportement opportuniste de leur conjointe, à savoir le risque d'élever un enfant qui n'est pas le leur. En effet, le contrat de mariage, en garantissant que les époux soient fidèles l'un envers l'autre et en accordant au mari une présomption de paternité des enfants de son épouse, permet d'apaiser les craintes du conjoint quant à l'éventualité de n'être pas le père des enfants qu'il contribue à élever matériellement et affectivement.⁶⁵ D'un point de vue juridique, le mariage implique toujours la présomption de paternité, ce qui notamment dispense le mari d'avoir à faire des démarches pour reconnaître les enfants que son épouse met au monde (Nizard 1977 ; Prioux 1994) ; en France, la présomption de paternité impliquait aussi, jusqu'en 2005, le caractère obligatoire de la transmission du patronyme du mari à l'enfant (depuis lors, le patronyme du mari n'est transmis à l'enfant qu'en l'absence de déclaration explicite contraire des parents), ainsi que l'obligation pour les femmes veuves ou divorcées d'attendre un délai de viduité de trois cents jours avant de se remarier.

Selon la théorie du choix rationnel, le contrat de mariage réduit donc les réticences de la femme à faire des enfants et à renoncer (au moins en partie) à sa carrière pour les élever, et il

⁶⁴ Comme l'écrit Moheau dès 1778 dans ses *Recherches et considérations sur la population de la France*, « si les choses étaient tellement constituées qu'un homme ne pût avoir de relation sensuelle avec une femme que par la voie du mariage, certainement l'empressement de l'un et l'autre sexe pour cette union seroit plus vif et plus actif, il y auroit moins de célibataires, moins de mariages où les époux, contrevenans à leur serment et au vœu de la nature, devinssent eux-mêmes célibataires ».

⁶⁵ Sur l'incertitude de paternité et ses diverses conséquences dans les comportements matrimoniaux, cf. encadré 7.

réduit les réticences de l'homme à investir dans les enfants de son épouse. Au final, c'est bien pour le bien-être de leurs futurs enfants – dépendant du degré d'investissement matériel et affectif qu'ils reçoivent de leurs parents – que les conjoints se marient : comme, dans l'espèce humaine, un enfant met plus de quinze années à devenir autosuffisant, si des conjoints veulent s'assurer à l'avance que leurs enfants recevront les soins adéquats sur le long terme, il leur faut – pour la femme – obtenir une promesse masculine crédible d'aide matérielle et affective et de contribution à l'élevage des enfants à long terme, et – pour l'homme – une contrepartie selon laquelle c'est bien ses enfants qu'il contribue à élever. Le mariage, en étendant l'horizon de temps sur lequel les époux sont susceptibles de se faire confiance, permet ainsi de mener à bien le projet de long terme que constitue l'élevage d'un enfant. Si plus de 80 % des individus mis en couple en France entre 1968 et 1982 déclarent qu'ils se sont mariés ou pourraient le faire « dans l'intérêt des enfants » (Villeneuve-Gokalp 1994), c'est donc vraisemblablement parce que la réduction des conflits d'intérêt entre parents et la réduction du risque de rupture qui s'attachent au mariage sont, selon eux, les mieux à même de contribuer à l'épanouissement des enfants. De même, parmi 770 Néerlandais de 18 à 26 ans interrogés à la fin des années 1980, les individus qui déclarent préférer se marier directement plutôt que cohabiter estiment – au contraire des individus qui déclarent préférer cohabiter – que le mariage est plus approprié que la cohabitation à « une éducation *responsable* des enfants » (Liefbroer, De Jong Gierveld 1993). Et au début des années 1990 parmi les citoyens de l'Union européenne, le facteur dont le plus grand nombre d'individus pensaient qu'il était le plus à même de jouer sur le nombre d'enfants désirés était la « stabilité du couple » (50 % des sondés citent ce facteur parmi les trois facteurs les plus importants) (Commission européenne 1995).

Ce modèle met en exergue les rapports de causalité réciproque qu'on devrait observer entre nuptialité et fécondité. Et de fait, dans tous les pays occidentaux analysés sur la période du XX^e siècle – France, Grande-Bretagne, Suède, Pays-Bas, Allemagne de l'Ouest, Espagne, Italie, États-Unis et Hongrie –, le déterminant le plus puissant du fait d'avoir un premier enfant est le fait d'être marié, et le déterminant le plus puissant du fait de se marier est d'avoir un enfant (Blossfeld 1995). En France chez les femmes de moins de 35 ans nées entre 1944 et 1968, « à âge et année de naissance comparables, le risque de mariage est onze fois plus important pour les femmes enceintes que pour les femmes sans enfant » (Toulemon 1996). Et *a contrario*, si nuptialité et fécondité sont liées, infécondité et divorce le sont aussi : l'infidélité d'un des conjoints – qui ne permet pas à l'autre de se reproduire – et la stérilité du

couple sont les motifs de divorce le plus souvent admis dans les sociétés humaines (Buss 1994).

Mais plus précisément, ce modèle permet de formuler une prédiction importante : les couples devraient d'autant plus souvent se marier, plutôt que cohabiter, qu'ils ont l'intention de faire des enfants, voire qu'ils ont déjà conçu un enfant. Tout d'abord, entre sociétés, les couples devraient d'autant plus se marier, plutôt que cohabiter, que leur fécondité désirée est élevée. C'est là, sans doute, une des raisons les plus importantes pour lesquelles dans les sociétés traditionnelles les individus se marient beaucoup plus qu'ils ne cohabitent, alors que tel n'est pas le cas dans les sociétés modernes à faible fécondité. Ensuite, au sein des sociétés, les couples devraient d'autant plus être mariés, plutôt que cohabitants, que leur fécondité désirée est élevée. Par exemple, en Guadeloupe et en Martinique, les femmes des générations 1926 à 1940 qui ont toujours été mariées ont eu une descendance finale supérieure à celle des femmes qui ont été toujours cohabitantes (7,540 contre 6,355 enfants), les femmes qui ont toujours été cohabitantes ayant eu une descendance finale supérieure à celle des femmes qui ont toujours été en union non cohabitante (6,355 contre 5,980 enfants) (Leridon, Charbit 1981). De façon plus générale, la fécondité des couples mariés dépasse celle des couples cohabitants ; par exemple, dans la France de 1990 (et parmi les couples dont l'homme a moins de 35 ans), 80 % des couples mariés ont des enfants, contre seulement 40 % des couples non mariés (Daguet 1996). Enfin, au fil du temps, la baisse et le report de la fécondité désirée devraient avoir réduit la part des couples qui sont mariés plutôt que cohabitants et reporté l'âge au mariage. C'est l'une des prédictions que nous testerons dans la deuxième partie de cette thèse.

Notons que l'utilité de la théorie du choix rationnel réside ici plus dans l'*explicitation claire* de motifs d'agir que chacun ressent plus ou moins confusément que dans la *découverte* de ces motifs d'agir : à la question posée en France en 2003 de savoir « pour quelle raison principale, à votre avis, un couple se marie-t-il le plus souvent », 59 % des hommes et 61 % des femmes répondent que « se marier correspond à un engagement profond » et 21 % des hommes et 23 % des femmes répondent que « c'est l'intérêt de l'enfant » (12 % des hommes et 9 % des femmes répondant que « c'est plus facile de vivre ensemble quand on est marié » et 7 % des hommes et 5 % des femmes répondant que « la pression des familles va dans ce sens ») (Bigot, Piau 2004).

Encadré 7. L'incertitude de paternité et ses conséquences dans les comportements matrimoniaux

Mommy's baby, daddy's maybe (proverbe anglais)

L'incertitude de paternité est le fait que, chez une espèce à reproduction sexuée, diécique (c'est-à-dire comprenant des mâles et des femelles, plutôt que des hermaphrodites), à fécondation interne et à période d'ovulation cachée (la présence d'œstrus permettant *a contrario* au mâle qui a fécondé une femelle de la surveiller pendant la période d'œstrus afin de s'assurer que les rejetons de cette femelle seront bien les siens), il y a moins de 100 % de chances qu'un mâle qui a eu des relations sexuelles avec une femelle soit le géniteur des rejetons de cette dernière. L'incertitude de paternité est à contraster avec la certitude de la maternité, issue du fait que la fécondation et la gestation des rejetons ont lieu dans le corps même de la femelle. Elle se révèle, notamment, dans le fait que « les conflits de filiation se ramènent pratiquement à des conflits de paternité » (Nizard 1977).

Largement passée sous silence dans la littérature de sciences sociales – si ce n'est pour y faire des allusions gênées –, l'incertitude de paternité est pourtant un phénomène aux multiples conséquences, qu'il est utile d'explicitier pour comprendre à leur tour plusieurs phénomènes concomitants au mariage (Edlund 2006). Selon la théorie de l'évolution, le fait que les mâles risquent d'investir des ressources dans l'élevage de rejetons qui ne sont pas les leurs – et contribuent par là à diffuser des gènes qui ne sont pas les leurs – a des conséquences décisives : d'un côté, les mâles qui investissent leurs ressources dans l'élevage de rejetons qui ne sont pas les leurs sont sous-féconds (ils amènent moins de leurs rejetons que la moyenne à l'âge de reproduction), si bien que leurs caractéristiques disparaissent au fil des générations ; d'un autre côté, les mâles qui n'investissent leurs ressources que dans l'élevage de leurs propres rejetons sont surféconds, si bien que ce sont leurs caractéristiques qui se diffusent au fil des générations ; plus précisément, les caractéristiques qui – par ce biais – se diffusent sont toutes celles qui ont permis à ces mâles d'accroître leur probabilité de paternité, à savoir les dispositions à la « jalousie », à la surveillance du comportement sexuel des femelles qu'ils ont fécondées, etc. (Buss 1994 ; Geary 1998 ; Daly, Wilson 1999 ; Daly, Wilson 2001 ; Workman *et al.* 2007).

Dans l'espèce humaine – dans laquelle environ 2 % des hommes qui sont confiants dans leur paternité ne sont pas en réalité le père biologique de leur enfant (ce qui suggère que le taux de non paternité général dépasse 2 %, bien qu'il n'atteigne vraisemblablement pas les 10 % parfois prétendus) (Anderson 2006) –, plusieurs phénomènes observés peuvent être envisagés comme issus des prédispositions masculines (largement inconscientes) à s'assurer de la paternité des enfants qu'ils élèveront. Pour le dire autrement, les promesses de fidélité qui justifient la présomption de paternité au sein du mariage n'étant pas toujours suffisamment crédibles pour garantir aux hommes qu'elles seront tenues et qu'ils seront donc bien le père des enfants qu'ils élèveront, les femmes peuvent adopter – ou, pour les valoriser sur le marché matrimonial, leurs parents peuvent leur imposer – divers comportements destinés à dissiper la crainte masculine d'être victime d'infidélités. Comme l'indiquait un texte de 1392 cité par Littré, « Vray est que le mariage est une chose douteuse, et maintes fois les enfants ne ressemblent pas au pere » (Bologne 1995).

▪ La virginité au mariage

Le fait d'arriver vierge à son mariage (d'avoir été « continente », de s'être « préservée » jusque-là) constitue une garantie crédible que l'on contrôle suffisamment ses désirs ou que l'on est suffisamment soumise à l'autorité pour être digne de confiance : en ayant résisté à la tentation ou en ayant toléré un contrôle étroit de leur vie – réclusion dans le foyer familial ou, comme dans la France de l'Ancien Régime, réclusion dans un couvent jusqu'au mariage –, les jeunes filles vierges au mariage révèlent leur disposition à la fidélité au sein du mariage. Comme on l'a dit de la tradition turque, « la famille d'une jeune vierge au mariage est "honorée" par l'ensemble de la communauté, et bien entendu, par la famille du gendre, parce qu'elle a su bien élever sa fille, autrement dit bien la "surveiller" » (Petek-Salom 2001). Plus généralement, « la vertu de la fiancée garantit la sagesse future de l'épouse » (Sohn 2001). Divers dispositifs connexes sont alors censés authentifier la virginité de l'épouse au mariage, tels des saignements lors de la rupture de l'hymen (d'où la pratique de

l'hyméoplastie pour les jeunes filles désirent feindre la virginité au mariage), ou plus récemment des certificats de virginité. Les termes mêmes « hymen » ou « hyménée », qui en style poétique désignent le mariage, rappellent l'étroitesse de la connexion qui était traditionnellement perçue entre mariage et virginité féminine.

Cela dit, le fait que les parents surveillent plus étroitement le comportement sexuel de leurs filles que celui de leurs fils n'est pas réservé aux sociétés qui valorisent le plus fortement la virginité au mariage : parmi les Français célibataires de 18 à 29 ans qui vivent avec leurs parents en 1977, 45 % des garçons s'estiment « pas du tout contrôlés » du fait qu'ils habitent encore auprès de leurs parents, contre seulement 23 % des filles (Roussel, Bourguignon 1978). De même, en France en 1970, les hommes et femmes de 20 ans et plus estiment à une large majorité que des rapports sexuels pré-nuptiaux sont souhaitables pour les garçons mais non souhaitables pour les filles (Roussel 1975). Il s'agit là de manifestations du « double standard » qui s'impose aux sexualités féminine et masculine, dont une raison fondamentale réside en ce que, au sein du mariage, la sexualité féminine peut, plus que la sexualité masculine, attenter aux intérêts de l'autre époux.

- La réclusion pendant le mariage

Le fait d'être recluse au sein du foyer familial pendant le mariage et/ou de ne sortir du foyer que voilée – tel qu'on l'observe, entre autres, dans diverses sociétés arabo-musulmanes –, constitue une garantie crédible de fidélité au sein du mariage. Dans les sociétés où les femmes sont voilées, elles ne le sont d'ailleurs qu'à partir de la puberté, et souvent seulement jusqu'à certains âges, c'est-à-dire qu'elles sont voilées principalement pendant leur période de fertilité – la seule période durant laquelle elles risquent d'imposer à leur époux l'élevage d'un enfant qui n'est pas le sien.

Dans le même esprit, en France le droit civil ancien pénalisait plus lourdement les relations sexuelles des épouses avec leur amant que celles des époux avec leur amante. En effet, alors que ces deux actes étaient formellement des « adultères » (à distinguer de la « fornication », une relation sexuelle entre deux personnes dont aucune n'est mariée), l'adultère féminin était puni plus lourdement que l'adultère masculin – qualifié de « stupre » –, parce que seul le premier risquait d'imposer à la victime de l'adultère un enfant qui n'était pas le sien.

- L'excision

Le fait d'être excisée, en réduisant considérablement le plaisir que l'on tire des relations sexuelles (voire en les rendant douloureuses), constitue une garantie crédible que l'on ne recherchera pas de relations de court terme : en se privant largement de plaisir sexuel, les jeunes filles révèlent leur disposition à la fidélité au sein du mariage. Une telle garantie étant, pour les hommes, d'autant plus précieuse qu'ils sont plus exposés au risque d'être trompés, il n'est pas étonnant que l'excision soit le plus fréquemment observée dans des sociétés (d'Afrique de l'Est) de pasteurs semi-nomades, dans lesquelles de nombreux hommes passent toute une partie de l'année sur des pâturages et donc loin de leur épouse, restée au village. La forme la plus radicale d'excision – « l'infibulation », qui comprend la suture des grandes lèvres et des petites lèvres – permet d'ailleurs clairement à l'époux de vérifier que son épouse n'a pas eu, en son absence, de relations sexuelles.

- La fréquence de la polygynie par rapport à la polyandrie

Si les sociétés humaines permettant des mariages polygynes (un homme avec plusieurs femmes) sont considérablement plus nombreuses que les sociétés permettant les mariages polyandres (une femme avec plusieurs hommes) (dans l'échantillon de 849 sociétés humaines analysé par Murdock, plus de 65 % pratiquent la polygynie, contre moins de 5 % pratiquant la polyandrie, au Népal, au Tibet, en Inde et au Sri Lanka), c'est peut-être en partie parce que les enfants issus des mariages polygynes ne posent pas de problème d'incertitude de paternité (le mari est le père de chacun des enfants de ses coépouses), alors que les enfants issus des mariages polygynes posent ce problème de façon aiguë (personne ne sait lequel des coépoux est le père des enfants de l'épouse, ce qui n'incite pas les pères à investir matériellement ou émotionnellement dans ces enfants) (Becker 1973 ; Becker 1974 ; Betzig 1989). Notons que, dans cette perspective, il n'est pas étonnant que la plupart des mariages polyandres soient « adelphiques » (c'est-à-dire que les coépoux soient des frères) : chaque coépoux aura moins de réticences à investir dans des enfants dont il ignore s'ils sont les siens s'il sait

malgré tout que ces enfants sont, « au pire », ceux de ses frères.

Pour de plus amples développements sur les apports de la biologie et de la « psychologie évolutionniste » à l'analyse des comportements matrimoniaux, cf. Buckle *et al.* 1996 ; Daly, Wilson 2001 ; Weisfeld, Weisfeld 2002 ; Cox 2007.

1.3.2.3. Les gains du mariage spécifiques aux femmes

Maintenant que nous avons vu quels modèles et mécanismes explicatifs la théorie du choix rationnel propose pour rendre compte du fait que les couples se marient plutôt que de simplement cohabiter, il nous faut montrer en quoi et pourquoi certains gains du mariage profitent spécifiquement aux femmes, plutôt qu'aux hommes. Cela est d'autant plus important que – pour diverses raisons idéologiques – ce fait a été longtemps tu des chercheurs en sciences sociales, bien qu'il soit l'objet d'un discours spontané tout à fait prolifique.

Nous l'avons dit, il existe un gain de la mise en couple qui bénéficie spécifiquement aux femmes : c'est le gain qu'elles tirent du fait que la présence d'un conjoint à leurs côtés dissuade certains autres hommes de les agresser. Mais, parmi les gains du mariage qui bénéficient spécifiquement aux femmes, les plus importants consistent en ce que le mariage permet de ne plus avoir à se soucier du risque d'opportunisme masculin : le mariage empêche tout d'abord l'homme de quitter sa conjointe une fois qu'il a profité des investissements qu'elle a réalisés dans sa carrière professionnelle (alors qu'il pourrait profiter des surcroûts de revenu générés par de tels investissements pour se remettre en couple avec une femme plus désirable), et le mariage empêche ensuite l'homme de quitter sa conjointe une fois qu'il a profité du fait qu'elle a mis au monde leurs enfants (alors qu'il pourrait profiter de la satisfaction d'avoir des enfants tout en en faisant assumer la charge par la seule mère et sa famille). Le point commun à ces deux gains du mariage spécifiques aux femmes réside en ce qu'ils permettent aux femmes de se prémunir contre les risques issus du fait qu'elles réalisent bel et bien des investissements *spécifiques à leur couple* – leurs investissements dans la carrière de leur conjoint ne peuvent pas être transférés à un autre homme, et leurs investissements dans leurs enfants n'ont pas autant de valeur aux yeux des autres hommes qu'aux yeux du père de ces enfants – alors que les hommes réalisent des investissements qui ne sont *pas* spécifiques à leur couple – leur investissement dans leur propre carrière professionnelle peut parfaitement être transféré dans un autre couple, comme typiquement lorsqu'un homme profite de ses hausses de revenus pour attirer une conjointe qui est à ses yeux plus désirable que son épouse. Le fait que de tels gains soient, pour les femmes, d'une importance considérable suffirait à expliquer pourquoi selon l'opinion commune le mariage –

et la « stabilité » ou la « sécurité » qui s'attachent – profite plus aux femmes qu'aux hommes. En outre, si l'on admettait que les femmes désirent plus intensément que les hommes avoir des enfants, on pourrait concevoir le simple fait que le mariage facilite le fait d'avoir des enfants comme un gain spécifique aux femmes. Or, il semble bien que les femmes désirent plus intensément que les hommes avoir des enfants : dans les 12 États membres de l'Union européenne au début des années 1990, les femmes estiment plus fréquemment que les hommes qu'avoir un enfant est « très important » (50,1 % contre 44,7 %) voire « indispensable » (18,4 % contre 16 %), tandis que les hommes estiment plus fréquemment que les femmes que ce n'est « pas très important » (8,8 % contre 7 %) voire « pas important du tout » (4,8 % contre 3,1 %), les hommes estimant aussi plus souvent que c'est « plutôt important », à 22,2 % contre 18,8 % (Commission européenne 1995).⁶⁶ Bref, si selon certains proverbes « la femme pleure avant le mariage, et l'homme après » (proverbe polonais), ou encore si selon certains « le mariage est une cérémonie où un anneau est passé au doigt de l'épouse et un autre au nez de l'époux » (Herbert Spencer), c'est bien parce que le mariage, par rapport à la cohabitation, profite particulièrement aux femmes, du fait principalement qu'il empêche les hommes d'adopter des comportements opportunistes qui ne peuvent pas ne pas les tenter.

Aussi importants soient-ils, ces gains du mariage spécifiques aux femmes ne sont pas les seuls. Il en existe, semble-t-il, un dernier, qui est issu du fait qu'indépendamment de toute division du travail entre conjoints et indépendamment du fait d'avoir des enfants, les hommes peuvent être tentés par une dernière forme d'opportunisme, là encore empêchée par le mariage : c'est la tentation qu'a l'homme de quitter sa conjointe une fois que le *vieillessement* l'a rendue moins attractive à ses yeux (ainsi qu'aux yeux des autres hommes) que lui ne l'est devenu aux yeux des femmes (dont les plus jeunes). En effet, étant donné que, sur le marché matrimonial, les femmes perdent de leur valeur aux yeux des hommes à partir d'âges plus précoces, et à un rythme plus rapide, que les hommes aux yeux des femmes – et que les conjoints sont généralement d'âges proches –, survient au cours de l'union une période à partir de laquelle le rang de désirabilité de la femme (parmi les femmes) décroît relativement à celui de son partenaire (parmi les hommes), ce qui pourrait permettre à ce dernier de se remettre en couple avec une femme qu'il préfère. Les données empiriques renseignant ce type d'opportunisme ne sont pas très nombreuses, mais – comme l'expérience – elles tendent

⁶⁶ C'est ce dont témoigne aussi, peut-être, le fait que les demandes d'adoption par un homme seul sont sensiblement plus rares que les demandes d'adoption par une femme seule ; comme le révèle une enquête menée sur les adoptions en France en 2003, elles étaient cette année-là environ 30 fois moins nombreuses (sur 1 857 demandes d'adoption, seules 5 étaient formées par un homme seul) (Halifax, Villeneuve-Gokalp 2005).

plutôt à confirmer son existence. Il semble ainsi que les hommes entretiennent plus fréquemment des relations extraconjugales que les femmes : en France en 1972, les hommes remariés déclaraient plus souvent que les femmes remariées connaître leur nouveau partenaire au moment de la requête en divorce (Roussel *et al.* 1975 ; Roussel 1975) ; en France dans les années 1980, les remises en couple quasi immédiates suite à une séparation ou à un divorce étaient plus fréquentes chez les hommes (23 %) que chez les femmes (15 %) (Villeneuve-Gokalp 1994) ; et dans le cadre d'une enquête portant sur les divorcés néerlandais, les hommes déclaraient plus fréquemment que les femmes avoir été infidèles, et les femmes déclaraient plus fréquemment que les hommes que leur conjoint avait été infidèle (De Graaf, Kalmijn 2005). D'ailleurs, parmi les Français qui avaient 18 à 29 ans en 1977, les hommes étaient plus nombreux que les femmes à penser qu'on peut « en même temps aimer plusieurs personnes » ; parmi ceux d'entre eux qui n'étaient pas mariés les hommes étaient plus nombreux que les femmes à penser qu'à leur âge il est préférable d'avoir plusieurs liaisons sentimentales à la fois, et parmi ceux d'entre eux qui étaient mariés les hommes étaient moins nombreux que les femmes à estimer que dans le mariage la fidélité est absolument nécessaire (Roussel, Bourguignon 1978). Et surtout, il semble bien que c'est à partir du moment où la femme a atteint un certain âge « critique » que les hommes se mettent à quitter leur conjointe le plus fréquemment : en France en 1970, à partir du moment où l'épouse a atteint sa trente-cinquième année, l'époux est de plus en plus souvent le demandeur dans les procédures de divorce (Commaille, Boigeol 1973) ; et si, jusqu'à ce qu'elle atteigne sa trente-cinquième année, c'est l'épouse qui est de plus en plus souvent la demanderesse, c'est peut-être – selon le modèle ici proposé – parce qu'elle souhaite d'autant plus abréger son mariage qu'elle se rapproche de l'âge au-delà duquel elle sait qu'elle aura trop de difficultés à retrouver un conjoint acceptable. Bref, toute mise en couple exposant particulièrement les femmes au risque d'être quittées de façon opportuniste, on comprend aisément qu'elles soient particulièrement sensibles au signal d'engagement que constitue le mariage par rapport à la cohabitation : c'est pour cette raison, aussi, que le mariage profite plus aux femmes qu'aux hommes.

Notons d'ailleurs que le mariage lui-même n'est pas le seul dispositif qui permette (dans la mesure du possible) de garantir aux femmes qu'elles ne seront pas victimes des comportements opportunistes de leurs conjoints. Dans de nombreuses sociétés traditionnelles, en effet, les prestations matrimoniales qu'apportent les époux lors de leur mariage peuvent être comprises comme donnant à la femme des garanties de n'être pas quittées : si l'époux quitte son épouse il doit le plus souvent lui rendre sa dot, voire lui transférer le douaire. Les

enfants du couple eux aussi peuvent servir à garantir à la femme que son époux ne la quittera pas. La présence d'enfants – retenus par leur mère comme « otages » – peut d'autant mieux dissuader leur père de quitter leur mère qu'il aime plus ses enfants et qu'il les verrait moins s'il quittait son épouse (par exemple parce qu'ils sont jeunes et qu'il n'aurait pas de « droit de visite »), ou encore – dans les sociétés traditionnelles – que ces enfants sont plus utiles économiquement. Nous trouvons là, encore une fois, une raison pour laquelle les femmes pourraient être plus attachées au fait d'avoir des enfants – une raison qui pourrait aussi conduire certaines femmes à concevoir un enfant contre ou sans l'avis de leur conjoint en vue de les dissuader de les quitter. Cette stratégie peut d'ailleurs se révéler efficace non pas seulement pour éviter d'être quittée, mais aussi pour évaluer les intentions d'engagement de leur conjoint et obtenir le mariage (Klerman 2001). À propos d'une jeune ouvrière du Nord de la France des années 1980, qui a conçu un enfant hors mariage (puis a avorté sous pression de sa mère), un chercheur remarque : « Cet enfant, selon Nadine, n'est pas un accident : "J'avais fait exprès de l'avoir pour forcer mon mari à m'épouser. Nous, les femmes, on veut se marier vite, pour partir de chez nos parents" » (Schwartz 1990).

Encadré 8. Le hold-up au sein du couple

Les comportements opportunistes qui peuvent tenter les hommes au sein du couple – tentation de quitter sa conjointe une fois qu'elle a investi dans la carrière de son conjoint, ou une fois qu'elle a fait des enfants, ou une fois qu'elle a vieilli – ont la même structure logique qu'un problème classique de théorie des jeux : le problème dit « du hold-up ». Ce problème est un problème d'opportunisme postcontractuel qui est dû au caractère différé dans le temps des investissements que doivent respectivement effectuer deux contractants.

Dans la sphère de l'emploi, le problème du hold-up peut se décrire comme suit. Un salarié peut investir, ou non, dans l'acquisition de compétences spécifiques à son entreprise, c'est-à-dire des compétences qui ne seraient pas valorisées dans une autre entreprise ; par exemple, il peut apprendre à piloter une machine qui n'existe que dans son entreprise, et ce afin d'obtenir, disons, une hausse de salaire mensuel de 100 euros. Dans ce cas, le salarié doit dépenser des ressources (du temps et de l'effort) immédiatement pour n'en percevoir le retour sur investissement que plus tard – une fois qu'il recevra les hausses de salaires permises par sa capacité à piloter la machine. Alors, une fois que le salarié aura appris à piloter la machine – et qu'il ne pourra donc plus recouvrer les coûts de son investissement –, son patron, opportuniste, peut être tenté de revenir sur sa promesse initiale de lui accorder la hausse de salaire de 100 euros mensuels et lui tenir le discours suivant : « comme de toutes les façons tu sais maintenant piloter cette machine, tu la piloteras bien volontiers si je ne t'accorde une hausse de salaire mensuel que d'1 euro ; je ne t'accorde donc pas la hausse de salaire qui était initialement nécessaire pour t'inciter à apprendre à la piloter, 100 euros, mais seulement la hausse de salaire suffisante pour t'inciter à la piloter, 1 euro ». En d'autres termes, en exploitant le fait que le salarié doit remplir sa part du contrat en premier, le patron est parvenu à s'approprier la quasi-totalité des gains de sa coopération avec son salarié. Mais comme, dans la réalité, les salariés craignent à l'avance ce type de comportement de la part de leur patron, ils n'acceptent d'effectuer des investissements spécifiques à leur entreprise qu'à condition que leur patron s'engage par contrat écrit à ne pas revenir sur ses promesses initiales de partager équitablement le gain issu de leur investissement dans des compétences spécifiques à l'entreprise.

Dans la sphère conjugale, le problème auquel sont confrontées les femmes peut être modélisé de façon analogue. Une femme peut investir dans l'éducation des enfants qu'elle et son conjoint ont eus, afin d'obtenir le bonheur d'être parent tout en permettant à son conjoint de se consacrer à sa carrière. Dans ce cas, la femme doit dépenser des ressources dans ses années de jeunesse (renoncer partiellement à sa carrière, et consacrer les années où elle est la plus désirable aux yeux des hommes à son seul conjoint) pour n'en percevoir le retour sur investissement que plus tard – une fois que son conjoint partagera avec elle les revenus relativement élevés qu'il aura obtenus en partie grâce au fait que c'est elle seule qui se sera occupée de leurs enfants. Alors, une fois que la femme sera devenue plus âgée – et ne pourra plus revenir en arrière –, son conjoint, opportuniste, peut être tenté de revenir sur sa promesse initiale de lui faire partager les revenus relativement élevés qu'il gagne désormais. En exploitant le fait que c'est la femme qui remplit sa part du contrat en premier, l'homme est parvenu à s'approprier la quasi-totalité des gains de la mise en couple (il a eu une conjointe à ses âges les plus désirables ainsi que des enfants, et il s'apprête à utiliser ses revenus élevés pour se remettre en couple avec une femme plus jeune). Mais, dans la réalité, les femmes craignant à l'avance ce type de comportement de la part de leur conjoint, elles n'acceptent d'effectuer des investissements spécifiques à leur couple qu'à condition que leur conjoint s'engage par contrat de mariage à ne pas revenir sur ses promesses initiales de partager équitablement le gain issu de leur investissement dans leur couple.

Selon ce modèle, la cohabitation serait au mariage ce que le stage sans perspective d'embauche est au contrat à durée indéterminée : un contrat qui laisse libre cours à l'expression de l'opportunisme d'un des contractants au détriment de l'autre. Ou pour le dire autrement, la liberté de « l'union libre » serait surtout la liberté pour les hommes de laisser libre cours à leurs penchants opportunistes.

Pour plus de précisions sur ces points, cf. Cohen 1987 et Cohen 2002.

Considérant les divers gains du mariage qui sont spécifiques aux femmes, il n'est pas étonnant, selon la théorie du choix rationnel, que les femmes aient du mariage une image globalement plus positive que les hommes. La « division sexuelle des émotions » (Bozon 2003b) que l'on observe aurait donc, elle aussi, ses raisons. En France en 1972, les femmes estimaient ainsi un peu plus fréquemment que les hommes (selon les termes employés dans l'enquête d'opinion) que les mariages à l'essai sont des unions immorales, que l'augmentation du nombre des unions libres est une mauvaise chose, que le mariage constitue une union indissoluble, et que l'augmentation des divorces est une chose grave ; elles estimaient aussi un peu plus fréquemment que les hommes que l'aspect public du mariage – l'échange de consentements à la mairie et éventuellement à l'église –, loin d'être une simple formalité, « est indispensable parce qu'il donne toute sa valeur à l'engagement réciproque des futurs époux », ce résultat étant également observé en République fédérale allemande en 1973 (Boigeol *et al.* 1974 ; Roussel 1975). De même, parmi les Français de 18 à 29 ans en 1977, les femmes étaient un peu plus nombreuses que les hommes à ne pas approuver l'union libre, les hommes étant plus nombreux à l'approuver pleinement ; parmi les Français de 18 à 29 ans qui étaient mariés en 1977, les hommes étaient un peu plus nombreux que les femmes à être « un peu gênés » par le fait que le mariage implique « d'accepter que quelqu'un ait un contrôle sur votre vie », les femmes étant plus nombreuses à estimer que « la nécessité d'accepter que

quelqu'un ait un contrôle sur votre vie » leur plaisait ; et parmi les Français de 18 à 29 ans qui n'étaient pas mariés en 1977, les femmes étaient un peu plus nombreuses que les hommes à estimer que « le mariage est l'état le plus favorable pour une vie équilibrée et heureuse », les hommes estimant plus souvent qu'elles qu'il est « un état auquel il faut finalement se résigner » (Roussel, Bourguignon 1978). En outre, dans les 12 États membres de l'Union européenne au début des années 1990, les femmes estimaient plus souvent que les hommes que la cohabitation sans mariage est une « mauvaise chose » (14,7 % contre 12,9 %), tandis que les hommes estimaient plus fréquemment que les femmes que c'est une « bonne chose » (20,2 % contre 18,1 %), même si environ 63 % des individus des deux sexes estimaient qu'« il n'y a pas à juger » ; toujours dans les États membres de l'Union européenne au début des années 1990, les femmes portaient aussi sur le mariage des appréciations à connotations plus favorables que les hommes : les femmes estimaient plus souvent que les hommes que le mariage c'est « s'engager à être fidèle à son conjoint » (65,7 % contre 58,6 %), « prouver à l'autre qu'on l'aime vraiment » (42,1 % contre 39,9 %), et « le meilleur moyen de garantir les droits des enfants » (51,7 % contre 49,6 %), tandis que les hommes estimaient plus souvent que les femmes que le mariage c'est « transformer inutilement une affaire privée en quelque chose d'officiel » (14,5 % contre 13,7 %), « engager son avenir avec quelqu'un qui peut évoluer autrement que vous » (20,3 % contre 19,1 %), et « renoncer à une partie de sa liberté en acceptant le contrôle de l'autre » (14,1 % contre 13,1 %) (Commission européenne 1995). Dans le même ordre d'idées, même si en Norvège en 1996 plus des deux tiers des cohabitants estimaient que les deux membres de leur couple étaient également hésitants à se marier, parmi les autres les femmes et les hommes s'accordaient pour dire que c'était surtout l'homme, et non la femme, qui était le plus réticent au mariage (que le couple ait ou non des enfants) ; parmi les couples sans enfants, les hommes semblaient craindre que le mariage ne les conduise à assurer le train de vie de la famille et qu'après le mariage leur conjointe puisse exiger d'eux un changement de style de vie, et les hommes exprimaient plus de doutes quant à la qualité de leur relation ; les femmes, elles, craignaient plus les coûts de la cérémonie de mariage (Reneflot 2006). C'est bien le caractère relativement engageant du mariage – son caractère distinctif par rapport à la cohabitation – qui semble déplaire aux hommes plus qu'aux femmes : parmi les Français de 18 à 29 ans qui étaient déjà mariés en 1977, les hommes sont plus nombreux que les femmes (51 % contre 44 %) à estimer que, pour deux personnes mariées, l'idéal devrait être de maintenir une part de leurs activités et loisirs séparés (plutôt que de partager toutes les activités) (Roussel, Bourguignon 1978) ; toujours en France, de 1970 à 2003, la part des hommes considérant que le mariage est une union indissoluble est

chaque année inférieure à celle des femmes, même si cette différence est d'ampleur réduite (de 2 à 3 points) (Bigot, Piau 2004) ; et en 2003, parmi les individus de moins de 25 ans, 74 % des femmes considèrent que le mariage correspond à un engagement profond, contre seulement 63 % des hommes (Bigot, Piau 2004).

Cette différence entre hommes et femmes est bien illustrée par un quizz proposé sur Internet par le magazine *Elle*. À la question « Couple : est-il prêt à s'engager ? », le compagnon des lectrices était supposé pouvoir avoir trois profils :

« Premier profil : « Il est prêt... à y réfléchir. Comme la plupart des hommes, l'idée de renoncer à sa liberté ne l'a jamais enchanté. Mais voilà, il a l'air d'être vraiment accro. Du coup, il envisage de plus en plus un avenir en commun. *Travaillez dans l'ombre et laissez-lui croire que l'idée vient de lui.* »

Deuxième profil : « Il est prêt... à partir en courant, si vous lui parlez d'un quelconque engagement ! Deux possibilités : soit il a eu une mauvaise expérience du couple, soit il ne tient pas vraiment à vous. Essayez de mettre les choses à plat pour ne pas perdre votre temps. »

Troisième profil : « Il est prêt... à passer sa vie à vos côtés. Vous ne vous êtes pas trompée sur son compte, cet homme vous suivra au bout du monde s'il le faut... C'est le moment de lui parler mariage et progéniture. Alors foncez ! »

De façon plus générale encore, étant donné que c'est le fait d'être quittée de façon opportuniste par leur conjoint qui est particulièrement risqué et coûteux pour les femmes – risqué, car comme on l'a vu les hommes sont moins engagés que les femmes, et coûteux non seulement car après la rupture le niveau de vie des femmes baisse en raison de la relative faiblesse de leur salaire et de la présence d'enfants à charge mais aussi car à partir de certains âges trouver un nouveau conjoint acceptable devient de plus en plus difficile –, on comprend aisément que les femmes valorisent chez les hommes tous les signaux d'engagement : non seulement l'acceptation du mariage lui-même, mais aussi les signaux d'engagement qu'ils peuvent envoyer *pendant* le mariage, et même avant le mariage – comme on l'a vu avec la bague de fiançailles – ou pendant une cohabitation. Ainsi, si la coutume veut que ce soit l'homme qui « demande la main » de sa future épouse, c'est bien parce que cet acte – qui expose au risque de se voir répondre par un refus humiliant – est susceptible de révéler un véritable désir d'engagement, alors que si c'était la femme qui devait demander la main de son futur époux, ce dernier ne pourrait pas lui prouver de façon crédible son désir d'engagement. De même, si c'est le plus souvent l'homme, et non la femme, dont on attend, au sein des couples, qu'il n'oublie pas de fêter l'anniversaire de la rencontre ou du mariage,⁶⁷ ou qu'il offre tel ou tel signe d'amour ou d'attention lors d'occasions comme la Saint-

⁶⁷ Au sein des couples pacés aussi les femmes reprochent à leur conjoint d'oublier de fêter leur anniversaire de Pacs (Rault 2007).

Valentin, c'est parce que de tels actes sont susceptibles de « rassurer » leur conjointe sur son degré d'engagement dans le couple. Les femmes, encore une fois, ne s'y trompent pas, puisqu'elles déclarent aisément valoriser – et rechercher – des conjoints « stables », qu'elles appellent aussi parfois « matures », et dévaloriser leurs conjoints « qui ne font (plus) aucun effort » (sous-entendu, aucun effort pour démontrer la force de leur amour et de leur engagement).

Si, poursuivant ce raisonnement, on admet que le mariage, par rapport à la cohabitation, profite surtout aux femmes, il s'ensuit que plus les femmes disposent d'un pouvoir de négociation élevé face aux hommes plus elles devraient être en mesure d'imposer aux hommes leur préférence pour des unions relativement engageantes (Grossbard-Shechtman 1993 ; Ekert-Jaffé, Sofer 1991). Typiquement, ce mécanisme prévoit que plus les femmes se raréfient relativement aux hommes sur le marché matrimonial (*marriage squeeze*), plus les couples devraient se marier plutôt que cohabiter.⁶⁸ Entre sociétés, ce mécanisme a été proposé pour expliquer la très faible incidence du mariage et les fortes incidences de la cohabitation et des mises en couple sans corésidence observées depuis plusieurs décennies dans les Caraïbes. (Rappelons qu'en 2000 les pays ou entités du monde dont l'âge moyen des femmes au premier mariage est le plus élevé – 33 ans – sont la Jamaïque et la Martinique, devant la Guadeloupe, la Guyane française et la Barbade, dont l'âge moyen des femmes au premier mariage est 32 ans, comme la Suède et la Norvège) (Nations Unies 2007) ; mais dès les années 1950 l'entité du monde dont l'âge des femmes au premier mariage était le plus élevé – 27,8 ans – était la Martinique (Nations Unies 1990.) Selon ce mécanisme, une part substantielle des hommes de ces pays ayant migré vers les États-Unis ou l'Amérique latine ou encore la métropole française pour y travailler, les femmes s'y trouveraient en relatif surplus,

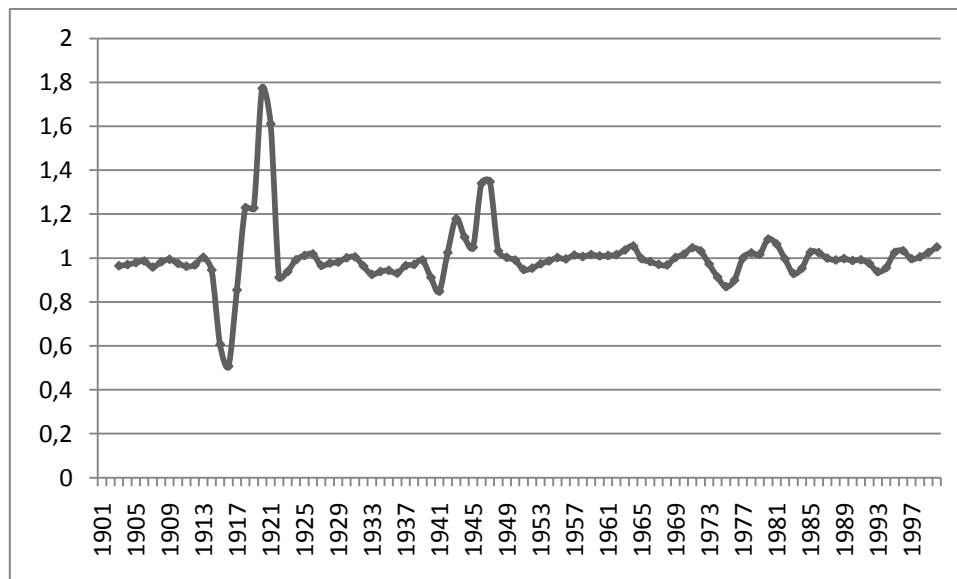
⁶⁸ Ce possible effet du *sex ratio* sur l'intensité du mariage relativement à celle de la cohabitation est à distinguer des effets bien connus des variations de *sex ratio* sur l'intensité du mariage par rapport au non mariage (« célibat de déséquilibre ») ainsi que sur le calendrier du mariage ; sur ces sujets, cf. les « classiques » de démographie que sont Henry 1969a et Henry 1969b ; pour une analyse des effets – relativement faibles mais prolongés – des pertes masculines dues à la Première Guerre Mondiale sur la primo-nuptialité féminine, cf. Henry 1966 : « les générations [féminines] que ce déséquilibre [entre les effectifs masculins et féminins de candidats au mariage] menace d'une forte augmentation du célibat définitif y échappent en majeure partie, parce que, d'une part, le déséquilibre provoque une surnuptialité des générations creuses [masculines] et que, d'autre part, les partenaires [masculins] qui manquent sont prélevés sur des générations plus jeunes ; par ce prélèvement, la perturbation se propage de proche en proche, mais, en même temps, elle perd de son intensité et se dilue peu à peu » ; sur ce sujet, cf. aussi Henry 1975 ; et pour une application du même raisonnement au déséquilibre des sexes en âge de se marier qui s'est produit vers la fin des années 1960 en raison du fait que les femmes nées en 1947 étaient sensiblement plus nombreuses que les hommes nés en 1945, cf. Maison, Millet 1974 ou Sardon 2005a. Notons ici que le *sex ratio* des candidats au mariage peut varier non seulement en raison de naissances, d'avortements, d'infanticides, de décès ou de migrations sexuellement sélectifs et de variations d'effectifs de naissances au fil des générations, mais aussi en raison de l'action des pouvoirs publics ; par exemple, l'imposition d'une limite d'âge légal minimal au mariage qui serait supérieure pour les hommes à ce qu'elle est pour les femmes créerait une pénurie relative d'hommes sur le marché matrimonial.

si bien qu'il leur serait particulièrement difficile d'imposer le mariage à leurs conjoints ; cela dit, nous ne connaissons pas d'étude empirique qui a permis de tester cette explication. Au sein des sociétés, ce mécanisme a aussi été proposé pour expliquer pourquoi aux États-Unis les Noirs se marient de nos jours sensiblement moins souvent et plus tardivement que les Blancs (en 1997, 69 % des enfants de femmes noires naissent hors mariage, contre 26 % des enfants de femmes blanches) : une part substantielle des hommes noirs n'étant pas disponibles (en raison de leurs taux relativement élevés de mortalité, d'incarcération et d'internement, ainsi que de mariage avec des femmes blanches), les femmes noires se trouvent en relatif surplus, si bien qu'il leur est particulièrement difficile d'imposer le mariage aux hommes noirs (Willis, Haaga 1996 ; Willis 1999 ; Willis 2000 ; Spanier, Glick 1980). Au fil du temps, ce mécanisme a aussi été proposé pour contribuer à expliquer la « libération des mœurs » de la fin des années 1960 : à cette époque en effet, les jeunes femmes nées en 1946 – qui recherchaient un homme né en 1944, conformément à l'écart d'âge moyen de deux années entre conjoints – se trouvaient confrontées à une pénurie relative d'hommes, puisque la génération née en 1944 (classe creuse conçue en temps de guerre) était sensiblement moins nombreuse que la génération née en 1946 (classe pleine du début du baby-boom) ; or, dans une telle situation de pénurie relative d'hommes, ce sont les hommes qui sont les mieux à même d'imposer aux femmes leurs préférences, à savoir leurs préférences pour des unions relativement peu engageantes, qui sont précisément le type d'union qui constituent la « révolution sexuelle » (Grossbard-Shechtman 1993).⁶⁹ Dans la deuxième partie de cette thèse, nous testerons empiriquement les effets du *sex ratio* sur la propension des couples à cohabiter ou à se marier dans la France de la seconde moitié du XX^e siècle. Notons dès maintenant, toutefois, qu'hormis les générations nées suite à la Première Guerre Mondiale les générations dont l'effectif à la naissance dépasse le plus l'effectif des générations de deux ans plus âgées sont bel et bien, en France, les générations 1946 et 1947 (figure 7) – soit, comme nous le verrons, précisément les générations à partir desquelles, en France, l'âge au premier mariage et le célibat définitif s'accroissent. Selon ce mécanisme, il se pourrait donc bien que le mouvement d'essor de l'âge au premier mariage et du célibat définitif ait été déclenché par le surplus relatif de femmes des générations 1946-1947 par rapport aux hommes de 1944-1945, qui aurait réduit le pouvoir de négociation des femmes au profit des hommes,

⁶⁹ Corrélativement, dans une telle situation de pénurie relative d'hommes, les femmes sont relativement incitées à entrer sur le marché du travail afin de se prémunir contre le risque accru de ne pas trouver de conjoint ou d'homme qui accepte de se marier plutôt que de cohabiter ; c'est bien ce que l'on semble observer aux États-Unis dans les générations féminines nées autour de la fin de la Seconde Guerre Mondiale (Grossbard-Shechtman, Neideffer 1997 ; Grossbard-Shechtman, Granger 1998).

permettant à ces derniers d'imposer leur préférence pour des unions relativement peu engageantes.⁷⁰

Figure 7. Rapport entre l'effectif annuel des naissances vivantes et l'effectif de naissances vivantes deux années auparavant – France, 1900-2000.



Source : Daguet 2005.

Toujours est-il que, selon le mécanisme ici proposé, les variations de *sex ratio* que connaissent les générations de l'après-Seconde Guerre Mondiale auraient pu non seulement accroître l'âge au mariage ou le célibat définitif des seules femmes (Roussel 1971, Sweet 1977), mais aussi ceux des hommes. En d'autres termes, l'idée – relativement répandue (par exemple, cf. Goldscheider, Waite 1986) – selon laquelle les variations de *sex ratio* ne pourraient pas, par principe, expliquer la baisse de la nuptialité pour la raison que cette baisse de nuptialité est observée *pour les deux sexes* est erronée.

Encadré 9. Le droit de la famille : le garant de la crédibilité de l'engagement des époux

Le mariage est un dispositif institutionnel qui permet aux époux de s'envoyer mutuellement des signaux crédibles d'intention d'engagement à long terme. Mais pour que le mariage puisse remplir cette fonction – et d'autres fonctions aussi –, le droit du mariage et du divorce doit remplir certains critères.

- Le mariage gagne à envoyer un signal *crédible* aux deux époux

Les époux peuvent d'autant plus profiter des gains du mariage que leur engagement est plus crédible, ce qui implique que l'État considère l'engagement par le mariage comme irrévocable – et ce, en interdisant le divorce, ou en le rendant relativement difficile à obtenir, ou en rendant la procédure

⁷⁰ *A contrario*, pourrait-on ajouter, « les générations françaises 1930-1941 sont de plus en plus faibles, ce qui favorise la nuptialité féminine [mais aussi, selon le mécanisme ici proposé, la nuptialité tout court], entre 1950 et le début des années 1960. La situation se renverse, lorsque les femmes nées en 1946-1950 choisissent leur conjoint dans les classes creuses de la guerre » (Festy 1971).

de divorce relativement longue et chère, etc. *A contrario*, la libéralisation du divorce (jusqu'à l'introduction, dans certains États américains ou en Suède, du divorce sur demande unilatérale), en décrédibilisant l'engagement par le mariage, peut réduire les gains du mariage. De même, un affaiblissement des dispositifs qui visent à préserver, suite au divorce, les intérêts de l'époux qui s'est spécialisé dans la production domestique et notamment dans l'élevage des enfants (prestations compensatoires, répartition favorable des acquêts, etc.), en désincitant les époux à se spécialiser dans la production domestique et en les incitant – par précaution – à conserver une activité professionnelle marchande, peut réduire les gains du mariage issus de la division du travail. Ainsi, on ne peut exclure qu'une part de la désaffection pour le mariage et du développement de la cohabitation qui sont observés dans les pays occidentaux depuis les années 1970 soit due aux modifications législatives qui ont réduit la crédibilité de l'engagement par le mariage, et donc son attractivité par rapport à la cohabitation (Brinig, Crafton 1994). Par exemple, aux États-Unis dans les années 1970, la « prime au mariage » (soit, le surcroît de salaire dont bénéficient les hommes mariés par rapport aux hommes non mariés) a baissé plus rapidement et elle était plus faible dans les États dans lesquels la législation sur le divorce était plus libérale, et dans les années 1980 et 1990 la prime au mariage était plus faible chez les couples qui avaient le plus de risques de divorcer, vraisemblablement parce que le risque de divorce accroît les réticences des épouses à investir dans la carrière de leur époux plutôt que dans la leur (Gray, Vanderhart 2001). Toujours aux États-Unis, la baisse de crédibilité de l'engagement par le contrat de mariage standard a donné lieu, dans certains États, à l'adoption de législations permettant aux fiancés d'élaborer un contrat de mariage (*covenant marriage*) dont les modalités de dissolution sont sensiblement plus strictes que celles du contrat de mariage standard, de façon à permettre un engagement plus crédible que celui que permettent les contrats de mariage standard. (Par ailleurs, la diversité des contrats de mariage par lesquels les conjoints peuvent s'unir constitue peut-être une des raisons pour lesquelles les Américains se marient plus souvent et plus précocement que la plupart des Européens (Grossbard-Shechtman, Lemennicier 1999).)

D'autres modifications législatives ont aussi réduit les avantages liés au fait d'être marié, si bien qu'elles ont pu désinciter les couples à se marier plutôt qu'à cohabiter. Par exemple, en France, les législations qui donnent aux enfants de parents non mariés (reconnus par leurs parents) les mêmes droits qu'aux enfants de parents mariés ont réduit les gains du mariage par rapport à la cohabitation : « la loi de 1972 ayant aboli la hiérarchie des filiations [légitime et naturelle], l'accès au statut d'enfant légitime par suite du mariage de ses parents ne changera rien à la situation juridique de l'enfant, sauf, rappelons-le, pour certaines catégories d'enfants naturels. Ce serait donc une motivation en moins pour les parents, bien que le mariage conserve quelques avantages pratiques » (Prioux 1994). Ainsi, « le mariage a perdu de son intérêt à la fois pour les couples et pour les enfants, dont le statut est devenu presque identique à celui des enfants nés dans le mariage depuis la loi de 1972. Il en résulte une augmentation considérable du nombre d'enfants dont les parents ne se marieront pas : plus de 190 000 pour ceux qui sont nés vers 2000, soit un quart de tous les enfants de cette génération. La réforme de 2001, établissant l'égalité complète en matière successorale, entre enfants nés hors mariage ou dans le mariage, ne peut que contribuer à renforcer cette tendance » (Munoz-Pérez, Prioux 2005).

- Le mariage gagne à envoyer un signal *clair* aux tierces personnes

Le mariage n'envoie pas un signal d'engagement aux seuls époux, mais aussi à toute la communauté qui les entoure (famille, amis, collègues, commune, paroisse, etc.). Or, si le contenu des contrats de mariage était trop variable (par exemple si certains permettaient l'infidélité, d'autres non), le signal envoyé par le mariage aux tierces personnes serait brouillé. Ainsi, les contrats de mariage gagnent à contenir des dispositions invariables, de façon à envoyer aux tierces personnes un signal aisément compréhensible (par exemple un signal selon lequel n'importe quelle personne portant une alliance est non disponible sexuellement). Le fait qu'il existe un contrat de mariage par défaut (en France depuis 1966, la communauté de biens réduite aux acquêts) permet en outre aux couples de régler divers problèmes en cas de divorce sans pour autant avoir à discuter ouvertement de ce sujet – ce qui, aujourd'hui, pourrait être pris comme un signe de défiance.

- Le mariage gagne à envoyer un signal *clair* à l'État

Le mariage envoie aussi un signal d'engagement entre deux époux aux pouvoirs publics. Là encore, la relative invariance du contenu des contrats de mariage permet à l'État d'accorder certaines

préférences aux couples mariés plutôt que cohabitants : préférence pour les couples mariés concernant la fécondation *in vitro*, l'adoption d'enfants, le regroupement familial, etc.

1.3.2.4. Les gains de la cohabitation

Chacun des modèles et mécanismes explicatifs que la théorie du choix rationnel propose pour rendre compte du fait que des couples se marient plutôt que de simplement cohabiter permet d'expliquer « en creux » pourquoi d'autres couples cohabitent plutôt que de se marier. Si les gains espérés du mariage qui sont issus de l'investissement dans des compétences spécifiques à l'union sont relativement faibles, ou si la fécondité désirée est relativement faible, les conjoints pourraient avoir intérêt à cohabiter plutôt qu'à prendre par le mariage un engagement irrévocable (ou qui n'est révoquant qu'à des coûts élevés). De même, si les hommes se trouvent dans une situation où ils peuvent imposer aux femmes leur préférence pour des unions relativement peu engageantes, les conjoints pourraient choisir de cohabiter plutôt que de se marier. Il convient toutefois ici de distinguer deux mécanismes distincts – bien qu'imbriqués – par lesquels certaines évolutions récentes des sociétés occidentales ont pu inciter une part croissante des couples à cohabiter plutôt qu'à se marier : le premier provient de la baisse du *volume* global des gains de la mise en couple, le second provient de la modification de la *composition* de ces gains de la mise en couple.

D'une part, la baisse des gains de la mise en couple et du mariage issus de la division du travail (elle-même due à la résorption des écarts de salaires entre hommes et femmes ainsi qu'à la baisse de la fécondité désirée et à la hausse de la productivité domestique), en réduisant le volume global de gains de la mise en couple, a réduit l'attractivité de la situation en couple par rapport à la situation hors couple, ce qui a accru le risque de rupture d'union, ce qui à son tour a rendu l'engagement par le mariage plus périlleux que par le passé. En effet, si les conjoints savent qu'ils retireront relativement peu de gains à la mise en couple et auront donc des risques relativement élevés de rupture, le caractère difficilement révoquant du mariage par rapport à la cohabitation devient inattiratif. A quoi bon se marier si c'est pour accroître les coûts d'une décision – la rupture – que l'on a de fortes chances de prendre ? Autant cohabiter, puisque cela réduit les coûts de la rupture. Autrement dit, au fur et à mesure que les gains de l'union baissent et que, par conséquent, le risque de rupture s'accroît, la cohabitation devient une option moins risquée que le mariage. Cela est d'autant plus vrai que rien n'empêche les conjoints de se marier *après* avoir cohabité : ce n'est qu'après avoir vérifié au sein de la cohabitation que leur mise en couple leur procure suffisamment de gains que les conjoints, rassurés sur le caractère relativement réduit de leur risque de rupture, se marieront.

Dans cette optique la cohabitation constitue un « mariage à l'essai », c'est-à-dire une mise en couple relativement peu engageante destinée à évaluer le volume de gains que les conjoints retirent de leur mise en couple, leur permettant ainsi – si leurs gains de l'union sont trop faibles – de rompre à moindres frais ou – si leurs gains de l'union sont suffisants – de s'engager par le mariage sans trop de risques de rupture. De ce point de vue, on devrait s'attendre à ce que les sociétés dans lesquelles les conjoints vivent avec les parents d'un des conjoints – créant ainsi de fortes tensions familiales – connaissent à la fois des divorces relativement fréquents et, par souci de précaution, des cohabitations relativement fréquentes. Par exemple, « le taux de divorce a été très élevé dans le Japon de l'époque Meiji : entre 1870 et 1890, il a atteint jusqu'à 2,8 p.1000, un taux que les pays occidentaux n'ont pas connu avant le milieu du XX^e siècle » (Beillevaire 1986) ; et effectivement, au Japon au XIX^e siècle, « le mariage n'était [...] souvent enregistré qu'après une période probatoire de plusieurs mois qui permettait à la belle-famille de juger des qualités de la jeune épouse et, éventuellement, de conclure à une séparation à moindres frais » (Beillevaire 1986).

D'autre part, la baisse des gains de la mise en couple et du mariage issus de la division du travail, en réduisant la part des gains de la mise en couple qui sont dus aux caractéristiques productives des conjoints – qui sont, comme le salaire, aisément observables – et en accroissant la part des gains de la mise en couple qui sont dus aux caractéristiques de consommation des conjoints – qui sont, comme le caractère et les goûts, plus difficilement observables –, a rallongé le temps nécessaire pour évaluer la qualité de l'appariement des conjoints, ce qui a rendu l'engagement par le mariage direct plus périlleux que par le passé, par rapport au mariage après cohabitation. En effet, si les conjoints savent que la plupart des gains qu'ils retireront de leur mise en couple seront de nature sentimentale plutôt que pécuniaire, et que de tels gains sont relativement longs et difficiles à évaluer, le caractère difficilement révocable du mariage direct par rapport à la cohabitation avant mariage devient inattrayant. Si les gains de la mise en couple sont surtout émotionnels, mieux vaut s'assurer, en préalable au mariage, que l'on va « bien ensemble ». Dans cette optique encore la cohabitation constitue un « mariage à l'essai », c'est-à-dire une mise en couple probatoire destinée à récolter des informations sur la qualité de l'appariement, permettant ainsi aux conjoints de ne s'engager par le mariage que s'ils ont pu tester, grâce à la cohabitation, l'intensité de leur amour et la viabilité de leur couple : il s'agit pour les conjoints d'« éprouver la solidité de leur union avant de la légitimer » (Villeneuve-Gokalp 1990).⁷¹ On voit ici que

⁷¹ La cohabitation et le mariage peuvent ainsi être compris, dans la sphère conjugale, comme les analogues, respectivement, de la « période d'essai » (ou de l'entretien d'embauche) et du contrat à durée indéterminée dans

c'est non seulement la baisse du volume global de gains espérés du mariage, mais aussi la hausse de la part émotionnelle des gains du mariage, qui a pu inciter les couples à cohabiter avant de se marier.

Ces deux mécanismes permettent de formuler la prédiction suivante : les couples devraient d'autant plus cohabiter, plutôt que se marier, qu'ils anticipent moins de gains de l'union, et des gains de l'union relativement plus sentimentaux que pécuniaires (donc plus difficilement prévisibles). Entre sociétés et au fil du temps, cela pourrait permettre d'expliquer pourquoi la cohabitation avant mariage ne s'est développée massivement que dans les pays occidentaux contemporains, qui sont ceux dans lesquels – pour les raisons que nous avons vues – les gains de l'union sont les plus faibles et les plus concentrés sur la composante sentimentale. Au sein des sociétés, ces mécanismes impliquent que ce sont les couples qui anticipent les gains de la mise en couple les plus faibles (notamment en raison de leur mauvais appariement) ou les plus imprévisibles, et donc les couples qui anticipent les plus forts risques de rupture, qui devraient le plus cohabiter. Ainsi, les couples formés de conjoints jeunes – dont les membres peuvent diverger rapidement d'un point de vue sentimental, et qui n'ont pas encore de projet d'enfant –, et les couples d'étudiants – qui ne peuvent pas se diviser le travail de façon approfondie, et peuvent être amenés à être séparés par leurs cursus scolaires ou leurs carrières professionnelles –, devraient cohabiter relativement souvent, plutôt que de se marier ; c'est ce que l'on appelait dans les années 1970 la « cohabitation juvénile ». Par exemple, en France en 1980-1982, 75 % des étudiants cohabitent en début d'union, contre seulement 60 % des actifs : « les étudiants et les étudiantes évitent le mariage pour ne pas hypothéquer l'avenir avant d'avoir terminé leurs études et réalisé leur insertion professionnelle. La cohabitation leur permet de vivre en couple sans attendre ce moment : leur âge en début d'union est plus jeune que celui des actifs » (Villeneuve-Gokalp 1990) ; en France en 1990 aussi, les couples dont un membre est étudiant cohabitent relativement souvent (Lefranc 1995). De même, les couples dont les conjoints anticipent des gains de la division du travail relativement faibles devraient cohabiter relativement souvent ; par exemple, en France en 1990, alors que parmi les couples dont l'homme est cadre et la femme ouvrière, « seuls » 25,4 % sont cohabitants plutôt que mariés, parmi les couples dont la femme est cadre et l'homme ouvrier 31,5 % sont cohabitants plutôt que mariés (Lefranc 1995). Pour la même raison, les couples dont l'avenir professionnel des

la sphère du travail : c'est pour réduire l'incertitude sur la qualité de leur appariement dans le cadre d'une relation de long terme que les individus se soumettent à une période probatoire avant de s'engager à long terme (Burdett, Coles 1999).

conjoints – et particulièrement de l’homme – n’est pas assuré devraient cohabiter relativement souvent ; par exemple, en France en 1990, les couples dont l’homme est inactif ou au chômage cohabitent relativement souvent (Lefranc 1995). Enfin, les couples dont les conjoints sont appariés de façon qui accroît leur risque de rupture devraient cohabiter relativement souvent ; par exemple, dans les États-Unis contemporains, les couples cohabitants sont moins homogames que les couples mariés en termes d’âges (Willis, Michael 1994), mais aussi en termes de religion et d’identité ethno- raciale (Smock 2000), bien que ce ne soit peut-être pas le cas en termes de niveau de diplôme (Smock 2000). Dans le même ordre d’idées, en France la cohabitation s’est d’abord développée dans les secondes unions : en 1968-1972, plus de la moitié des secondes unions commençaient déjà hors mariage (Villeneuve-Gokalp 1990) ; or ces conjoints ayant déjà rompu, ou ayant moins de chances d’être réunis par des enfants communs, ont effectivement de bonnes raisons d’être relativement méfiants quant à leurs risques de rupture. Cela dit, en France en 1999 les couples cohabitants ne sont pas moins homogames que les couples mariés en termes de niveau de diplôme (Vanderschelden 2006a).

La baisse des gains de la mise en couple issus de la division du travail, loin d’avoir seulement désincité à se mettre en couple et à se mettre en couple précocement, a donc aussi incité, de pair avec la hausse de la part émotionnelle des gains de l’union, à cohabiter. On comprend ici pourquoi la hausse de l’âge à la mise en couple et la diffusion de la cohabitation vont souvent de pair : c’est qu’elles sont les conséquences des mêmes causes. En effet, moins les conjoints sont assurés de la viabilité de leur couple – notamment parce que, faisant des études plus longues, leurs caractéristiques productives et leurs goûts de consommation prennent plus de temps à être définitivement fixés⁷² –, plus ils ont intérêt à reporter l’échéance de l’engagement par le mariage, que ce soit par le report de la mise en couple (intensification de la prospection extensive) ou par la cohabitation (intensification de la prospection intensive).⁷³

⁷² Tant qu’ils n’ont pas fini leurs études voire ne sont pas encore entrés sur le marché du travail, les conjoints restent relativement incertains concernant *qui* ils deviendront – où ils travailleront et résideront, quels seront leurs horaires de travail, si leur travail se fait seul ou à deux (entre époux), s’ils devront effectuer des déplacements professionnels, si leur travail est dangereux, etc. –, ce qui non seulement les rend relativement indésirables aux yeux des membres du sexe opposé, mais en outre rend pour eux plus difficile de savoir vers quel type de partenaire orienter leurs préférences et diriger leur prospection (Oppenheimer 1988).

⁷³ D’autres mécanismes encore ont pu contribuer à inciter les conjoints à reporter leur mise en couple : la hausse du risque de rupture consécutive à la baisse des gains de la mise en couple, en désincitant les conjoints à investir dans leur relation de façon à adopter et cultiver des goûts similaires *au fil de leur relation*, a pu accroître l’importance de la similarité des goûts des conjoints *dès la date de la mise en couple*, ce qui aurait accru le gain à la prospection extensive destinée à trouver un conjoint aux goûts *déjà* similaires (Oppenheimer 1988). C’est là un des mécanismes proposés par Valerie K. Oppenheimer, une sociologue qui a consacré un très bel article

Encadré 10. Les formes anciennes de cohabitation

Les historiens, démographes, sociologues et anthropologues français ont montré qu'à partir du XIX^e siècle au moins, et jusqu'aux années 1960 environ, c'est dans les classes populaires – et particulièrement les franges les plus désavantagées des classes populaires – que les couples avaient le plus tendance à cohabiter plutôt qu'à se marier. Par exemple, dans un échantillon (qui n'est peut-être pas représentatif) de couples « concubins » à Paris en 1846-1847, on trouve chez les hommes deux tiers d'ouvriers et chez les femmes 90 % d'ouvrières, et c'est dans les quartiers où les salaires sont les plus faibles que la tendance au concubinage est la plus forte (Frey 1978) ; au XIX^e siècle, on appelait d'ailleurs la cohabitation le « mariage à la parisienne ». Dans les années 1930, à Nanterre, « les concubins se recrutent parmi les ouvriers les plus déqualifiés, français ou étrangers » (Segalen, Bekus 1990). En 1954, les hommes actifs vivent d'autant plus fréquemment en union libre qu'on passe de la bourgeoisie aux classes moyennes et des classes moyennes au monde ouvrier (Prioux 1995). Par conséquent, « la cohabitation ne s'est pas diffusée "du haut vers le bas" de la société. Avant même que les classes supérieures et moyennes ne commencent à adopter cette nouvelle forme de conjugalité "découverte" par les étudiants, [de 1968 à 1976] le quart des ouvriers se mettaient déjà en couple avant le mariage » (Villeneuve-Gokalp 1990). Cela dit, ce phénomène a été relativement peu investigué, si bien qu'à notre connaissance on ne dispose pas aujourd'hui d'explication convaincante à son propos.

Avant même le XIX^e siècle, certaines régions françaises connaissaient une part non négligeable de couples qui débutaient leur union par une cohabitation. Au premier rang d'entre elles : la Corse. En effet, sous l'Ancien Régime certains couples corses préfèrent cohabiter plutôt que de se marier, parce que l'Église interdit le mariage entre apparentés (Flandrin 1975). Par ailleurs, un motif de cohabitation pré-nuptiale consiste en ce qu'une cohabitation permet de vérifier, avant de s'engager par le mariage, que l'épouse peut concevoir un enfant ; dans ces cas, ce n'est qu'à partir du moment où elle est enceinte que les conjoints se marient.

Pour conclure, notons que ce tour d'horizon de la littérature du choix rationnel appliquée aux comportements de formation des couples nous permet de mieux comprendre pourquoi les « explications » normatives de l'action et les « explications » de l'action par l'adhésion à des valeurs ne constituent pas de bonnes explications. En effet, c'est parce que le fait d'adhérer à telle ou telle norme ou valeur provient *lui-même* en partie de considérations implicites de coûts et bénéfiques, si bien que les explications normatives de l'action ne sont pas des explications qui pointent du doigt la cause sous-jacente qui produit à *la fois* les comportements et l'adhésion à des normes ou valeurs. Par exemple, prétendre expliquer pourquoi les paysans se marient plus que les membres des autres professions en affirmant – chose exacte – que les paysans sont plus attachés à la valeur ou à la norme du mariage est tautologique, non informatif, tant qu'on ne spécifie pas le mécanisme susceptible d'expliquer pourquoi les paysans sont particulièrement attachés au mariage. En revanche, proposer d'expliquer ce phénomène en montrant que le mariage procure aux paysans plus de gains de

(Oppenheimer 1988) à la « dissection » de divers mécanismes causaux – parfois plus fins que ceux qui sont habituellement proposés par les autres théoriciens du choix rationnel – pour expliquer les variations de calendrier de la mise en couple.

la division du travail qu'aux membres des autres professions permet d'expliquer non seulement pourquoi ils se marient plus mais aussi pourquoi ils sont plus attachés à la valeur du mariage. La théorie du choix rationnel est bel et bien, en principe, une bonne théorie, parce qu'elle permet d'en revenir aux causes fondamentales des comportements, qui sont en bonne partie les mêmes que celles des représentations. Cela dit, si l'on admet, à propos de cette théorie, qu'« il n'existe pas de théorie alternative des comportements démographiques qui soit d'aussi grande envergure ou qui détienne un aussi grand pouvoir explicatif, loin s'en faut » (Willis 1987), reste à savoir dans quelle mesure elle permet précisément d'expliquer les phénomènes observés en France dans la seconde moitié du XX^e siècle. C'est là l'objet des deux parties suivantes de cette thèse.

2. La formation des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle : intensité, calendrier et choix du conjoint

Maintenant que nous avons montré que de façon générale il peut être utile au chercheur – sociologue ou démographe – de recourir à la théorie du choix rationnel pour proposer des explications plausibles et cohérentes entre elles des phénomènes qu’il observe, reste à vérifier dans quelle mesure certains des modèles explicatifs que l’on peut tirer de cette théorie réussissent ou échouent à expliquer précisément les phénomènes concernant la formation des couples qui sont observés en France dans la seconde moitié du XX^e siècle. Pour cela, il convient de présenter les phénomènes majeurs qui sont observés en France au cours de la seconde moitié du XX^e siècle à partir de données agrégées (2.1), avant d’analyser de plus près les phénomènes de mise en couple, de mariage et de cohabitation grâce à des modélisations statistiques de données individuelles tirées de l’enquête *Étude de l’histoire familiale* 1999 (2.2). Cela nous permettra de mieux comprendre pourquoi, lors de la « seconde transition démographique », la primo-nuptialité a chuté au profit de la cohabitation. Le lecteur qui voudrait connaître les conclusions de ces investigations peut lire le bilan que nous en tirons, à la section 2.2.4. Enfin, concernant non plus les questions d’intensité ou de calendrier de la mise en couple et du mariage, mais plutôt une question portant sur le choix du conjoint, nous testons un modèle explicatif de l’écart d’âge entre conjoints (2.3).

2.1. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité : observations sur données agrégées

Avant d'en venir aux phénomènes majeurs observés en France concernant la mise en couple, le mariage et la cohabitation dans la seconde moitié du XX^e siècle, il convient de bien comprendre les indicateurs que nous allons utiliser pour décrire ces phénomènes. En effet, les démographes ont développé des indicateurs de nuptialité dont la bonne compréhension requiert explicitation.

Notre objet d'étude étant la *première* mise en couple (et non pas la deuxième ou la dernière mise en couple, ni toutes les mises en couple confondues), les indicateurs démographiques usuels que nous allons utiliser sont, pour ce qui concerne le mariage, des indicateurs de *primo-nuptialité*. Comme tous les comportements démographiques, les comportements de primo-nuptialité posent deux questions distinctes. Premièrement, dans quelle mesure les individus adoptent-ils ce comportement plutôt que de ne pas l'adopter ? C'est la question de l'*intensité* de la primo-nuptialité. Et deuxièmement, parmi les individus qui adoptent ce comportement, à quel âge (ou plus généralement au bout de quelle durée d'exposition au risque d'adoption du comportement) adoptent-ils ce comportement ? C'est la question du *calendrier* de la primo-nuptialité. Chacune de ces deux questions – intensité, et calendrier de la primo-nuptialité – peut en outre être envisagée de deux points de vue : au sein des générations, c'est-à-dire au sein de l'ensemble des individus nés une même année civile (ou plus généralement au sein des cohortes), ou encore au sein des périodes (ou des « moments »), c'est-à-dire au sein de l'ensemble des individus présents une même année civile quels que soient leur année de naissance ou leur âge. Par conséquent, si l'on croise chacune de ces deux questions avec chacune des deux manières de les aborder, on obtient quatre indicateurs fondamentaux de primo-nuptialité, résumés dans le tableau suivant.

Tableau 2. Typologie des indicateurs de primo-nuptialité

| | Primo-nuptialité des générations | Primo-nuptialité du moment |
|------------|--|---|
| Intensité | Célibat définitif | Indicateur conjoncturel de primo-nuptialité |
| Calendrier | Âge moyen au premier mariage (au sein d'une génération donnée) | Âge moyen au premier mariage (une année donnée) |

L'indicateur d'intensité de la primo-nuptialité des générations s'appelle « célibat définitif » : c'est la part des individus d'un sexe nés une année donnée qui ne se sont jamais

mariés avant un âge au-delà duquel on admet que le nombre de premiers mariages devient négligeable, habituellement 50 ans. Par exemple, si en France 7,5 % des femmes nées en 1945 ne se sont jamais mariées avant 50 ans (c'est-à-dire avant 1995), on dira que le célibat définitif de la génération féminine 1945 est de 7,5 %. L'indicateur du calendrier de la primo-nuptialité des générations, quant à lui, s'appelle « âge moyen au premier mariage » : comme son nom l'indique, c'est la moyenne des âges au premier mariage parmi les individus d'un sexe nés une année donnée qui se sont mariés au moins une fois avant 50 ans. Par exemple, si en France les femmes nées en 1945 et mariées au moins une fois avant 50 ans (c'est-à-dire avant 1995) se sont en moyenne mariées pour la première fois à 22,3 ans, on dira que l'âge moyen au premier mariage de la génération féminine 1945 est de 22,3 ans.

L'indicateur du calendrier de la primo-nuptialité du moment s'appelle lui aussi « âge moyen au premier mariage » : c'est la moyenne des âges au premier mariage parmi les individus d'un sexe qui ont célébré leur premier mariage une année donnée. Par exemple, si en France les femmes qui se marient pour la première fois en 1975 le font en moyenne à 22,4 ans, on dira que l'âge moyen des femmes au premier mariage en 1975 est de 22,4 ans. L'indicateur d'intensité de la primo-nuptialité du moment, qui s'appelle « indicateur conjoncturel de primo-nuptialité », est sensiblement plus complexe à comprendre. Cet indicateur de propension à se marier plutôt qu'à ne pas se marier lors d'une année donnée est calculé de la façon suivante : c'est, parmi les individus d'un sexe présents dans une population lors d'une année donnée, la somme des taux de nuptialité à chaque âge (par exemple, pour les femmes, c'est la somme des taux suivants : part des femmes de 15 ans qui se marient, part des femmes de 16 ans qui se marient, part des femmes de 17 ans qui se marient, etc., jusqu'à la part des femmes de 50 ans qui se marient). Exprimé en pourcentage, cet indicateur conjoncturel de primo-nuptialité indique la part des femmes d'une génération fictive donnée qui se marieraient si les taux de nuptialité par âge observés une année donnée étaient vécus à chaque âge par les femmes d'une même génération (fictive) ; par exemple, le fait qu'en France en 1975 l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité féminin est de 85,9 % peut s'interpréter comme suit : si la propension au mariage à chaque âge observée en France en 1975 se perpétuait sur long terme, 85,9 % des femmes de chaque génération se marieraient, c'est-à-dire que le célibat définitif féminin serait de 14,1 %. Il est important de comprendre l'intérêt mais aussi la faiblesse de cet indicateur. L'intérêt de l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité, par rapport au simple taux de nuptialité (ou nombre annuel de mariages pour 1000 habitants), réside dans le fait qu'il est insensible à la structure par âge (et par sexe) de la population : alors qu'un rajeunissement de la population, en conduisant plus d'individus à se

marier, accroît le taux de nuptialité, il n'accroît pas l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité ; l'indicateur conjoncturel est donc standardisé par âge (et par sexe), ce qui constitue une force. L'inconvénient de cet indicateur, par rapport au quotient de primo-nuptialité (ou nombre annuel de premiers mariages pour 1000 célibataires de chaque sexe et chaque âge), provient du fait qu'il se calcule comme la somme des taux de nuptialité à chaque âge, et non comme la somme des taux de primo-nuptialité des seuls *célibataires* de chaque âge ; l'indicateur conjoncturel n'est donc pas standardisé par état matrimonial, ce qui constitue une faiblesse (moins les individus sont déjà mariés, plus l'indicateur risque de croître de façon artificielle). Comme le résume un démographe :

« Le nombre de premiers mariages féminins au cours d'une année dépend principalement de quatre facteurs démographiques, que l'analyse range dans l'ordre suivant : l'effectif de la population féminine, sa composition par âge, la proportion de célibataires à chaque âge et, enfin, le taux de nuptialité des célibataires de chaque âge. Le calcul des mariages réduits [autre nom de l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité] élimine l'effet des deux premiers facteurs pour ne conserver que celui des deux derniers. La table de nuptialité du moment, qui repose uniquement sur les taux de nuptialité, ne conserve que l'effet du dernier facteur. Les différences entre les indices fournis par les deux méthodes s'expliquent donc par l'effet du troisième facteur, cet effet étant pris en charge par la première méthode, mais non par la seconde » (Péron 1991).

Ces indicateurs de primo-nuptialité élaborés par les démographes peuvent bien sûr être étendus du premier mariage à la première cohabitation ou, en les confondant, à la première mise en couple. Par exemple, au sein des générations, on pourra calculer un taux « d'absence définitive de mise en couple » (part des individus d'un sexe nés une année donnée qui ne se sont jamais mis en couple avant 50 ans) ou un « âge moyen à la première cohabitation » (âge moyen auquel les individus nés une année donnée et qui ont débuté leur vie de couple par une cohabitation plutôt que par un mariage direct ont cohabité pour la première fois).

2.1.1. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité en France

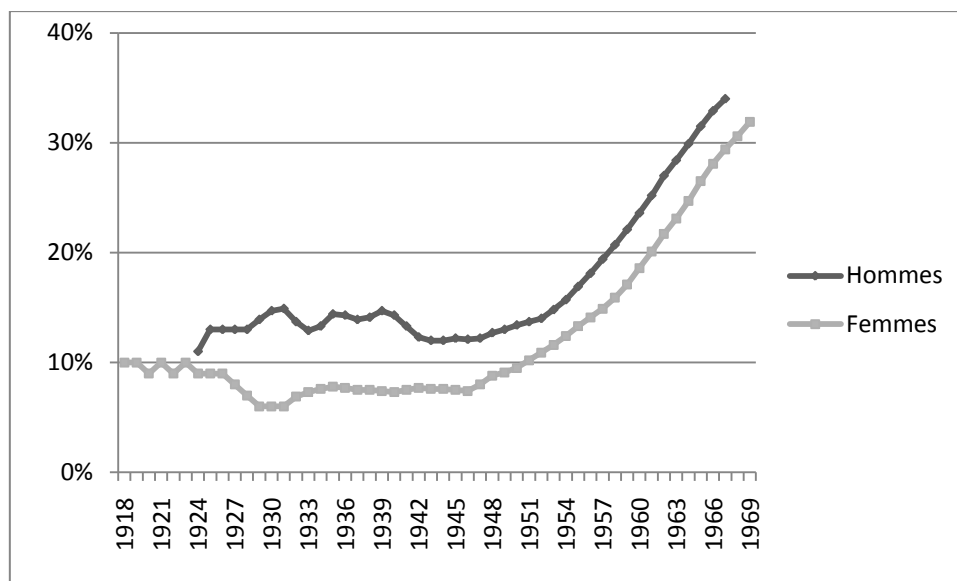
Comme nous venons de le voir, l'évolution du mariage et de la cohabitation en France au XX^e siècle peut se décrire aussi bien au fil des périodes qu'au fil des générations. Commençons par la décrire au fil des générations.

2.1.1.1. Au fil des générations

Pour les femmes comme pour les hommes, au fil des générations du XX^e siècle, le taux de célibat définitif a fluctué sans direction claire jusqu'à la génération 1946, avant de croître durablement et fortement à partir de la génération 1947 (figure 8). Pour les femmes par

exemple, le taux de célibat définitif de la génération 1946 dépassait à peine 7 %, alors que dans la génération 1969 il dépassera 30 %. Pour ce qui concerne cet indicateur important de nuptialité qu'est le célibat définitif, on peut donc considérer que les générations du XX^e siècle se divisent en deux ensembles : celles qui sont nées avant la génération 1947 (ou une génération alentour), dont le niveau de célibat définitif a fluctué sans direction claire, et celles qui sont nées depuis 1947, dont le niveau de célibat définitif ne cesse de croître.

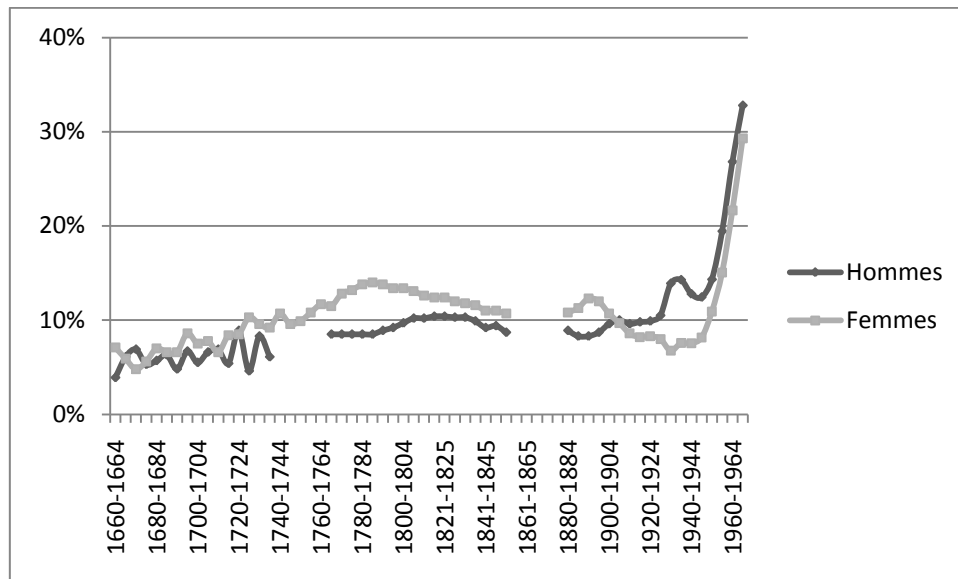
Figure 8. Célibat définitif – France, générations 1918-1969



Sources : Eurostat (générations masculines 1924-1928), Sardon 2005a (générations 1918-1969, les données des générations masculines 1957 et postérieures et des générations féminines 1959 et postérieures étant des estimations).

Le changement de comportement dont on observe la diffusion au fil des générations postérieures à 1947 est d'autant plus important qu'il est unique aux générations nées dans la seconde moitié du XX^e siècle, et ce aussi bien par rapport aux générations nées dans la première moitié de ce siècle qu'aux générations nées dans tous les siècles passés pour lesquels on dispose d'informations fiables (figure 9). En effet, jamais dans l'histoire démographique de la France depuis le XVII^e siècle on n'avait observé une hausse du célibat définitif aussi forte que celle qui s'est produite depuis la génération 1947. Même parmi les générations féminines 1785-1789 – les générations qui, XX^e siècle exclu, ont vécu le plus fort célibat définitif, notamment en raison du déficit d'hommes causé par les guerres d'Empire –, le célibat définitif n'avait atteint que 14 %, soit moins de la moitié du taux prévu pour les générations féminines 1966 et suivantes. Le phénomène de hausse du célibat définitif que l'on observe en France depuis la génération 1947 constitue donc, par son ampleur, une « première » historique.

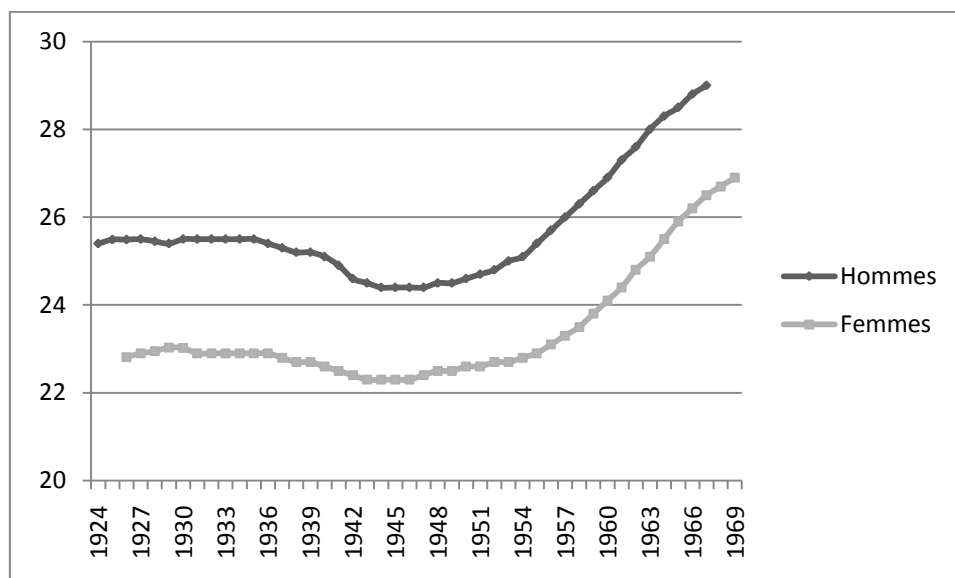
Figure 9. Célibat définitif – France, générations 1660-1969



Sources : Henry, Houdaille 1978 (générations 1660-1855), INED 1983 (générations 1880-1929), Eurostat (générations masculines 1924-1928), Sardon 2005a (générations 1918-1969, les données des générations masculines 1957 et postérieures et des générations féminines 1959 et postérieures étant des estimations).

Qu'en est-il concernant non plus le célibat définitif mais l'âge au premier mariage ? Pour les femmes comme pour les hommes, au fil des générations du XX^e siècle, l'âge moyen au premier mariage a légèrement décliné jusqu'aux générations des années 1946 (pour les femmes) ou 1947 (pour les hommes), avant de croître fortement et durablement (figure 10). Pour les femmes par exemple, l'âge moyen au premier mariage dans la génération 1946 était de 22,3 ans, alors que dans la génération 1969 il atteindra environ 26,9 ans. Pour ce qui concerne cet indicateur aussi, on admettra que les générations du XX^e siècle se divisent en deux ensembles : celles qui sont nées avant la génération 1947 (ou une génération alentour), dont l'âge au premier mariage a légèrement baissé, et celles qui sont nées depuis 1947, dont l'âge au premier mariage ne cesse de croître.

Figure 10. Age moyen au premier mariage – France, générations 1924-1969



Sources : Eurostat (générations masculines 1924-1928 et générations féminines 1926-1930), Sardon 2005a (générations 1929-1969, les données des générations masculines 1957 et postérieures et des générations féminines 1959 et postérieures étant des estimations).

Cette hausse de l'âge au premier mariage au fil des générations postérieures à 1947 a conduit l'âge au premier mariage à des niveaux qui, pour être élevés, n'en sont pas pour autant uniques dans l'histoire démographique de la France : les membres des générations de la fin des années 1960 se marieront, en fin de compte, aux mêmes âges que ceux des générations nées au milieu du XVIII^e siècle (figure 11).⁷⁴ Cela dit, le mouvement de hausse de l'âge au premier mariage intervenu depuis la génération 1947 est remarquable dans la mesure où c'est en l'espace d'une vingtaine de générations seulement qu'il a compensé les effets de la baisse tendancielle de l'âge au premier mariage intervenue au cours des deux cents générations précédentes.⁷⁵ Le phénomène de hausse de l'âge au premier mariage que l'on observe en France depuis la génération 1947, s'il n'est pas unique par son ampleur, l'est indiscutablement par son rythme : jamais dans l'histoire démographique de la France depuis le XVII^e siècle on n'avait observé une hausse de l'âge au premier mariage aussi rapide.

⁷⁴ Le caractère contre-intuitif de ce fait – pourtant bien établi – est dû sans doute au fait que la plupart des époux d'Ancien Régime que nous connaissons (par les récits historiques, les romans, etc.) sont des aristocrates. Or, ce qui était vrai des aristocrates – qu'ils se mariaient précocement – n'était pas vrai, loin de là, de la grande majorité des sujets du roi de France, qui – on l'a vu dans la section 1.3.1.6 – devaient accumuler un capital suffisant à la survie de leur future famille pour pouvoir se marier.

⁷⁵ Notons au passage que cette baisse biséculaire de l'âge au premier mariage en France n'a été que très peu étudiée, si bien que l'on en ignore les modalités et les raisons d'être. Il est clair, pourtant, qu'il s'agit là d'un phénomène si massif qu'il mériterait toute l'attention des historiens démographes.

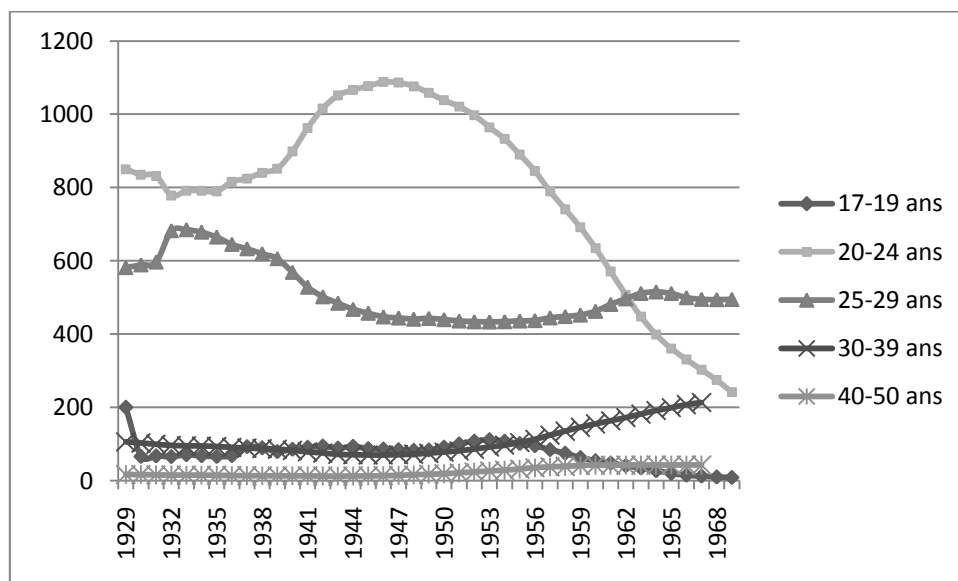
Figure 11. Age moyen au premier mariage – France, générations 1727-1967



Sources: Henry, Houdaille 1979 (générations 1727-1867), INED 1983 (générations 1887-1927), Sardon 2005a (générations 1929-1969, les données des générations masculines 1957 et postérieures et des générations féminines 1959 et postérieures étant des estimations).

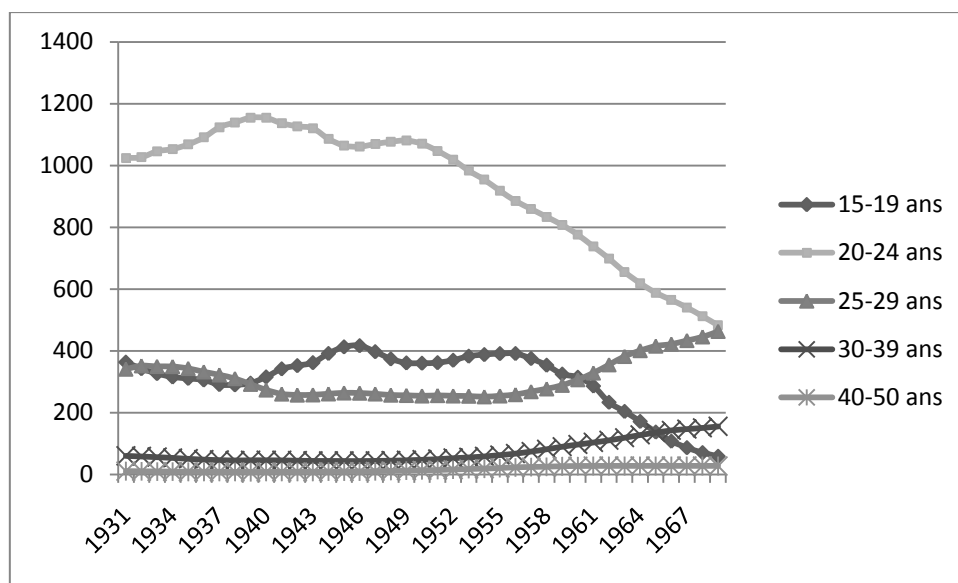
Ces deux mouvements de hausse du célibat définitif et de hausse de l'âge au premier mariage, qui sont observés en France depuis les environs de la génération 1947, peuvent être envisagés de façon simultanée par l'examen des taux de primo-nuptialité par groupe d'âge (figures 12 et 13). Comme on le voit, c'est bien à partir de la génération 1947 que le taux de primo-nuptialité des 20-24 ans commence à chuter chez les hommes, et c'est bien aux alentours de cette génération aussi que ce taux commence à baisser chez les femmes. C'est ce qui permet de préciser pourquoi on observe non seulement une hausse du célibat définitif (car la baisse des taux de primo-nuptialité à 20-24 ans n'est pas compensée par des hausses à d'autres âges) mais aussi une hausse de l'âge au premier mariage (car la force relative de la baisse des taux de primo-nuptialité aux âges jeunes accroît l'âge moyen au mariage).

Figure 12. Taux de primo-nuptialité masculins par groupe d'âges et par génération (pour 10 000 hommes) – France, générations 1929-1969



Source : Sardon 2005a (les données de certains âges et générations sont des estimations par gel des taux).

Figure 13. Taux de primo-nuptialité féminins par groupe d'âges et par génération (pour 10 000 femmes) – France, générations 1929-1969

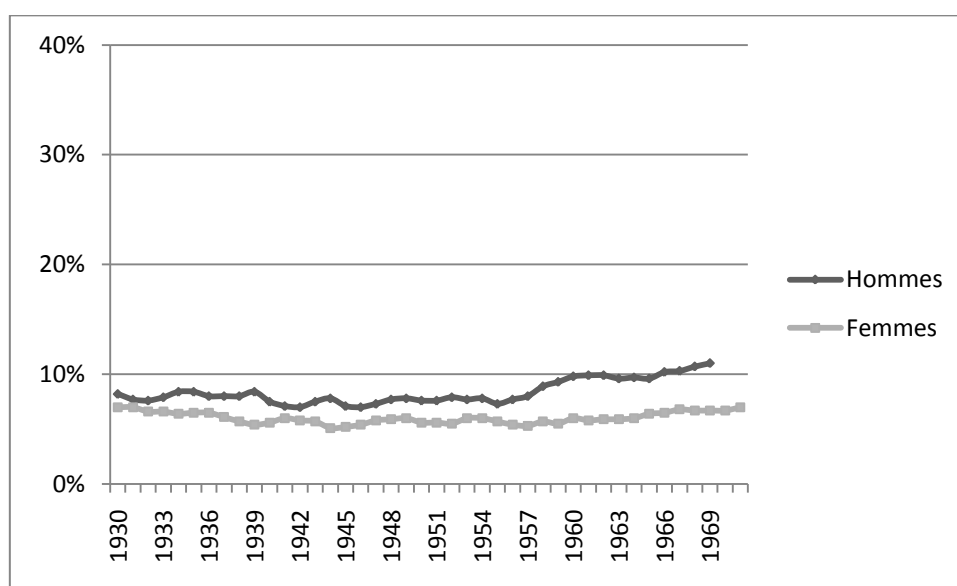


Source : Sardon 2005a (les données de certains âges et générations sont des estimations par gel des taux).

Les deux composantes majeures de la « seconde transition démographique » que nous venons d'aborder – hausse du célibat définitif, et hausse de l'âge au premier mariage – ne se retrouvent que dans une mesure très amoindrie si l'on décrit non plus les évolutions de la seule nuptialité mais celles, plus générales, de la mise en couple (marié *ou* cohabitant). En effet, la part d'individus n'ayant jamais vécu en couple avant 50 ans a essentiellement stagné

au fil des générations féminines du XX^e siècle, et elle ne s'est accrue que modérément pour les hommes, de 7 % dans la génération 1947 à 11 % à partir de la génération 1968 (Thierry 1993 ; Prioux 2005) (figure 14). La hausse depuis la génération 1947 de la part des individus qui ne se marient jamais est donc beaucoup plus sensible que la hausse de la part des individus qui ne se mettent jamais en couple, ce qui tend à indiquer que, même si les individus se marient de moins en moins, une part de cette baisse de la nuptialité a été compensée par le fait que les individus cohabitent de plus en plus.

Figure 14. Part des individus n'ayant jamais vécu en couple avant 50 ans – France, générations 1930-1971

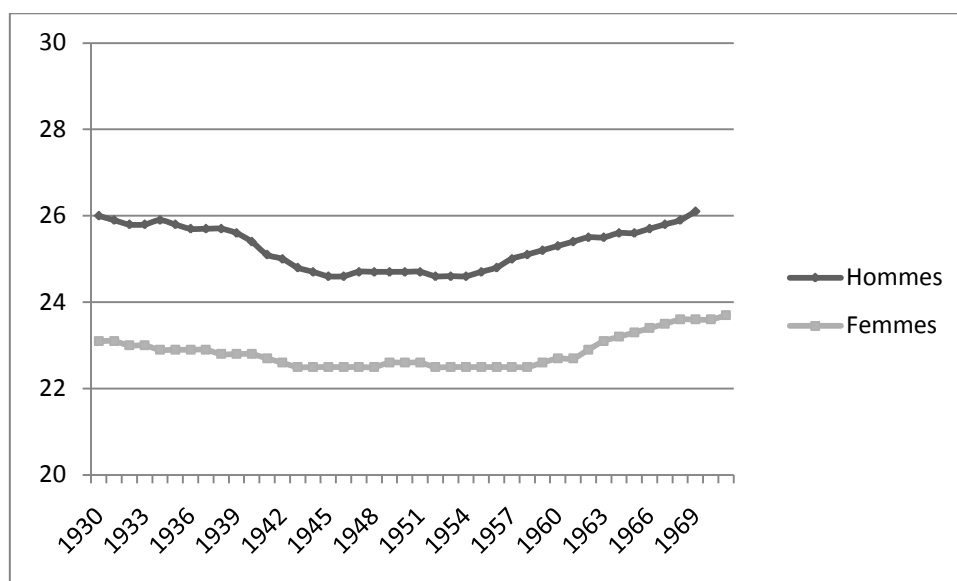


Source : Prioux 2005 (enquête Étude de l'histoire familiale 1999).

De même, l'âge moyen à la première mise en couple (mariée *ou non*) ne s'est accru récemment que de façon sensiblement moins prononcée que l'âge moyen au premier mariage (Thierry 1993 ; Prioux 2005) (figure 15). Alors que – comme nous l'avons vu – l'âge moyen des femmes à leur premier mariage a été repoussé de 4,2 années entre les générations 1946 et 1967, l'âge moyen des femmes à leur première union n'a été repoussé que de 1,2 année entre les mêmes générations, ce report datant d'ailleurs plutôt des générations du milieu des années 1950 voire du début des années 1960 que de la génération 1947 ou alentour. De même, alors que l'âge moyen des hommes à leur premier mariage a été reporté de 4,6 années entre les générations 1946 et 1967, l'âge moyen des hommes à leur première union n'a été repoussé que de 1,3 année entre ces générations, ce report datant là encore des générations du milieu des années 1950. La hausse depuis les générations 1946 ou 1947 de l'âge moyen au premier mariage est donc beaucoup plus sensible que la hausse de l'âge moyen à la première mise en couple, ce qui tend à indiquer que, même si c'est de plus en plus tard que les individus se

marié, une part de ce report du mariage a été compensée par le fait que les individus cohabitent de plus en plus avant de se marier.

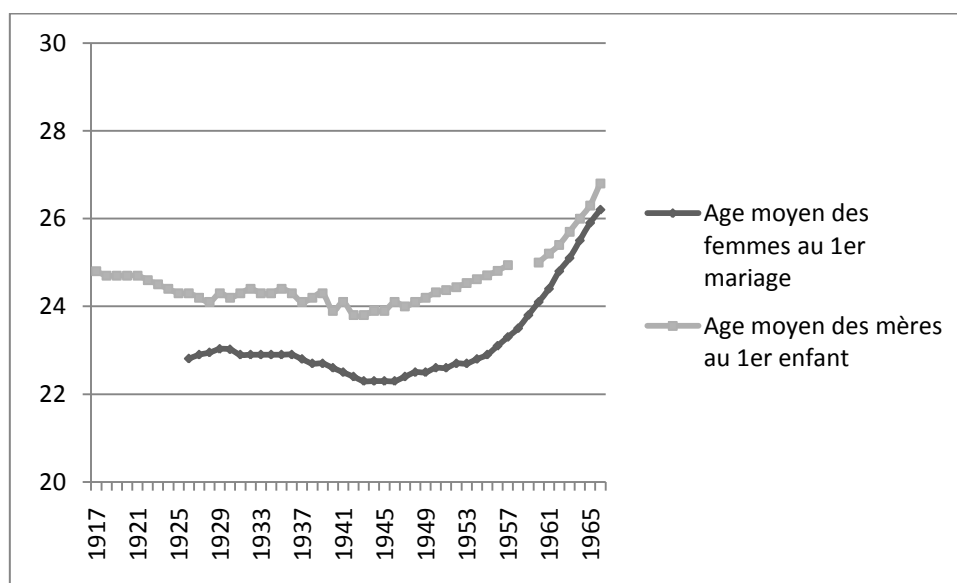
Figure 15. Age moyen à la première union – France, générations 1930-1971



Source : Prioux 2005 (enquête Étude de l'histoire familiale 1999).

Le mariage entretenant des liens étroits avec la fécondité, il peut être utile de comparer les évolutions respectives de l'âge des femmes au premier mariage et de l'âge des mères au premier enfant (figure 16). Sans surprise, ces évolutions sont relativement congruentes : de même que l'âge moyen au premier mariage a légèrement décliné jusqu'à la génération 1946 puis crû fortement, l'âge moyen au premier enfant a légèrement décliné au fil des générations du XX^e siècle jusqu'à la génération 1943 avant de remonter très fortement, passant ainsi chez les femmes de 23,8 ans dans la génération 1943 à 26,8 ans dans la génération 1966.

Figure 16. Ages moyens des femmes au premier mariage et des mères au premier enfant – France, générations 1917-1966



Sources : pour l'âge au 1^{er} enfant, Daguet 2002 (générations 1917-1949), Eurostat (générations 1950-1966) ; pour l'âge au 1^{er} mariage, Eurostat (générations 1926-1930), Sardon 2005a (générations 1929-1969, les données des générations 1959 et postérieures étant des estimations).

Résumons-nous. L'histoire de la nuptialité française au fil des générations du XX^e siècle comporte deux phases que l'on peut distinguer de façon relativement claire :

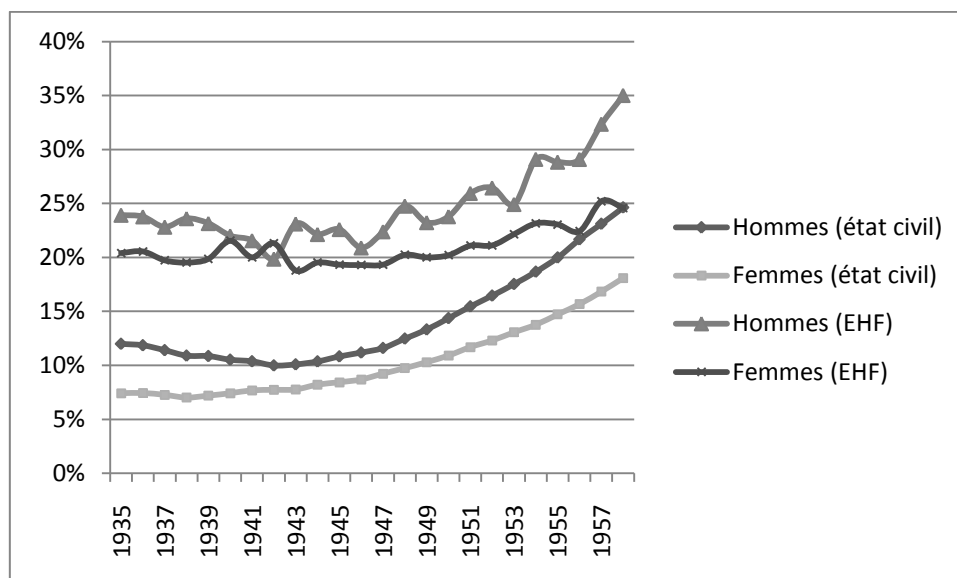
- i. jusqu'aux générations 1946 ou 1947, le célibat définitif tend à fluctuer sans direction claire, et l'âge au premier mariage tend à baisser légèrement : aucune tendance massive ne se dégage ;
- ii. à partir des générations 1946 ou 1947, le célibat définitif et l'âge au premier mariage (ainsi que l'âge à la première maternité) tendent à croître de façon extrêmement forte et/ou rapide ; ces phénomènes, en outre, affectent le mariage beaucoup plus que la mise en couple en général, ce qui implique qu'ils sont partiellement compensés par l'émergence de la cohabitation.

C'est pour en savoir plus sur ce bouleversement des comportements de nuptialité qu'il est nécessaire de recourir à des enquêtes démographiques, plutôt qu'aux seules données d'état civil. Dans cette thèse, nous utilisons l'enquête *Étude de l'histoire familiale* réalisée par l'INSEE en 1999. En effet, comme nous le verrons plus précisément (cf. *infra*, encadré n°12), cette enquête comporte plusieurs avantages par rapport aux autres données disponibles. Ici, nous l'utilisons pour préciser plusieurs évolutions de la formation des couples au fil des générations, et notamment pour distinguer le mariage de la cohabitation. Nous sélectionnons les individus de la génération 1935 (qui ont 64 ans l'année de l'enquête) à la génération 1958

(qui ont 41 ans l'année de l'enquête), ce qui d'un côté nous permet d'analyser le célibat définitif et l'âge au premier mariage aux alentours des générations « charnières » que sont les générations 1946 et 1947, mais d'un autre côté nous contraint à analyser le célibat définitif et l'âge au premier mariage *avant 40 ans*, et non – comme il est d'usage – avant 50 ans. Une telle restriction n'est toutefois pas dommageable puisque les premiers mariages de 40 à 50 ans sont non seulement rares par rapport aux premiers mariages aux autres âges, mais en outre leur fréquence ne s'est pas sensiblement modifiée au fil des générations du XX^e siècle (cf. *supra*, figures 12 et 13).

Avant d'exploiter cette enquête, notons toutefois que son estimation de la nuptialité est loin d'être parfaite, comme cela a déjà été remarqué par les chercheurs qui ont exploité ces données (Delmeire 2005 ; Blayo, Bergouignan 2005). En effet, pour ce qui concerne le célibat définitif, même si les données de l'enquête reflètent bien l'évolution au fil du temps des taux de célibat définitif féminin et masculin – et notamment leur stagnation suivie de leur essor à partir des générations 1946 ou 1947 – ainsi que la supériorité du célibat définitif masculin par rapport au célibat définitif féminin, ces données (telles que nous les traitons) surestiment fortement ces taux au sein de chacune des générations de 1935 à 1958 (figure 17). La raison en est que – pour s'assurer que nous calculons bien ici un taux de célibat définitif à 40 ans, et plus encore pour nos analyses suivantes portant sur l'âge au mariage – nous ne pouvons pas traiter les individus qui n'ont pas renseigné la date de leur mariage (même s'ils ont indiqué qu'ils étaient mariés) comme des individus mariés. Soucieux de conserver un seul et même échantillon pour toutes nos analyses, nous sommes donc ici contraints de surestimer fortement le célibat définitif au sein de chaque génération. Cela dit, des analyses complémentaires indiquant que « les personnes n'ayant pas daté leurs unions ne présentent pas de profil particulier » (Prioux 2005), nous pouvons être confiants que nos analyses portant sur la *composition* des célibataires définitifs ne seront pas biaisées, même si leur part dans la population totale sera fortement surestimée.

Figure 17. Célibat définitif à 40 ans selon la source – France, générations 1935-1958

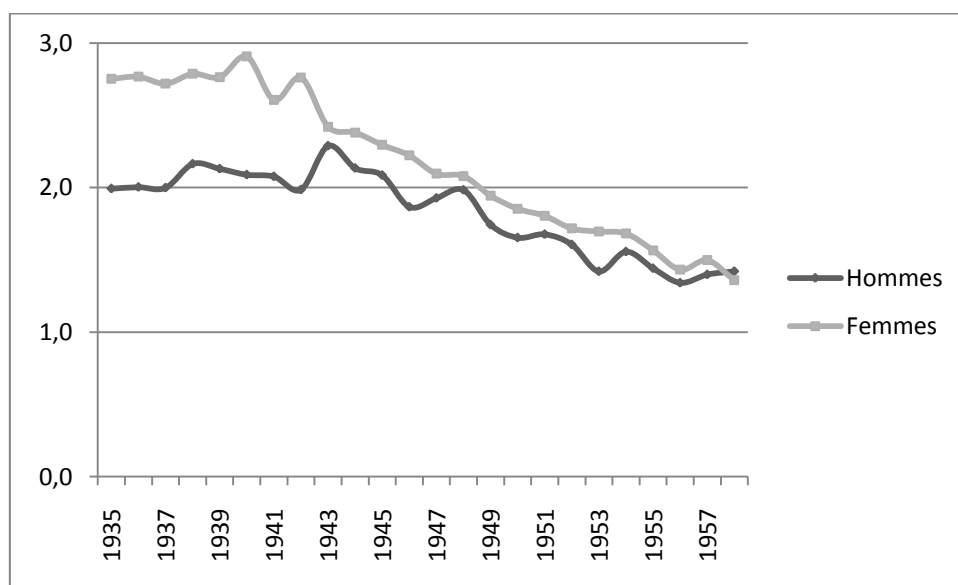


Champ de l'état civil : tous les individus des générations 1935-1958 présents en France lors de leur 40^e année.

Champ EHF : tous les individus des générations 1935-1958 présents en France métropolitaine en 1999, immigrants exclus.

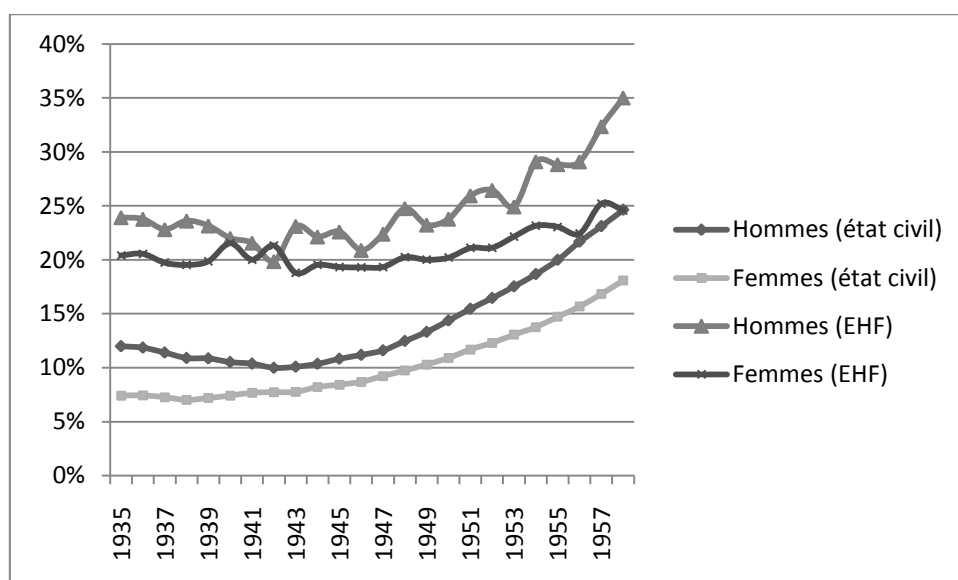
Notons par ailleurs que le degré auquel l'enquête EHF surestime le taux de célibat définitif est supérieur pour les femmes à ce qu'il est pour les hommes, et tend à décroître au fil des générations (figure 18). Cette amélioration de la fiabilité des données au fil des générations pourrait être due au fait qu'au moment de l'enquête (en 1999) les enquêtés ont d'autant mieux renseigné la date de leur mariage que leur mariage était plus récent, et/ou qu'eux-mêmes étaient plus jeunes si bien qu'ils avaient moins de problème de mémoire. Le degré de surestimation du célibat définitif baissant au fil des générations, l'enquête EHF sous-estime donc le degré de hausse du célibat définitif au fil des générations.

Figure 18. Degré de surestimation du célibat définitif à 40 ans dans l'enquête EHF par rapport à l'état civil – France, générations 1935-1958



Pour ce qui concerne l'âge au premier mariage, les données de l'enquête EHF semblent plus satisfaisantes. En l'absence de données d'état civil sur l'âge moyen au premier mariage avant 40 ans (plutôt qu'avant 50 ans), comparons les âges moyens au premier mariage (avant 40 ans) selon l'enquête EHF et (avant 50 ans) selon l'état civil (figure 19). Comme on le voit, ces données sont relativement concordantes même si, encore une fois, l'enquête EHF tend à sous-estimer (légèrement) la hausse de l'âge au premier mariage au fil des générations.

Figure 19. Age moyen au premier mariage selon la source – France, générations 1935-1958



Champ de l'état civil : âge moyen au premier mariage avant 50 ans.

Champ EHF : âge moyen au premier mariage avant 40 ans.

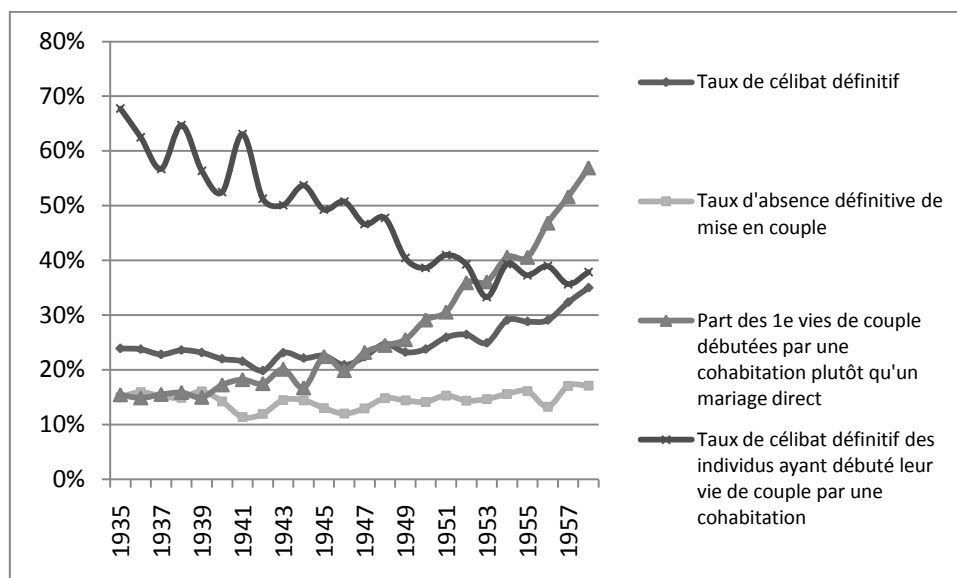
Malgré de telles imperfections, l'enquête *Étude de l'histoire familiale* reste une source de données indispensable pour mieux connaître les modalités par lesquelles la formation des couples s'est transformée en France à partir des générations 1946 ou 1947. Notamment, la grande taille de son échantillon et les questions qu'elle comporte à propos non seulement du mariage mais aussi de la cohabitation, permettent de décomposer, de la génération 1935 à la génération 1958, le « célibat définitif à 40 ans » et « l'âge moyen au premier mariage avant 40 ans ».

Le taux de célibat définitif à 40 ans, ou part des individus qui ne se sont jamais mariés avant 40 ans, peut logiquement se décomposer de la façon suivante, en trois éléments :

- i. « le taux d'absence définitive de mise en couple », qui est la part (dans la population totale) des individus qui ne se sont jamais mis en couple ;
- ii. « la part des premières vies de couple débutées par une cohabitation plutôt qu'un mariage direct », qui est la part (dans la population totale) des individus qui se sont mis en couple au moins une fois mais ne se sont pas pour autant mariés directement ;
- iii. « le taux de célibat définitif des individus ayant débuté leur vie de couple par une cohabitation », qui est la part des individus qui se sont mis en couple par une cohabitation et ne se sont jamais mariés.

Si l'on appelle t ce taux de célibat définitif à 40 ans, on a : $t = i + (ii \times iii)$. L'objectif est ici de savoir par quelles modalités le célibat définitif s'est accru en France suite aux générations 1946 ou 1947. Qu'observe-t-on ? Pour ce qui concerne les hommes, la figure 20, qui décompose le célibat définitif masculin avant 40 ans, montre la chose suivante : si le taux de célibat définitif masculin (après avoir stagné) a crû à partir des générations 1946 ou 1947 (le taux de célibat définitif masculin est multiplié entre les générations 1946 et 1958 par 1,7, les données d'EHF concordant sur ce point exactement avec celles de l'état civil), ce n'est *pas* parce que le taux d'absence définitive de mise en couple se serait accru (il ne croît que très modérément au fil des générations), mais bien *parce que* la part des premières mises en couple débutées par une cohabitation s'est accrue très fortement (de 15-16 % dans les générations de la fin des années 1930 à 57 % dans la génération 1958), et *malgré* le fait que le taux de célibat définitif des hommes ayant débuté leur vie de couple par une cohabitation a baissé (de plus de 60 % dans les générations de la fin des années 1930 à moins de 40 % dans les générations des années 1950).

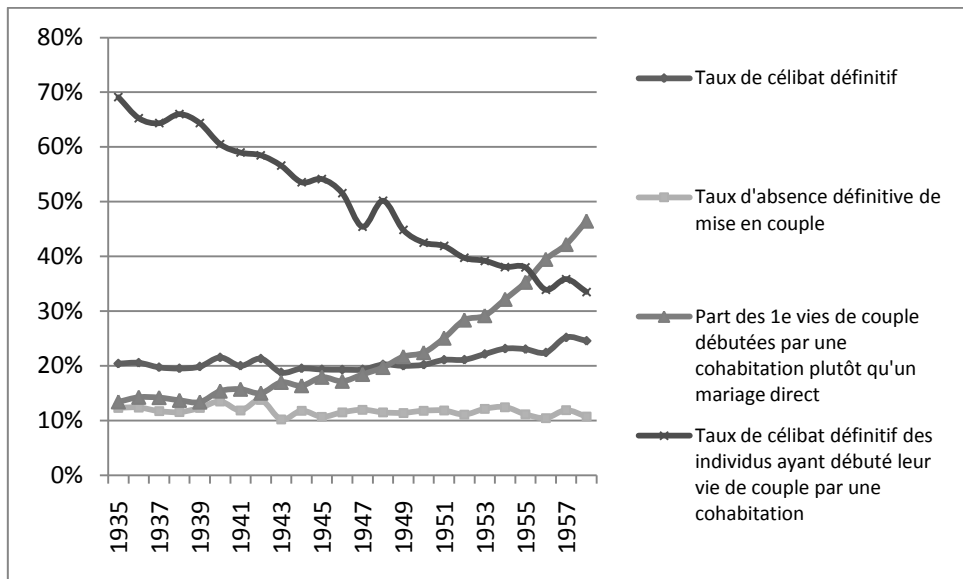
Figure 20. Décomposition du célibat définitif masculin à 40 ans – France, générations 1935-1958



Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrés exclus (EHF).

Pour ce qui concerne les femmes, la figure 21, qui décompose le célibat définitif féminin avant 40 ans, conduit à un constat analogue : si le taux de célibat définitif féminin (après avoir stagné) a crû – légèrement – à partir des générations 1946 ou 1947, ce n'est *pas* parce que le taux d'absence définitive de mise en couple se serait accru (il stagne au fil des générations), mais bien *parce que* la part des premières mises en couple débutées par une cohabitation s'est accrue fortement (bien que moins fortement que chez les hommes (de 14 % dans les générations de la fin des années 1930 à 46 % dans la génération 1958), et *malgré* le fait que le taux de célibat définitif des femmes ayant débuté leur vie de couple par une cohabitation a baissé (de plus de 60 % dans les générations de la fin des années 1930 à moins de 40 % dans les générations des années 1950).

Figure 21. Décomposition du célibat définitif féminin à 40 ans – France, générations 1935-1958



Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrés exclus (EHF).

Les modalités d'essor du célibat définitif à partir des générations 1946 ou 1947 sont donc relativement claires : c'est par le seul biais de la hausse de la part des premières mises en couple *qui ont débuté par une cohabitation* (plutôt que par un mariage direct) que le célibat définitif féminin comme masculin s'est accru.

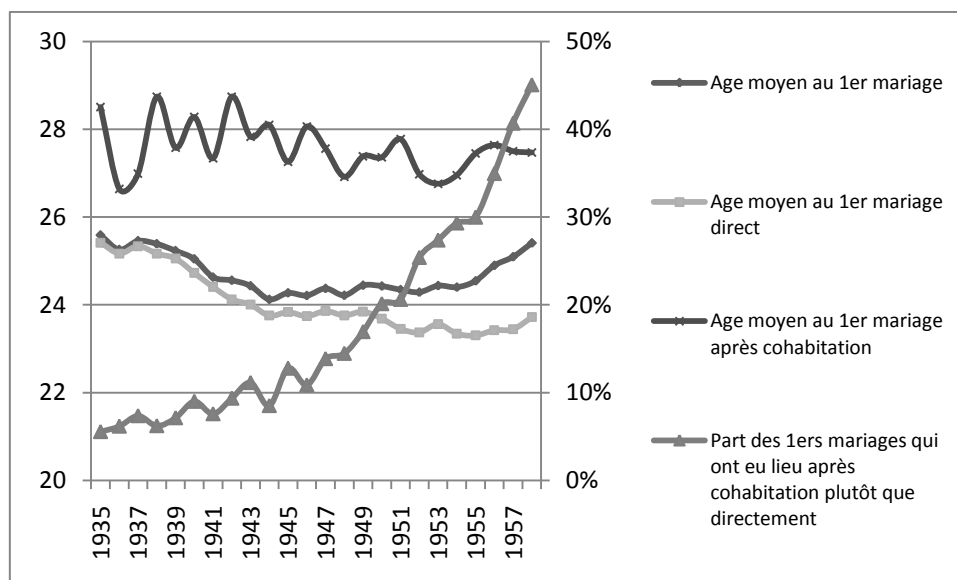
L'âge moyen au premier mariage avant 40 ans peut lui aussi se décomposer logiquement, et ce en deux éléments :

- i. « l'âge moyen au premier mariage direct », qui est l'âge moyen au premier mariage célébré sans cohabitation préalable ;
- ii. « l'âge moyen au premier mariage après cohabitation ».

L'objectif est ici de savoir par quelles modalités l'âge moyen au premier mariage avant 40 ans s'est accru en France suite aux générations 1946 ou 1947. Pour ce qui concerne les hommes, la figure 22, qui décompose l'âge moyen au premier mariage avant 40 ans, montre la chose suivante : si l'âge moyen des hommes au premier mariage (après avoir baissé) a crû à partir des générations 1946 ou 1947, ce n'est *pas* parce que l'âge moyen au premier mariage direct se serait accru (il tend même à baisser légèrement) ni parce que l'âge moyen au premier mariage après cohabitation se serait accru (il stagne autour de 27 ans), c'est parce que les hommes qui se marient le plus tard sont ceux qui se marient après cohabitation (plutôt que directement) et que la part des hommes qui ne se sont mariés pour la première fois qu'après

cohabitation s'est très fortement accrue (de 6 % dans la génération 1935 à 11 % dans la génération 1946 et surtout à 45 % dans la génération 1958).

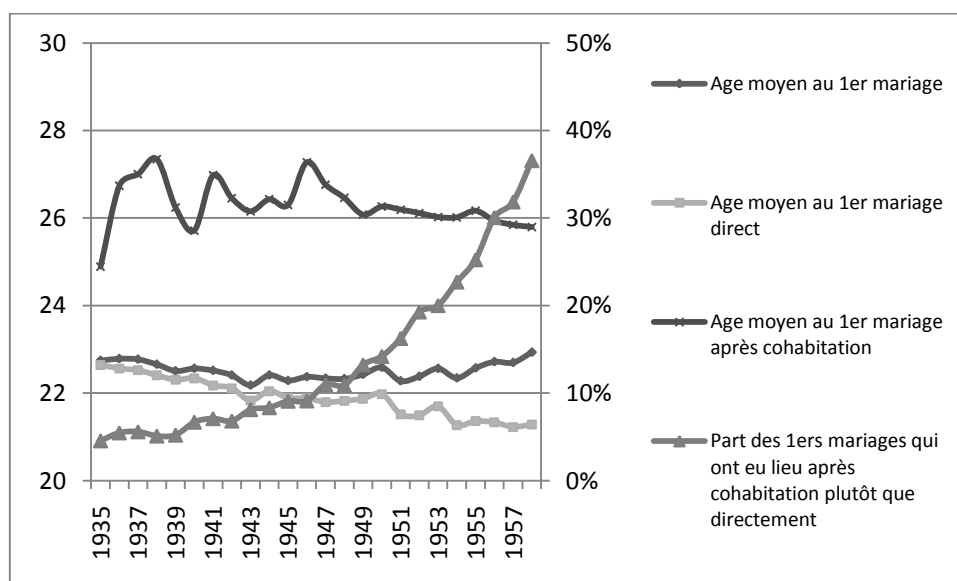
Figure 22. Décomposition de l'âge moyen des hommes au premier mariage avant 40 ans – France, générations 1935-1958



Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrés exclus (EHF).

Pour ce qui concerne les femmes, la figure 23, qui décompose l'âge moyen au premier mariage avant 40 ans, conduit là encore à un constat analogue : si l'âge moyen des femmes au premier mariage (après avoir légèrement baissé) a légèrement crû à partir des générations 1946 ou 1947, ce n'est *pas* parce que l'âge moyen au premier mariage direct se serait accru (bien au contraire il baisse au fil des générations, de 21,8 ans dans la génération 1946 à 21,2 ans dans la génération 1958) ni parce que l'âge moyen au premier mariage après cohabitation se serait accru (il stagne autour de 26 ans, voire tend à baisser légèrement), c'est parce que les femmes qui se marient le plus tard sont celles qui se marient après cohabitation (plutôt que directement) et que la part des femmes qui ne se sont mariées pour la première fois qu'après cohabitation s'est très fortement accrue (de 5 % dans la génération 1935 à 9 % dans la génération 1946 et surtout à 37 % dans la génération 1958).

Figure 23. Décomposition de l'âge moyen des femmes au premier mariage avant 40 ans – France, générations 1935-1958



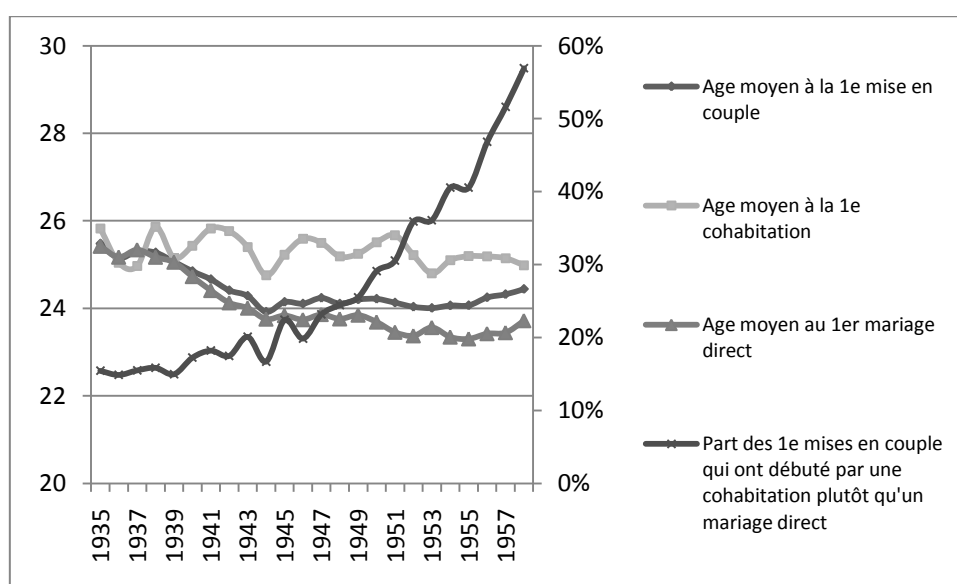
Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrés exclus (EHF).

Les modalités d'essor de l'âge au premier mariage à partir des générations 1946 ou 1947 sont donc, encore une fois, relativement claires : c'est par le seul biais de la hausse de la part des premiers mariages *qui n'ont eu lieu que suite à une cohabitation* (plutôt que directement) que l'âge moyen des femmes comme des hommes au premier mariage s'est accru. Cette observation est établie de façon solide, puisqu'elle est fondée sur les estimations par l'enquête EHF des âges au premier mariage – dont on a vu qu'ils étaient proches des âges au premier mariage rapportés par l'état civil –, et que ces estimations concordent pour les femmes et les hommes. Par ailleurs, cette observation concorde avec le fait qu'en Grande-Bretagne aussi, la hausse de l'âge au premier mariage est due à l'essor de la cohabitation – la hausse de l'âge au premier mariage ne s'expliquant en partie par la hausse de l'âge à la première mise en couple qu'à partir des générations nées dans les années 1960 (Ermisch, Francesconi 2000).

Si, pour finir, on élargit l'observation non seulement aux individus qui se sont mariés au moins une fois, mais aussi aux « célibataires définitifs » qui ont cohabité sans jamais se marier (figures 24 et 25), comment se décomposent les âges des femmes et des hommes à la première mise en couple ? Comme on l'a vu, des générations 1947 à 1958 l'âge moyen à la première mise en couple ne varie pas sensiblement. Mais il est à noter que cette stagnation résulte de deux effets contraires : d'un côté, l'âge moyen au premier mariage direct décroît légèrement ; et d'un autre côté, même si l'âge à la première cohabitation n'augmente pas – il stagne –, le fait qu'il reste supérieur à l'âge au premier mariage direct et que la cohabitation

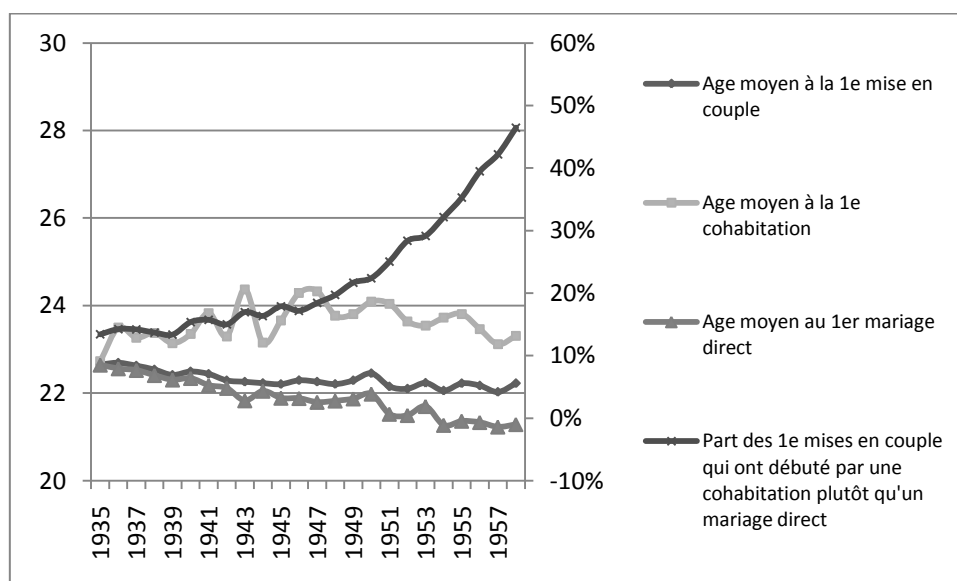
devienne de plus en plus fréquente tend à compenser l'effet de la baisse de l'âge au premier mariage direct. Le phénomène de loin le plus frappant est ici, comme on pouvait s'y attendre au regard des observations déjà réalisées, la forte hausse de la part des premières mises en couple qui ont débuté par une cohabitation plutôt qu'un mariage direct. Chez les hommes (respectivement, les femmes), la part des premières mises en couple qui débutent par une cohabitation plutôt qu'un mariage direct passe, selon l'enquête EHF, de 15 % (13 %) dans la génération 1935 à 23 % (18 %) dans la génération 1947 et surtout à 57 % (46 %) dans la génération 1958.

Figure 24. Décomposition de l'âge moyen des hommes à la première mise en couple avant 40 ans – France, générations 1935-1958



Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrés exclus (EHF).

Figure 25. Décomposition de l'âge moyen des femmes à la première mise en couple avant 40 ans – France, générations 1935-1958



Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrés exclus (EHF).

Résumons-nous. Les modifications majeures de la nuptialité française à partir des générations 1946-1947 se décomposent de façon claire :

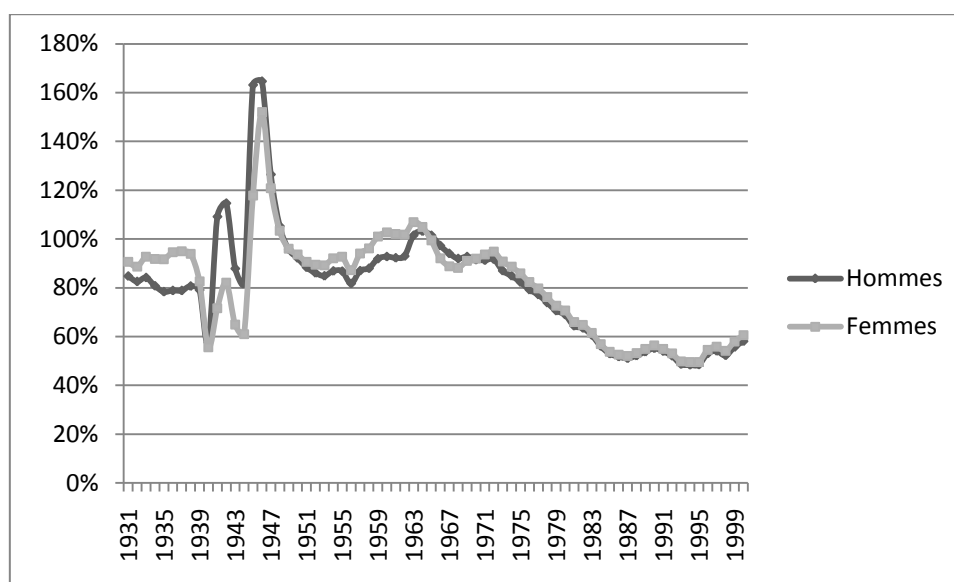
- i. la hausse du célibat définitif est due entièrement à la hausse de la part des premières mises en couple qui ont débuté par une cohabitation plutôt que par un mariage direct ;
- ii. la hausse de l'âge au premier mariage est due entièrement à la hausse de la part des premiers mariages qui n'ont eu lieu que suite à une cohabitation plutôt que directement.

Bref, **c'est par le seul biais de la hausse de la fréquence de la *cohabitation* (sans ou avant mariage) au détriment du *mariage direct* qu'à partir des générations 1946-1947 les générations françaises ont peu à peu réduit l'intensité et reporté le calendrier de leur **primo-nuptialité**.** La question qui se pose, dès lors, est la suivante : pourquoi, à partir des générations 1946-1947, les Français ont-ils choisi de cohabiter de plus en plus souvent plutôt que de se marier directement, ce qui les a conduits à se marier de moins en moins souvent et de plus en plus tard ? C'est précisément la question à laquelle nous cherchons une réponse dans la prochaine section. Mais avant cela, affinons nos observations en décrivant la nuptialité française non plus au fil des générations mais au fil des périodes.

2.1.1.2. Au fil des périodes

Au fil des années du XX^e siècle (figure 26), l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité connaît un pic majeur en 1945-1947 lors du rattrapage des mariages non célébrés pendant la Seconde Guerre Mondiale. Si l'on omet ces variations de court terme, les phénomènes majeurs que l'on observe sont les suivants : suite à cette guerre l'intensité de la primo-nuptialité se maintient à un niveau élevé (aux alentours de 95 %) jusqu'en 1963-1964 et même jusqu'en 1972, avant de baisser fortement à partir de 1973. Pour ce qui concerne cet indicateur de nuptialité, on peut donc considérer que la seconde moitié du XX^e siècle comporte deux périodes distinctes : une période de nuptialité forte et relativement stable, de l'après-guerre jusqu'à 1963-1964 et même 1972, et une période de nuptialité fortement déclinante puis stabilisée à un niveau faible, de 1973 à 2000.

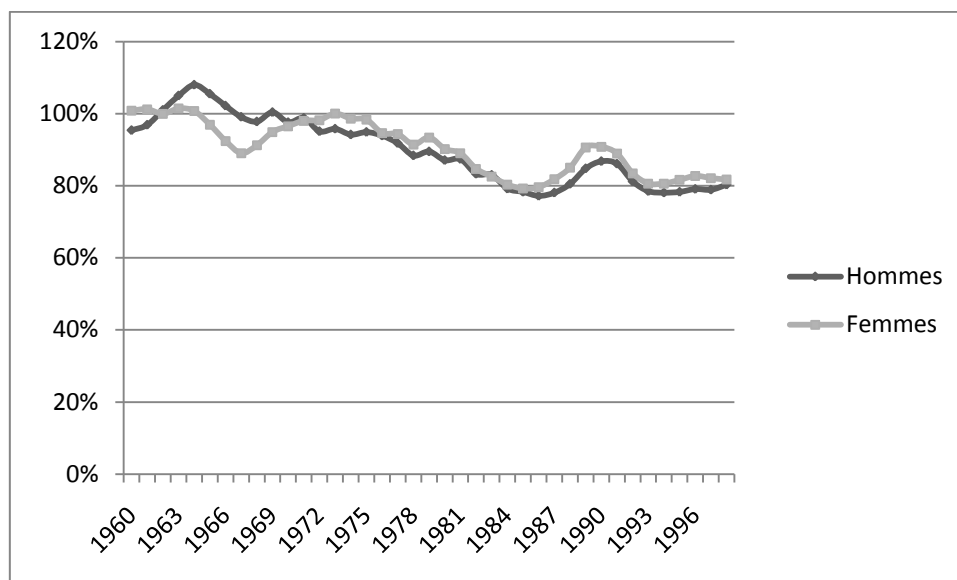
Figure 26. Indicateur conjoncturel de primo-nuptialité – France, 1931-2000



Sources : Lery 1975 (années 1931-1945), Sardon 2005a (années 1946-2000).

Comme on pouvait s'y attendre étant donné les observations que nous avons réalisées au fil des générations, cette baisse de l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité ne se retrouve que dans une mesure très amoindrie si l'on décrit non plus les évolutions de la seule nuptialité mais celles de la mise en couple marié *ou* *cohabitant*. En effet, alors que du début des années 1960 à la fin des années 1990 l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité perd presque 50 % de sa valeur, lors de la même période l'indicateur conjoncturel de première union ne perd que 20 % de sa valeur (figure 27). Encore une fois, cela tend à indiquer que même si les individus se marient de moins en moins, une part de cette baisse de la nuptialité a été compensée par le fait que les individus cohabitent de plus en plus.

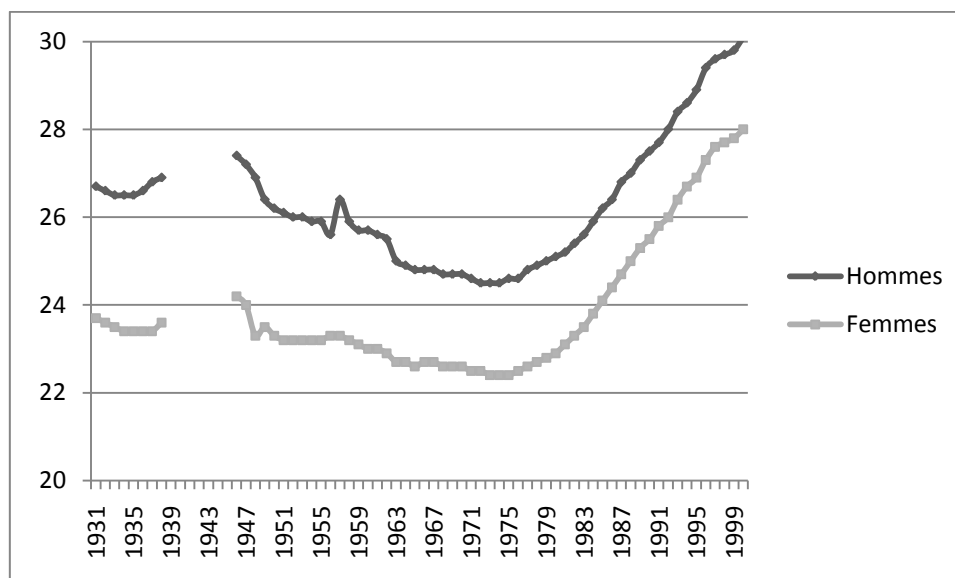
Figure 27. Indicateur conjoncturel de première union – France, 1960-1998



Source : Prioux 2005 (enquête Étude de l'histoire familiale 1999).

Au fil des années du XX^e siècle, l'âge moyen au premier mariage a baissé jusqu'en 1975 pour les femmes comme pour les hommes, avant de croître fortement jusqu'en 2000 (figure 28). Pour les femmes par exemple, l'âge moyen au premier mariage était de 23,7 ans en 1931, puis il a baissé jusqu'à 22,4 ans en 1973-1975, pour monter jusqu'à 28,2 ans en 2000. Pour ce qui concerne cet indicateur aussi, on admettra donc que la seconde moitié du XX^e siècle peut être séparée en deux périodes : une période durant laquelle l'âge au premier mariage devient de plus en plus précoce, de l'après-guerre au début des années 1970, puis une période durant laquelle l'âge au premier mariage devient – et ce, à un rythme accéléré – de plus en plus tardif, du début des années 1970 à l'année 2000.

Figure 28. Age moyen au premier mariage – France, 1931-2000



Sources : Lery 1975 (années 1931-1938), Sardon 2005a (années 1946-2000).

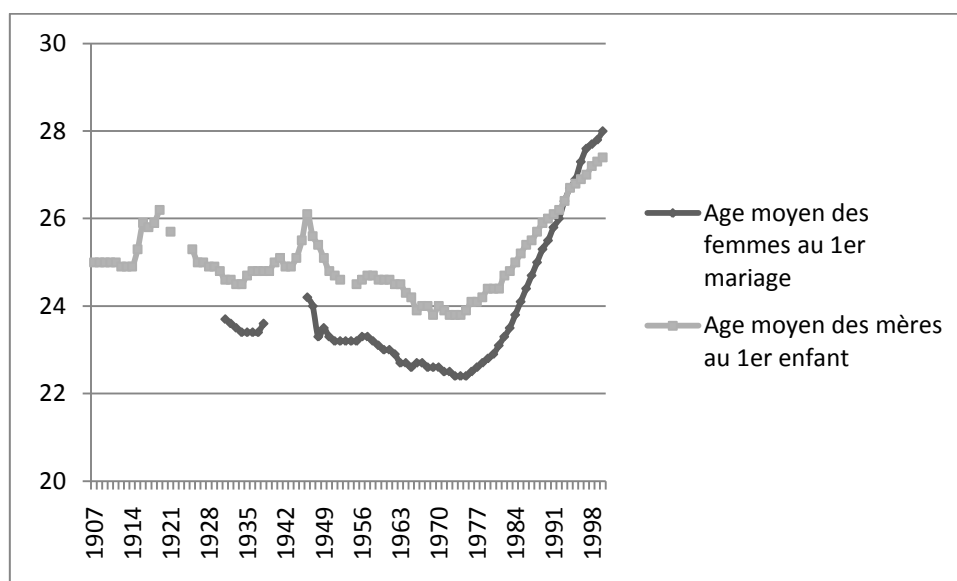
Même si l'on ne dispose pas de séries statistiques longues portant directement sur la part des mariages ou des mises en couple formées chaque année qui ont débuté par une cohabitation plutôt que par un mariage direct, tout indique que c'est à partir de la première moitié des années 1970 – en même temps que commence à baisser l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité et que commence à augmenter l'âge au premier mariage – que se diffuse la cohabitation. Comme l'ont montré certains démographes, la proportion des mises en couple qui débutent par une cohabitation plutôt que par un mariage direct passe de 10 % à 90 % entre 1965 et 1995 (Toulemon 1996) (et, parmi les unions commencées avant 30 ans, cette proportion passe de moins de 20 % en 1968 à 65 % en 1980 (Villeneuve-Gokalp 1990)), mais plus précisément c'est en 1978 que la cohabitation devient la modalité majoritaire de première mise en couple (Toulemon 1996). C'est donc bien au début des années 1970 que se trouvent les « années charnières », de même que c'était dans les générations 1946 ou 1947 que se trouvaient les « générations charnières » de la primo-nuptialité française du XX^e siècle.

Comme nous l'avons vu (encadré 10), au début des années 1970 les membres des fractions les plus défavorisées du monde ouvrier pratiquaient déjà – et depuis longtemps – la cohabitation. Toutefois, les comportements de cohabitation qui se développent à partir du début des années 1970 constituent une véritable nouveauté non seulement parce que c'est seulement à partir du début des années 1970 que la plupart des couples – et non seulement une petite fraction d'entre eux – débutent leur vie à deux par une cohabitation plutôt qu'un mariage direct, mais en outre parce qu'à partir du début des années 1970 les couples qui sont le plus attirés par la cohabitation ne sont plus les membres du *lumpenproletariat* mais, tout au

contraire, des étudiants et des individus aux origines sociales plutôt favorisées. Par exemple, en 1977 parmi les individus mariés de 18-29 ans, la « cohabitation pré-nuptiale » avait été la plus fréquente, dans l'ordre décroissant, chez les étudiants, puis les professions libérales et les cadres supérieurs, puis les cadres moyens, puis les employés et les ouvriers, et enfin les agriculteurs ; la cohabitation était plus fréquente, aussi, chez les individus d'origine sociale (mesurée par la profession du père) profession libérale ou cadre plutôt que cadre moyen, ou encore employé, ou plus encore ouvrier ou, enfin, agriculteur (Roussel, Bourguignon 1978).

Dans la seconde moitié du XX^e siècle, l'âge moyen des mères à leur premier enfant baisse tout d'abord parallèlement à l'âge moyen des femmes au premier mariage (il passe de 24,8 ans en 1950 à 23,8 ans en 1972-1974), avant de croître à un rythme soutenu, mais sensiblement moins soutenu que l'âge au premier mariage (il passe de 23,8 ans en 1972-1974 à 27,4 ans en 2000) (figure 29). Une conséquence de cet état de fait est qu'alors qu'en 1974 l'âge moyen des mères à leur premier enfant dépassait l'âge moyen au premier mariage (de 1,4 année), en 2000 c'est l'âge moyen des femmes à leur premier mariage qui dépassait celui des mères à leur premier enfant (de 0,6 année).

Figure 29. Ages moyens des femmes au premier mariage et des mères au premier enfant – France, 1907-2000



Sources : pour l'âge au 1^{er} enfant, Daguet 2002 (années 1907-1984, les âges de 1907 à 1965 étant estimés à partir des seules naissances légitimes), Prioux 2005 (années 1985-2000) ; pour l'âge au 1^{er} mariage, Lery 1975 (années 1931-1938), Sardon 2005a (années 1946-2000).

Résumons-nous. L'histoire de la nuptialité française au fil des années du XX^e siècle comporte deux phases que l'on peut distinguer de façon relativement claire :

- i. jusqu'au début des années 1970, la propension à se marier fluctue à un niveau élevé, et l'âge au premier mariage tend à baisser légèrement ;

- ii. à partir du début des années 1970, la propension à se marier tend à décroître et l'âge au premier mariage (ainsi que l'âge à la première maternité) à croître de façon extrêmement forte et rapide ; la baisse de l'indicateur conjoncturel, en outre, affecte le mariage beaucoup plus que la mise en couple en général, ce qui implique qu'elle est partiellement compensée par l'émergence de la cohabitation.

2.1.2. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité dans les autres pays occidentaux

La France n'est bien évidemment pas le seul pays du monde dont la formation des couples s'est profondément transformée dans la seconde moitié du XX^e siècle. Globalement, les mêmes évolutions – hausse du célibat définitif et de l'âge au premier mariage, essor de la cohabitation et (comme nous le verrons) essor des naissances hors mariage – sont observées dans la plupart des autres pays occidentaux, les différences majeures entre pays étant des différences d'intensité et de calendrier de ces transformations.

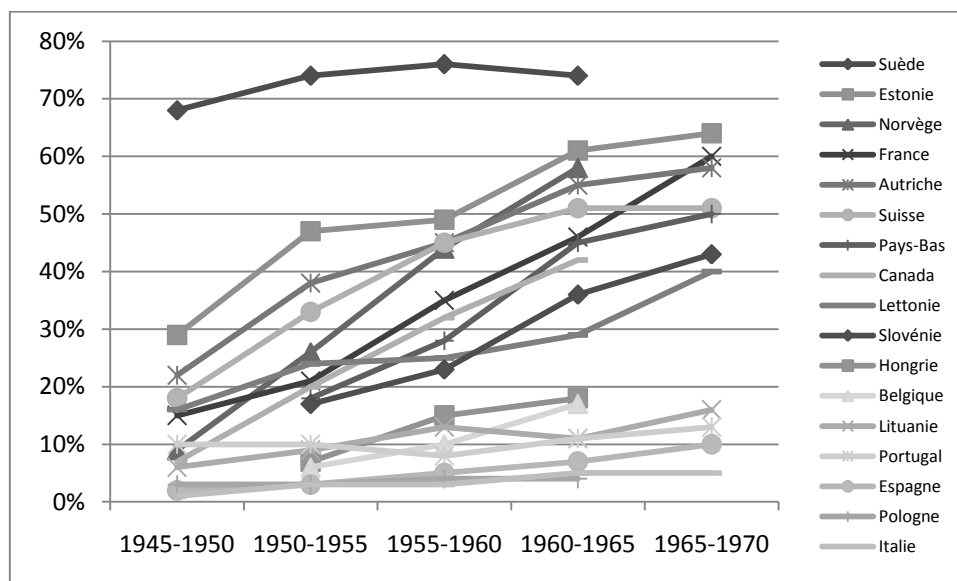
2.1.2.1. Au fil des générations

Pour éviter de multiplier les graphiques, nous ne présentons pas ici les évolutions du célibat définitif ou de l'âge au premier mariage au fil des générations – elles sont globalement conformes aux phénomènes observés en France, selon un calendrier que nous verrons ci-dessous. Présentons toutefois l'évolution de la cohabitation dans les pays pour lesquels de telles données sont disponibles.

Comme on le voit (figure 30), la part des femmes qui, à 25 ans, sont entrées dans une cohabitation a crû des générations nées dans les années 1940 aux générations nées dans les années 1970 dans la plupart des pays (ces pays sont rangés, dans la légende, dans l'ordre de la prévalence de la cohabitation dans les générations 1960-1965). Notons que la Suède forme un cas très particulier, puisque dès les générations nées en 1945-1950 plus des deux tiers des femmes ont cohabité plutôt que de se marier directement ; à l'inverse, les pays méditerranéens et/ou fortement catholiques – Italie, Espagne, Portugal, Pologne – n'ont que peu été marqués par cet essor de la cohabitation, comme le confirment des analyses portant sur les années 1990 (Kiernan 2001). Après la Suède, c'est en Estonie que la cohabitation est – depuis longtemps – la plus fréquente, ce qui pourrait en partie s'expliquer par le fait que dans ce pays non

seulement les femmes sont depuis longtemps en surplus relatif⁷⁶ – si bien qu’elles auraient plus de mal que dans les autres pays à imposer aux hommes leur préférence pour des unions relativement engageantes –, mais en outre que l’interruption volontaire de grossesse y est accordée de façon relativement libérale⁷⁷ – si bien que pour les femmes le coût d’une grossesse sans engagement du conjoint serait relativement faible.

Figure 30. Part des femmes entrées dans une cohabitation à 25 ans – pays occidentaux, générations 1945-1970



Source : Nations Unies 2003.

2.1.2.2. Au fil des périodes

L’indicateur conjoncturel de primo-nuptialité et l’âge au premier mariage ayant évolué au fil du temps de façon proche au sein de chaque pays, nous ne présentons ici que ce dernier indicateur. Et comme les âges au premier mariage des femmes et des hommes au sein de chaque pays ont eux aussi évolué de façon proche, nous ne présentons ici cet indicateur que pour les femmes.

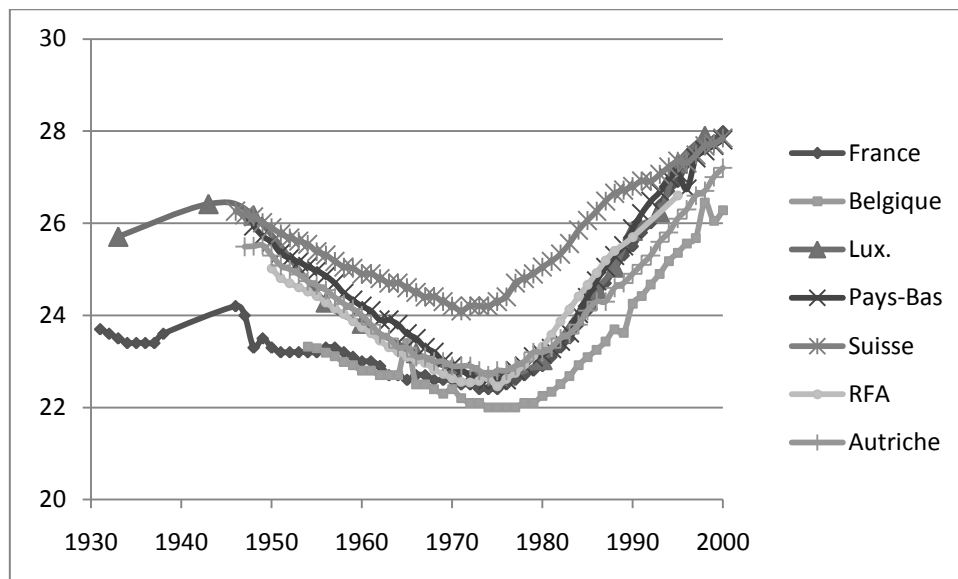
Dans les pays d’Europe de l’Ouest, l’âge des femmes au premier mariage a globalement baissé des années 1950 jusque vers 1975, avant de remonter fortement (figure 31). C’est la Suisse qui, longtemps, a connu l’âge au premier mariage le plus élevé en Europe de l’Ouest mais, on le voit, la tendance générale observée dans les pays d’Europe de l’Ouest est la même

⁷⁶ L’Estonie compte, pour 100 hommes, 118,7 femmes en 1970 et 116,9 femmes en 2000, ce qui à ces deux dates en fait (après la Lettonie) le deuxième pays occidental dans lequel le surplus relatif de femmes est le plus fort (Eurostat ; Mitchell 2003).

⁷⁷ L’Estonie compte, pour 100 naissances vivantes, 188,6 interruptions volontaires de grossesse en 1970 (ce qui en fait après l’URSS le deuxième pays occidental dans lequel les IVG sont les plus fréquentes) et 97,5 interruptions volontaires de grossesse en 2000 (ce qui en fait après la Russie et la Roumanie le troisième pays occidental dans lequel les IVG sont les plus fréquentes) (Monnier 1988 ; Sardon 2004).

que celle qui a été observée en France. De ce point de vue, le cas français – que nous avons décrit en détail – est typique de l’Europe de l’Ouest.

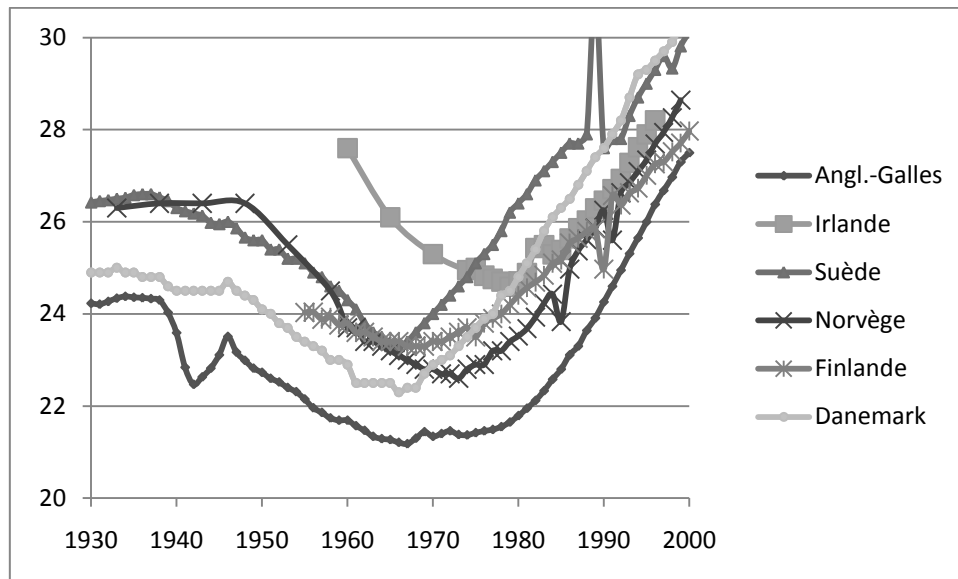
Figure 31. Age moyen des femmes au premier mariage – Europe de l’Ouest, 1930-2000



Sources : Sardon 2005 (France), Sardon 1992 (Belgique des années 1954-1959, Pays-Bas des années 1948-1959, Suisse des années 1946-1959, RFA des années 1950-1988), Eurostat (Belgique, Pays-Bas, Suisse et Autriche des années 1960-2000, Autriche des années 1947-1959), Kuepie 2002 (Luxembourg), Nations Unies 2003 & Conseil de l’Europe 2003 (RFA des années 1990 et suivantes)

En Europe du Nord aussi l’âge des femmes au premier mariage a globalement baissé avant de remonter, mais dans la plupart de ces pays la remontée s’est amorcée plus précocement qu’en Europe de l’Ouest, aux alentours de 1970 (figure 32).

Figure 32. Age moyen des femmes au premier mariage – Europe du Nord, 1930-2000

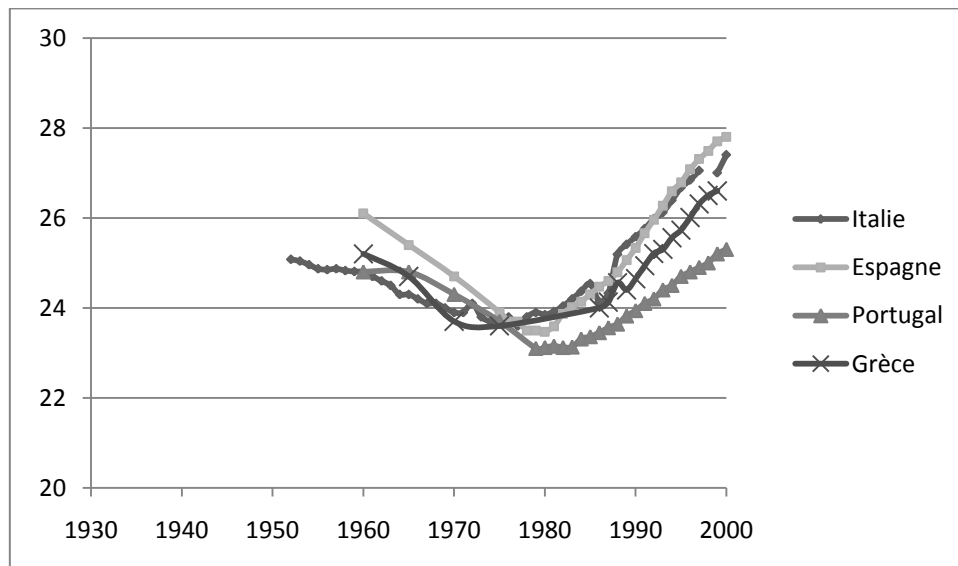


NB : pour l'Angleterre-Galles, c'est l'âge médian au premier mariage.

Sources : Office for National Statistics (Angleterre-Galles), Eurostat (Irlande, Finlande des années 1960-2000), Lund University Macroeconomic and Demographic Database (Suède), Statistics Norway (Norvège), Sardon 1992 (Finlande des années 1955-1959), Statistics Denmark (Danemark).

En Europe du Sud aussi l'âge au premier mariage a baissé avant de remonter, mais la remontée s'est amorcée plus tardivement qu'en Europe de l'Ouest, vers 1980 (figure 33).

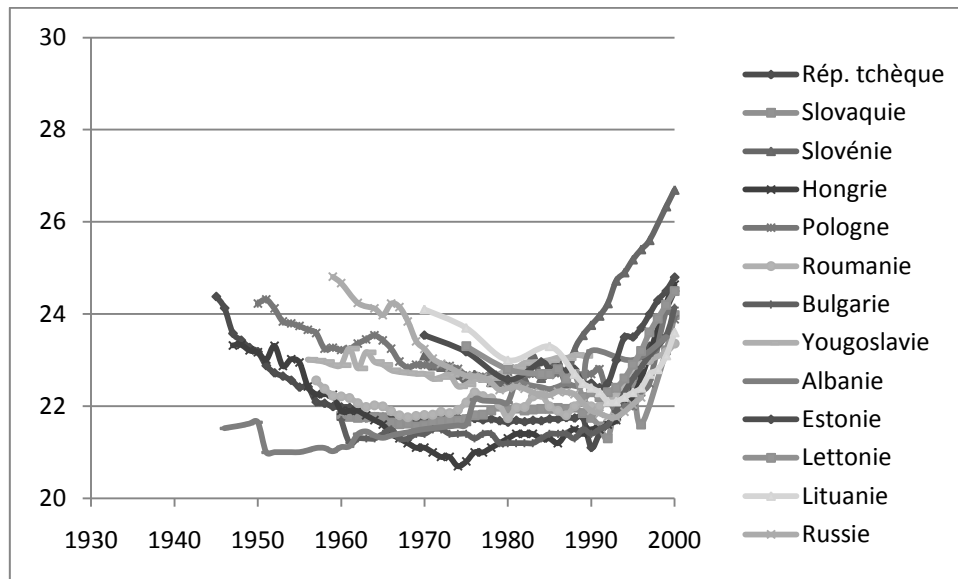
Figure 33. Age moyen des femmes au premier mariage – Europe du Sud, 1930-2000



Sources : Eurostat ; Sardon 1992 (Italie des années 1952-1959).

En Europe de l'Est, enfin, l'âge des femmes au premier mariage a évolué de façon relativement variable selon les pays jusqu'aux années 1990, avant de croître (figure 34).

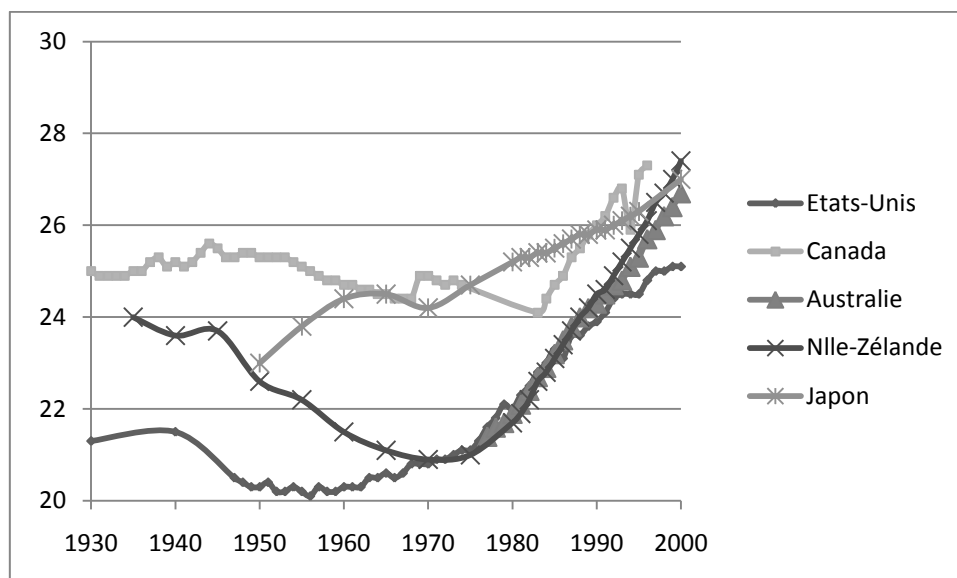
Figure 34. Age moyen des femmes au premier mariage – Europe de l'Est, 1930-2000



Sources : Sardon 1992 (République tchèque des années 1945-1989, Hongrie des années 1947-1959, Pologne des années 1950-1988, Roumanie des années 1957-1984, Yougoslavie des années 1956-1989, Albanie des années 1945-1989), Eurostat (République tchèque des années 1990-2000, Slovaquie, Slovénie, Hongrie des années 1960-2000, Pologne des années 1989-2000, Roumanie des années 1985-2000, Bulgarie, Albanie des années 1996-2000, Estonie, Lettonie, Lituanie des années 1986-2000), Nations Unies 2003 & Conseil de l'Europe 2003 (Albanie des années 1990-1995, Lituanie des années 1970-1985), Adveev, Monnier 1999 (Russie).

Dans d'autres pays occidentaux ou développés, les tendances sont moins uniformes (figure 35). En Nouvelle-Zélande et – sans doute – en Australie, l'âge moyen des femmes au premier mariage a évolué de façon similaire à ce qui s'est produit en Europe du Nord : il a baissé puis s'est accru à partir de 1970 environ. Les États-Unis et le Canada ne semblent pas avoir connu de mouvement de baisse de l'âge au mariage aussi clair que dans les autres pays, avant de connaître le mouvement de hausse ; pour ce qui concerne les États-Unis, le mouvement de baisse de l'âge au premier mariage a surtout lieu des années 1890 aux années 1930, avant de reprendre dans les années 1940 (Fitch, Ruggles 2001). Le Japon, enfin, a connu une toute autre histoire démographique que les autres pays industrialisés, puisque depuis les années 1950 les femmes n'ont cessé de s'y marier de plus en plus tard.

Figure 35. Age moyen des femmes au premier mariage – autres pays industrialisés, 1930-2000

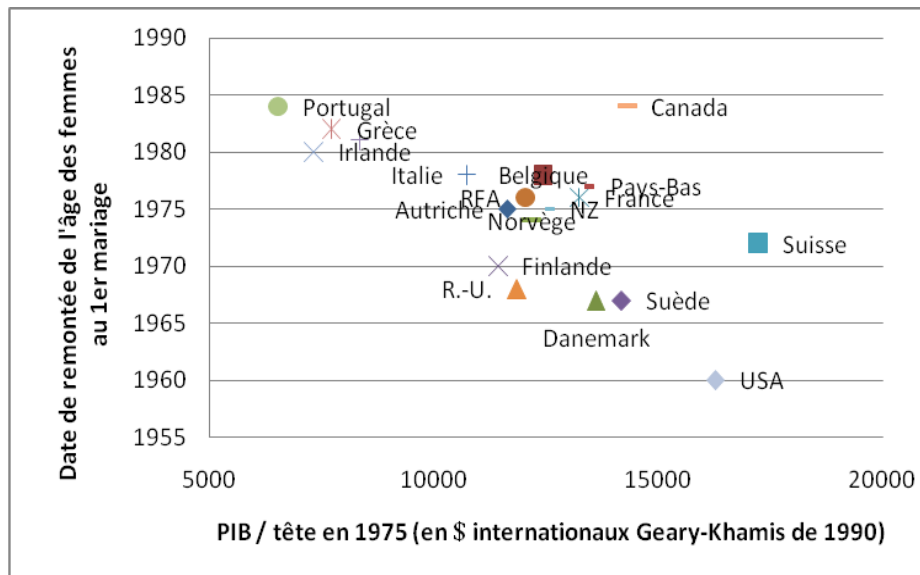


NB : pour les États-Unis, l'Australie et la Nouvelle-Zélande, c'est l'âge médian au premier mariage.

Sources : US Census Bureau (États-Unis), Statistiques Canada (Canada), Australian Bureau of Statistics (Australie), Statistics New Zealand (Nouvelle-Zélande), Statistics Japan (Japon), Eurostat (Japon).

L'âge au premier mariage est donc globalement remonté plus précocement aux États-Unis qu'en Europe du Nord, en Europe du Nord qu'en Europe de l'Ouest, et en Europe de l'Ouest qu'en Europe du Sud. Si l'on rapproche ce calendrier de remontée de l'âge au premier mariage dans les pays occidentaux du niveau de richesse de chacun de ces pays, il apparaît que l'âge au mariage est remonté à partir de dates plus précoces dans les pays plus riches.

Figure 36. Niveau de richesse nationale et date de remontée de l'âge moyen des femmes au premier mariage – pays occidentaux, 1955-1990



Sources : Maddison 2003 (PIB/tête), cf. *supra* (date de remontée de l'âge des femmes au premier mariage).

NB : le coefficient de corrélation de Pearson entre ces deux variables est -0,634**.

Résumons-nous. L'âge au premier mariage dans la plupart des pays occidentaux évolue au fil des années de la seconde moitié du XX^e siècle d'une *façon* similaire à celle qui a été observée en France, mais avec des différences de *calendrier* relativement claires :

- i. dans la plupart des pays occidentaux, de même qu'en France, l'âge au premier mariage, après avoir baissé, croît fortement ;
- ii. la date à partir de laquelle l'âge au premier mariage se met à croître est la plus précoce, outre aux États-Unis (dès les années 1960), en Europe du Nord, en Australie et en Nouvelle-Zélande (vers 1970), puis en Europe de l'Ouest (vers 1975), puis en Europe du Sud (vers 1980), et enfin en Europe de l'Est (vers 1990), c'est-à-dire que l'âge au premier mariage, après avoir baissé, remonte à partir d'une date d'autant plus précoce que le pays est plus riche.

2.1.3. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité : une évaluation empirique de quelques mécanismes explicatifs sur données agrégées

Nous avons vu, dans la première partie de cette thèse, que plusieurs modèles explicatifs dérivés de la théorie du choix rationnel proposaient des explications *a priori* plausibles de la baisse de l'intensité et du report du calendrier de la primo-nuptialité dans les pays occidentaux contemporains. Désormais renseignés sur la datation et les modalités précises de l'apparition

de ces phénomènes en France et dans les autres pays occidentaux, nous pouvons préciser les principaux phénomènes à expliquer :

- i. **Pourquoi**, à partir des alentours des générations 1946-1947 et à partir du début des années 1970 en France, et à partir de générations ou périodes relativement proches dans les autres pays occidentaux, **les individus se mettent-ils à choisir de cohabiter de plus en plus souvent plutôt que de se marier directement**, si bien que le célibat définitif (ou la propension à ne pas se marier) et l'âge au premier mariage augmentent ?
- ii. **Pourquoi** est-ce **à partir des alentours des générations 1946-1947 et à partir du début des années 1970**, plutôt qu'à partir d'autres générations ou périodes, que les Français se mettent à choisir de cohabiter de plus en plus souvent plutôt que de se marier directement ?
- iii. **Pourquoi** est-ce **à partir de dates d'autant plus précoces qu'ils sont plus riches** que les Occidentaux se mettent à choisir de cohabiter de plus en plus souvent plutôt que de se marier directement ?

Examinons dans quelle mesure ces phénomènes agrégés (le premier et le second, qui doivent être expliqués conjointement, et le troisième) pourraient s'expliquer par tel ou tel modèle explicatif présenté en première partie.

2.1.3.1. Le modèle des gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux

Le modèle des gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux prévoit, entre autres choses, que l'enrichissement des individus devrait réduire leur propension à se mettre en couple, parce que l'enrichissement des individus rend pour eux les gains matériels à la mise en couple moins précieux. Couplé au fait que le mariage comporte comme avantage de garantir de façon crédible que les conjoints profiteront de tels gains sur long terme, un tel modèle indique que ce pourrait être l'enrichissement des Occidentaux qui les aurait conduits à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. En effet, l'enrichissement des individus, en réduisant la valeur des gains matériels à la vie en couple, aurait non seulement réduit le volume global de gains de l'union – ce qui aurait accru le risque de rupture – mais aussi accru la composante sentimentale de ces gains – ce qui aurait rendu la qualité de l'appariement moins prévisible –, toutes choses qui auraient incité les individus, par précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement.

Ce modèle explicatif est-il adéquat aux phénomènes empiriques précis que nous avons observés ? D'un côté, ce modèle pourrait expliquer pourquoi les individus des divers pays occidentaux ont commencé à cohabiter à partir de dates d'autant plus précoces qu'ils résidaient dans un pays plus riche. Mais d'un autre côté, ce modèle ne permet pas d'expliquer pourquoi, en France, ce n'est qu'à partir des alentours des générations 1946-1947 et à partir du début des années 1970 que les effets de l'enrichissement des « Trente Glorieuses » se seraient faits sentir sur les modalités de mise en couple. Pourquoi l'enrichissement des Français serait-il allé de pair, pendant les deux décennies 1950 et 1960, avec une baisse de l'âge au mariage ? En l'absence de réponse à cette question, ce modèle explicatif ne peut pas être jugé empiriquement adéquat pour expliquer l'essor de la cohabitation et, par suite, la hausse de l'âge au premier mariage et du célibat définitif.

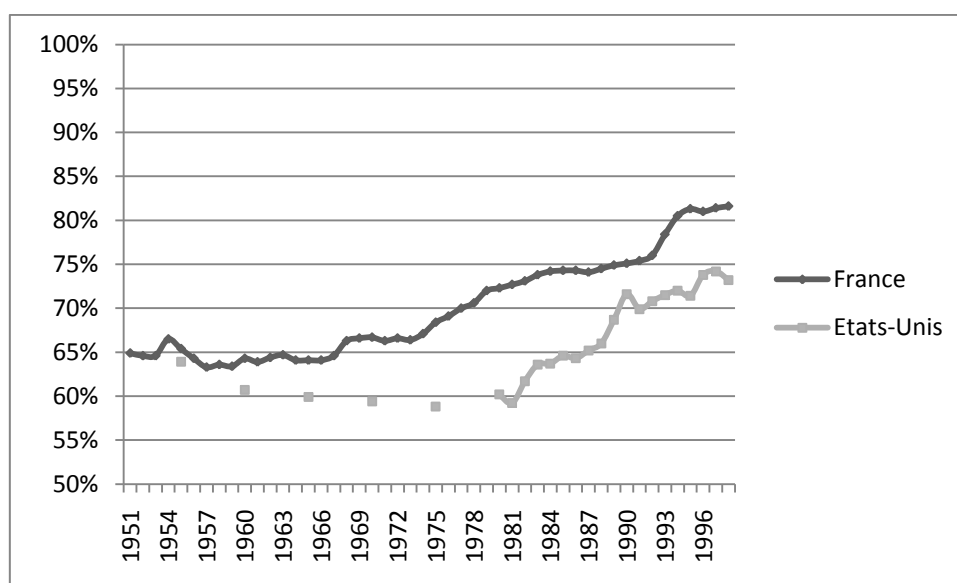
2.1.3.2. Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs

Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints prévoit quant à lui que la hausse des salaires féminins relativement aux salaires masculins (elle-même causée notamment par la tertiarisation de l'économie) devrait réduire la propension des individus à se mettre en couple, parce que la résorption des écarts de salaire entre hommes et femmes réduit l'intérêt qu'ont les conjoints à substituer entre eux les temps productifs qu'ils consacrent aux sphères, respectivement, marchande et domestique. Couplé au fait que seul le mariage permet d'exploiter à plein ce type de gain de l'union – car seul le mariage garantit à l'époux spécialisé dans la production domestique qu'il ne sera pas quitté de façon opportuniste –, un tel modèle indique que ce pourrait être la résorption des écarts de salaire entre hommes et femmes qui aurait conduit les Occidentaux à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. En effet, la résorption des écarts de salaire entre hommes et femmes, en réduisant les gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, aurait non seulement réduit le volume global de gains de l'union – ce qui aurait accru le risque de rupture – mais aussi accru la composante sentimentale de ces gains – ce qui aurait rendu la qualité de l'appariement moins prévisible –, toutes choses qui auraient incité les individus, par précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement.

Ce modèle explicatif est-il adéquat aux phénomènes empiriques précis qui sont observés ? Globalement, non, puisque les salaires féminins relatifs n'ont pas crû de façon analogue à l'âge au premier mariage : en France ils ont commencé à croître dès les années 1950 (même si leur rythme de croissance s'accélère effectivement à partir du début des

années 1970), et aux États-Unis même s'ils ont bien (comme l'âge au premier mariage) décro puis crû, ce n'est qu'à partir du début des années 1980 qu'ils ont augmenté, soit presque vingt années après le début de la hausse de l'âge au premier mariage (figure 37). Par conséquent, ce modèle explicatif ne peut pas être jugé empiriquement adéquat pour expliquer l'essor de la cohabitation.

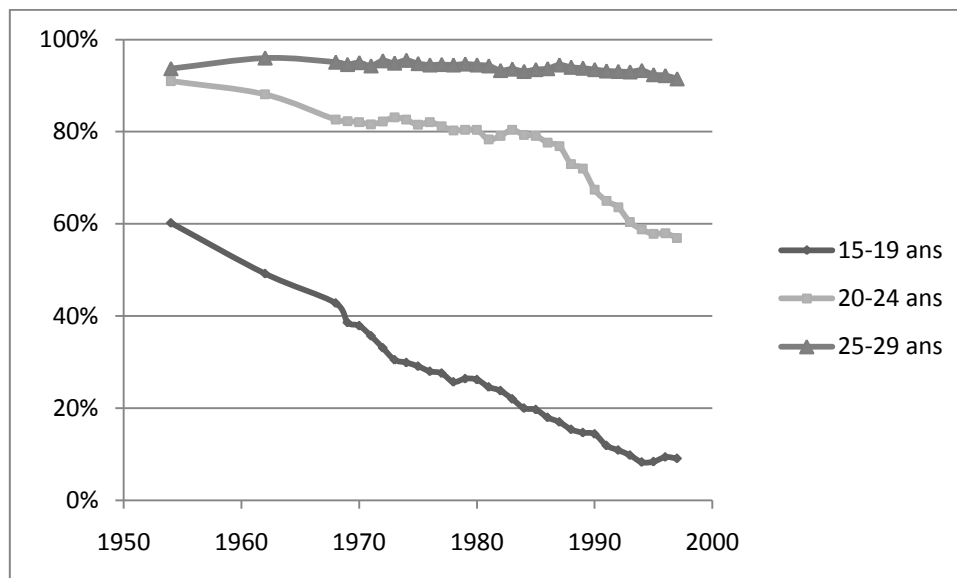
Figure 37. Rapport des salaires féminins aux salaires masculins – France et Etats-Unis, 1951-1998



Sources : Casaccia, Seroussi 2000 (rapport femmes-hommes des salaires annuels nets moyens des salariés à temps complet des secteurs privé et semi-public en France) ; Institute for Women's Policy Research 2007 (rapport femmes-hommes des salaires annuels nets médians des salariés à temps complet aux États-Unis).

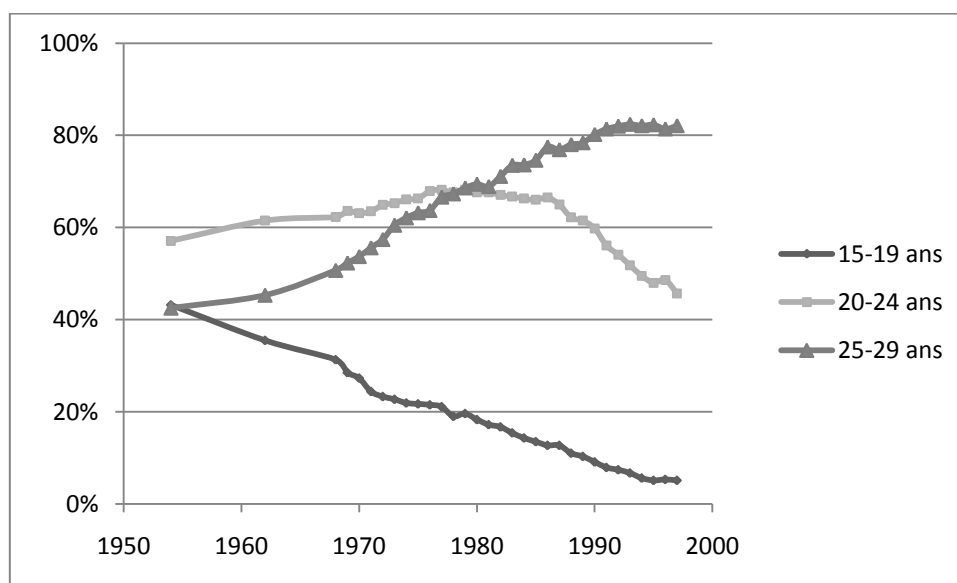
Cela dit, le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints prévoit aussi que la hausse de l'activité professionnelle féminine devrait réduire la propension des individus à se mettre en couple, encore une fois parce qu'elle réduit la mesure dans laquelle les conjoints ont intérêt à substituer leurs temps productifs. Cette seconde variante de ce modèle explicatif est-elle plus adéquate aux phénomènes empiriques précis qui sont observés ? En partie : en France, alors que les évolutions des taux d'activité masculins aux âges jeunes se poursuivaient sans modification notable aux alentours du début des années 1970, le rythme de croissance du taux d'activité féminin – surtout celui des 25-29 ans, et dans une moindre mesure celui des 20-24 ans – s'accélérait aux alentours du début des années 1970, soit la période à partir de laquelle commence *aussi* à croître la cohabitation au détriment du mariage direct (figures 38 et 39).

Figure 38. Taux d'activité masculin par âge – France, 1954-1997



Source: Bordes, Gonzalez-Demichel 1998, p. 45.

Figure 39. Taux d'activité féminin par âge – France, 1954-1997

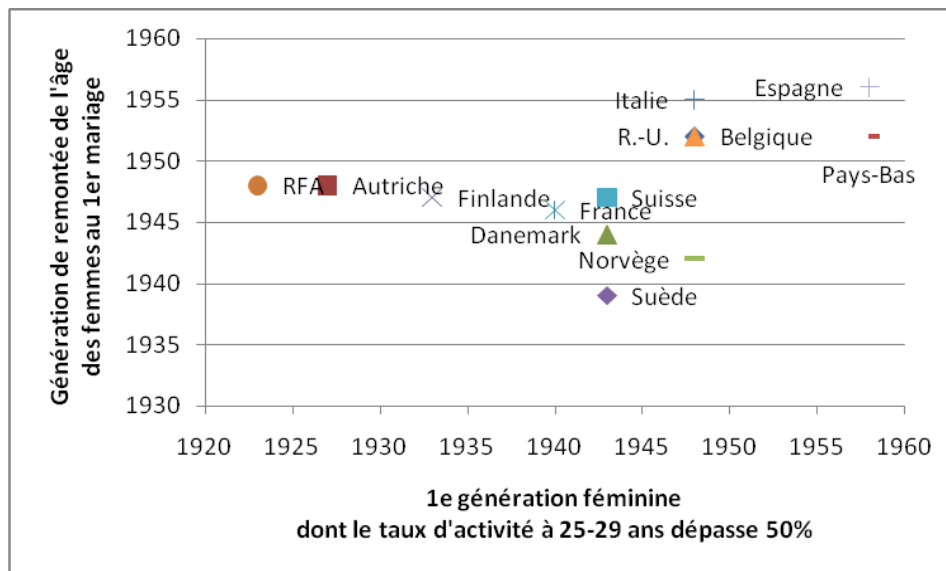


Source: Bordes, Gonzalez-Demichel 1998, p. 45.

Si la hausse de l'activité professionnelle des femmes s'était produite plus précocement dans les pays plus riches, elle pourrait aussi permettre d'expliquer pourquoi c'est dans les pays les plus riches que les individus se sont mis à cohabiter en premier. Qu'en est-il ? De fait, comme l'indique la figure 40, l'âge au premier mariage dans les pays occidentaux a remonté d'autant plus précocement que le taux d'activité professionnelle des femmes de 25-29 ans a atteint 50 % plus précocement. Cela dit, la corrélation entre ces deux variables est relativement faible (0,232), si bien que – même si cette faiblesse pourrait en partie être

attribuée à des différences de calcul du taux d'activité professionnelle entre les recensements des divers pays – ce test peut difficilement être jugé probant.⁷⁸

Figure 40. Taux d'activité féminin et remontée de l'âge moyen des femmes au premier mariage – pays occidentaux, générations 1920-1960



Sources : Bureau international du travail 1990 et site Internet du Bureau international du travail (taux d'activité par génération et par âge), Eurostat & Sardon 1992 (âge au premier mariage par génération).

NB : le coefficient de corrélation de Pearson entre ces deux variables est 0,232.

2.1.3.3. Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des rendements croissants

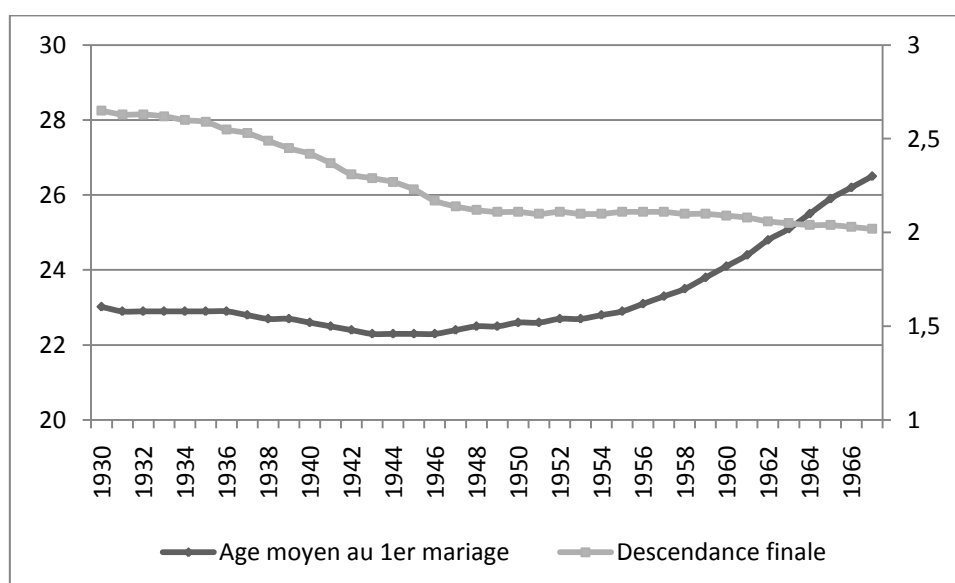
Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des rendements croissants à la production domestique prévoit quant à lui que la réduction du temps de travail domestique permise par la baisse de la fécondité et par l'acquisition d'appareils électroménagers devrait réduire la propension des individus à se mettre en couple, parce que la réduction du temps de travail domestique réduit pour chaque individu l'intérêt qu'il y a soit à se spécialiser soit à laisser son conjoint se spécialiser dans la production domestique de façon à y devenir plus performant. Couplé au fait que seul le mariage permet d'exploiter à plein les rendements croissants à la production domestique – car seul le mariage garantit à l'époux spécialisé dans la production domestique qu'il ne sera pas quitté de façon opportuniste –, un tel modèle indique que ce pourrait être la baisse de la fécondité et la mise à disposition à moindre coût d'appareils électroménagers qui auraient conduit les Occidentaux à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. En effet, la baisse de la fécondité et la mise à disposition à moindre coût

⁷⁸ Notons que l'apparente précocité de l'essor de l'activité professionnelle des femmes en Allemagne et en Autriche pourrait peut-être s'expliquer par l'essor de l'activité professionnelle des femmes consécutif à la mobilisation des hommes lors de la Seconde Guerre Mondiale.

d'appareils électroménagers auraient non seulement réduit le volume global de gains de l'union – ce qui aurait accru le risque de rupture – mais aussi accru la composante sentimentale de ces gains – ce qui aurait rendu la qualité de l'appariement moins prévisible –, toutes choses qui auraient incité les individus, par précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. En d'autres termes, au fur et à mesure que le niveau de production domestique de chacun dépendait de moins en moins étroitement du fait de se trouver dans un couple marié, les gains de la cohabitation par rapport à ceux du mariage auraient crû, d'où une hausse de la cohabitation au détriment du mariage.

Ce modèle explicatif est-il adéquat aux phénomènes empiriques précis qui sont observés ? Concernant la baisse de la fécondité, en France les générations 1946-1947 ne marquent pas de retournement de tendance manifeste (même si la descendance finale, qui baisse fortement depuis la génération 1930, baisse moins fortement à partir des alentours des générations 1946-1947 (figure 41)), et le début des années 1970 ne marque pas de rupture manifeste non plus (c'est dès 1964 que l'indicateur conjoncturel de fécondité commence à chuter). Dans les autres pays occidentaux non plus, on n'observe pas de lien clair entre le calendrier de la baisse de la descendance finale et celui de la hausse de l'âge au premier mariage. Par conséquent, cette première version de ce modèle explicatif ne peut pas être jugée empiriquement adéquate pour expliquer l'essor de la cohabitation.

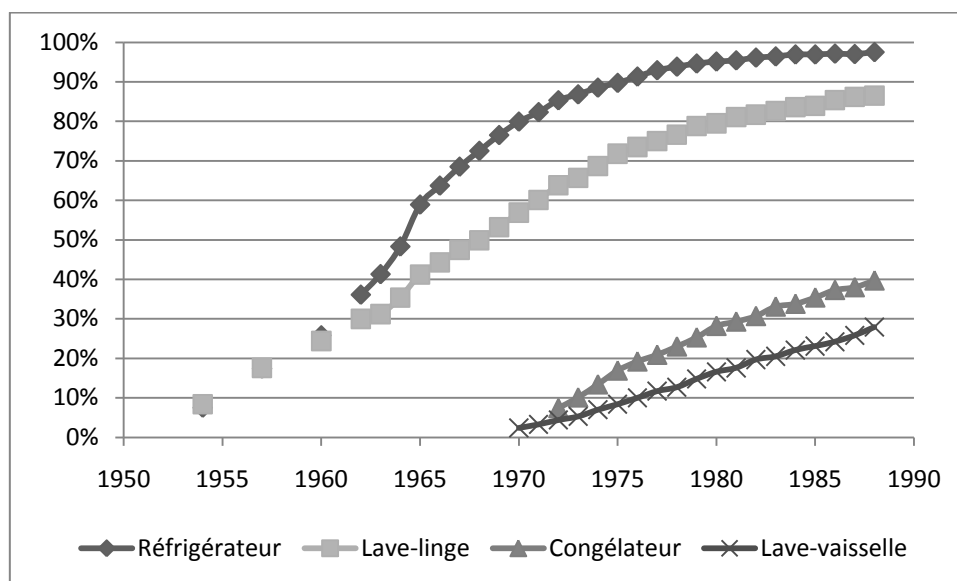
Figure 41. Descendance finale et âge moyen au premier mariage – France, générations féminines 1930-1967



Sources : Sardon 2005a (âge moyen au premier mariage), Dagnet 2002 (descendance finale des générations 1930-1949), Blayo, Bergouignan 2005 (descendance finale des générations 1950-1967).

Concernant la hausse du taux d'équipement des ménages en appareils électroménagers, elle pourrait permettre d'expliquer pourquoi c'est dans les pays les plus riches – ceux dont les habitants ont pu se permettre d'acheter de tels biens le plus tôt – que les individus se sont mis à cohabiter en premier, mais il s'agit là d'une explication qu'il est difficile de tester empiriquement. En France, c'est dans les années 1960 surtout que la hausse du taux d'équipement des ménages en appareils électroménagers est marquée (figure 42), si bien qu'on ne peut pas non plus considérer que cette seconde version de ce modèle explicatif ait joué un rôle évident dans l'essor de la cohabitation.

Figure 42. Taux d'équipement des ménages en appareils électroménagers – France, 1954-1988



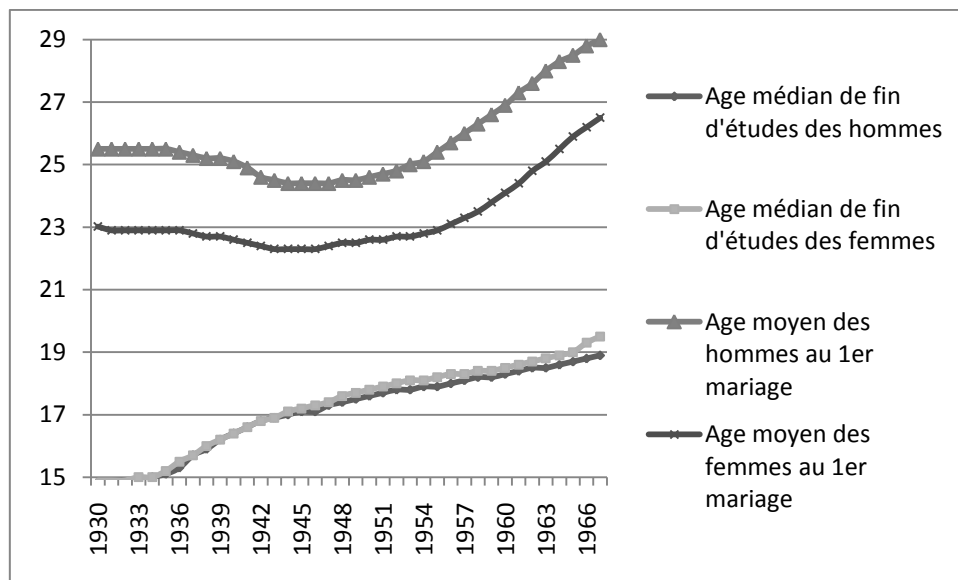
Source : INSEE 1990.

2.1.3.4. Le modèle de calendrier de la mise en couple

Les modèles de calendrier de la mise en couple prévoient, entre autres choses, que l'augmentation de la durée des études devrait reporter l'âge à la mise en couple et au mariage, parce que les étudiants sont incités à attendre l'obtention de leur diplôme pour se mettre en couple avec un conjoint à leurs yeux plus désirable que celui qu'ils peuvent obtenir sans ce diplôme. En ce sens, ce pourrait être l'augmentation de la durée des études qui aurait conduit les Occidentaux à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. En effet, la prolongation des études, en reportant les âges auxquels les individus acquièrent certaines des caractéristiques qui les rendent désirables aux yeux de leurs conjoints potentiels, et en reportant les âges auxquels les individus acquièrent certains de leurs goûts en matière de choix du conjoint, aurait rendu la qualité des appariements précoces moins prévisible, ce qui aurait incité les individus, par précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. Ce modèle explicatif est-il adéquat aux phénomènes empiriques précis qui sont observés ?

En France, l'âge médian de fin d'études (ainsi que la durée moyenne des études, ici non reproduite) n'a cessé de croître au fil des générations du XX^e siècle (figure 43), et ni les générations 1946-1947 ni le début des années 1970 ne marquent de rupture manifeste, si bien que là encore ce modèle explicatif ne peut pas être jugé empiriquement adéquat pour expliquer l'essor de la cohabitation.

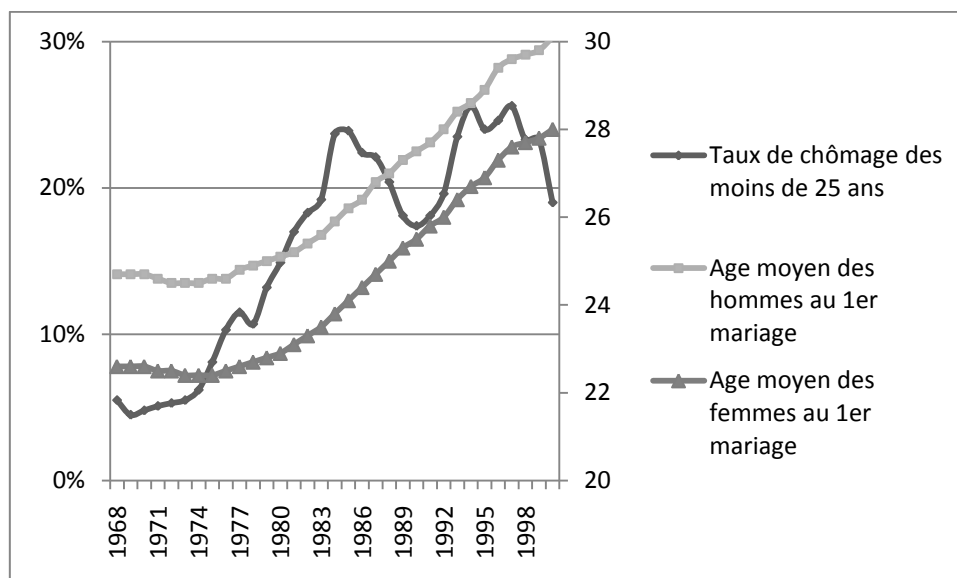
Figure 43. Age médian de fin d'études et âge moyen au premier mariage – France, générations 1930-1967



Sources : Prioux 2005 (âge médian de fin d'études), Sardon 2005a (âge moyen au premier mariage).

Cela dit, les modèles de calendrier de la mise en couple prévoient aussi que la hausse du taux de chômage – et particulièrement du taux de chômage des jeunes – devrait reporter l'âge à la mise en couple et au mariage, encore une fois parce que les actifs sont incités à attendre l'obtention d'un emploi (relativement stable si possible) pour se mettre en couple avec un conjoint à leurs yeux plus désirable que celui qu'ils peuvent obtenir sans cet emploi. Cette variante de ces modèles explicatifs est-elle plus adéquate aux phénomènes empiriques précis qui sont observés ? Comme certains démographes l'ont déjà remarqué (Prioux 2005), il semble que oui : en France, c'est bien à partir du début des années 1970 – donc, en même temps que la cohabitation commençait à se diffuser – que le taux de chômage des jeunes a commencé à augmenter (figure 44).

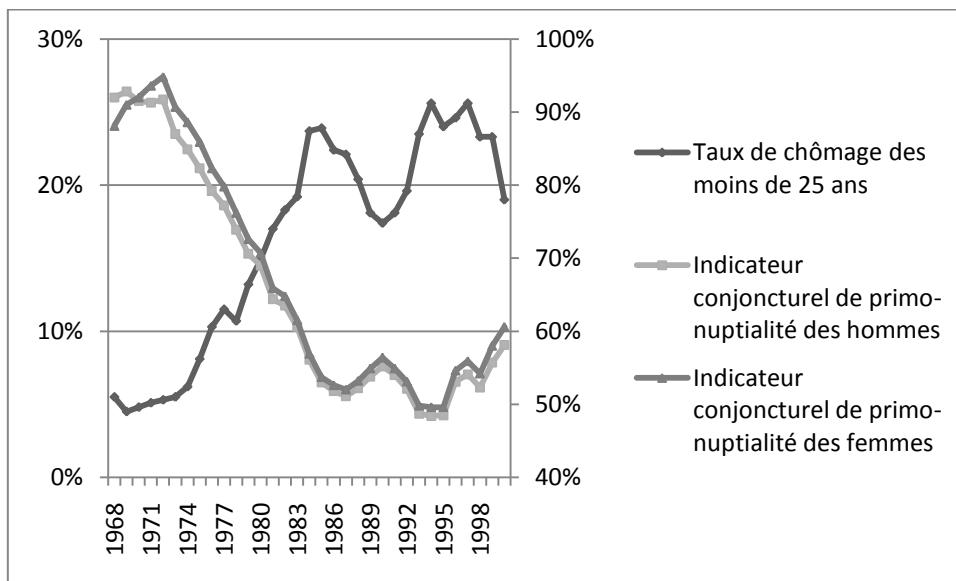
Figure 44. Taux de chômage des jeunes et âge moyen au premier mariage – France, 1968-2000



Sources : INSEE (taux de chômage des moins de 25 ans), Sardon 2005a (âge moyen au premier mariage).

En outre, le taux de chômage des jeunes semble bel et bien négativement lié à l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité, comme si le fait d'être au chômage dissuadait les jeunes gens de se marier ou tout du moins les incitait à reporter leur mariage (figure 45). Ainsi, l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité des femmes comme des hommes a non seulement baissé jusque vers la moitié des années 1980, quand le taux de chômage des jeunes montait, mais il a aussi légèrement augmenté suite à la baisse du chômage des jeunes dans la seconde moitié des années 1980, avant de redescendre de 1990 à 1995 alors que le chômage des jeunes remontait, et avant de remonter de nouveau lorsque le chômage des jeunes redescendait. Il peut donc sembler raisonnable d'admettre que cette variante des modèles de calendrier de la mise en couple (qui repose sur les variations de taux de chômage, et non les variations de durée d'études) est empiriquement adéquate pour expliquer l'essor de la cohabitation. C'est d'ailleurs ce qu'indiquait une démographe (qui y ajoute les effets – *a priori* possibles, comme nous l'avons vu, mais empiriquement non démontrés – de l'allongement des études) : « C'est [...] sans doute la conjonction de la montée du chômage et de l'allongement des études qui a joué un rôle important dans le retard de la mise en couple : tandis que la prolongation des études poussait assez régulièrement au retard de la formation des unions, l'évolution du chômage semble en avoir déclenché le mouvement, et en conditionner les accélérations ou les pauses » (Prioux 2005).

Figure 45. Taux de chômage des jeunes (échelle de gauche) et indicateur conjoncturel de primo-nuptialité (échelle de droite) – France, 1968-2000



Sources : INSEE (taux de chômage des moins de 25 ans), Sardon 2005a (indicateur conjoncturel de primo-nuptialité).

Toutefois, s'il est vrai que, dans certains pays occidentaux, l'âge au premier mariage commence à croître suite à la crise économique consécutive au choc pétrolier de 1973-1974 (par exemple il croît en Autriche et en Nouvelle-Zélande à partir de 1975, en France et en RFA à partir de 1976, etc.), c'est loin d'être le cas de tous les pays occidentaux (l'âge au mariage croît aux États-Unis dès les années 1960, en Suède et au Danemark dès 1967, au Royaume-Uni dès 1968, en Finlande dès 1970, en Suisse dès 1972, etc., c'est-à-dire bien avant le début de la crise économique et de la hausse du chômage). En outre, s'il est vrai que, dans certains pays, l'âge au premier mariage ne commence à croître qu'alors que le taux de chômage s'est déjà accru à des niveaux non négligeables (par exemple l'âge au mariage commence à croître en Espagne alors que le taux de chômage a atteint 12,1 %, au Canada alors qu'il a atteint 11,2 %, en Belgique alors qu'il a atteint 7,9 %, etc.), c'est loin d'être le cas de tous les pays occidentaux (l'âge au mariage commence à croître en Nouvelle-Zélande alors que le taux de chômage est de 0,4 %, en Suisse alors qu'il est de 0,8 %, en Norvège, en Suède et en Finlande alors qu'il est de moins de 2 %, etc.) (Mitchell 1993). Par conséquent, même si cette variante des modèles de prospection peut apparaître empiriquement adéquate pour expliquer l'essor de la cohabitation en France, elle est clairement inadéquate pour expliquer pourquoi l'essor de la cohabitation dans de nombreux pays anglo-saxons ou nordiques a débuté avant l'essor du chômage.

2.1.3.5. Le modèle de la pilule

Le modèle des gains de l'union issus des relations sexuelles et le modèle des gains du mariage issus de l'investissement dans les enfants, enfin, prévoient que la mise à disposition de méthodes contraceptives fiables (comme la pilule anticonceptionnelle et le stérilet) ainsi que de l'interruption volontaire de grossesse (IVG) devrait réduire la propension des individus à se marier plutôt qu'à cohabiter, parce qu'en libérant les femmes de la crainte de concevoir et de mettre au monde un enfant non désiré par elles – notamment du fait que l'enfant n'étant pas désiré par son géniteur elles devraient l'élever seules –, de telles innovations auraient réduit pour les femmes l'intérêt qu'il y a à se marier plutôt qu'à cohabiter. Il convient ici de préciser le contenu de ce modèle explicatif (proposé dans Akerlof *et al.* 1996), mais pour ne pas en alourdir l'exposé restreignons-nous à comprendre les possibles conséquences de l'introduction de la « pilule » sur les modalités de mise en couple. Selon le modèle proposé par Akerlof, Yellen et Katz, la pilule, en réduisant le risque de conception inopportune – c'est-à-dire le risque de conception non désirée par la mère (« un enfant, si je veux, quand je veux ») –, réduit pour les femmes le coût des relations sexuelles hors mariage (plutôt que dans le mariage), ce qui à son tour réduit pour les femmes mais aussi pour les hommes les gains du mariage par rapport à la cohabitation.⁷⁹

D'une part, les femmes qui prennent désormais la pilule n'ayant plus à craindre une conception inopportune, elles ont moins intérêt qu'auparavant – lorsque la pilule était indisponible – à conditionner des relations sexuelles à un mariage préalable ou, tout du moins, à des promesses de mariage en cas de conception. En effet, pour ces femmes, à quoi bon s'assurer par le mariage contre les conséquences d'un risque qui désormais n'existe plus ? Parce que ce biais, c'est donc en libérant les femmes de la crainte séculaire des conceptions inopportunes que la pilule les aurait incitées à profiter des gains de la cohabitation plutôt que de ceux – amoindris – du mariage.

D'autre part, les femmes qui, malgré la mise à disposition de la pilule, ne prennent pas la pilule ont toujours à craindre une conception inopportune, et ont donc toujours autant intérêt qu'auparavant à conditionner des relations sexuelles à un mariage préalable. Mais, désormais mises en concurrence sur le marché sexuel et matrimonial avec des femmes qui – parce qu'elles prennent la pilule – acceptent des relations sexuelles hors mariage, ces femmes ne parviennent plus autant qu'auparavant à imposer aux hommes leur préférence pour des unions relativement engageantes. Pour les hommes, à quoi bon consentir à se marier pour

⁷⁹ L'IVG, elle, réduit le risque de *naissance* inopportune, ce qui a le même effet de réduire le coût des relations sexuelles hors mariage ; sur ce point, cf. Klerman 2001.

obtenir des relations sexuelles si désormais, grâce à la pilule, certaines femmes ne l'exigent plus ? Par ce biais, c'est donc en réduisant le pouvoir de négociation des femmes face aux hommes que la pilule aurait conduit les couples à profiter des gains – disproportionnellement masculins – de la cohabitation plutôt que de ceux du mariage. En d'autres termes, la mise à disposition de la pilule, en accroissant l'offre féminine de relations sexuelles, aurait réduit leur « prix » : désormais, pour obtenir des relations sexuelles, les hommes n'ont plus à payer le prix de l'engagement par le mariage (Akerlof *et al.* 1996).

En réduisant le volume global de gains du mariage par rapport à la cohabitation – d'abord pour certaines femmes, et ensuite, mais plus encore, pour les hommes –, la pilule aurait donc accru la propension des couples à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. En outre, en rendant plus difficile la tâche qui consiste, pour les femmes, à évaluer le degré d'intention d'engagement à long terme de leur conjoint – comment savoir, s'il n'accepte pas le mariage, s'il a véritablement l'intention de s'engager, ou si ses déclarations sont feintes ? –, ces conséquences de la mise à disposition de la pilule auraient incité les femmes à éprouver le degré d'intention d'engagement à long terme de leur conjoint *au sein de la cohabitation*. Alors qu'en l'absence de pilule c'est l'acceptation du mariage par l'homme qui permettait à la femme de savoir qu'il ne la quitterait pas de façon opportuniste, depuis l'introduction de la pilule et les conséquences qu'elle a eues sur les modalités de mise en couple c'est la démonstration par l'homme de son amour pour elle (par le biais de diverses « preuves d'amour » fournies au cours de la cohabitation) qui permet à la femme de savoir qu'il ne la quittera pas de façon opportuniste (Rowthorn 2002). C'est ce nouveau rôle dévolu à la cohabitation – lui-même conséquence de l'introduction de la pilule – qui expliquerait en partie la sentimentalisation des relations conjugales : maintenant qu'il est plus difficile pour les femmes d'obtenir une garantie de la stabilité future de leur couple par une voie institutionnelle – le mariage –, il devient plus important que jamais d'obtenir cette garantie par une voie psychologique : l'évaluation du degré d'amour et d'engagement dont les hommes témoignent envers elle au fil de leur vie de couple cohabitant.⁸⁰ Au total, la cohabitation serait donc apparue comme un compromis entre hommes et femmes – un compromis dans lequel l'homme obtient des relations sexuelles à moindres frais en termes

⁸⁰ C'est là l'idée, relativement courante dans les magazines féminins, selon laquelle, pour parvenir à s'attacher un homme hautement désirable, il faut « éviter de l'effrayer » en lui proposant le mariage – car chacun sait que, de toute façon, il refusera –, mais plutôt évaluer de façon informelle son degré d'intention d'engagement et lui faire réaliser que cette intention d'engagement est – malgré ses éventuelles dénégations – réel. Sur ce point, cf. le « quizz » rapporté *supra*, p. 111.

d'engagement et la femme obtient des signaux d'intention d'engagement à long terme à moindres frais en termes de conceptions inopportunes.⁸¹

Encadré 11. La pilule anticonceptionnelle : ses caractéristiques, et l'histoire de sa diffusion en France

La pilule anticonceptionnelle – plus simplement, la « pilule » – est une méthode de contraception hormonale, dont la composition en œstrogène et/ou en progestérone bloque l'ovulation. Par rapport aux autres méthodes de prévention des naissances, la pilule présente plusieurs caractéristiques désirables qui permettent d'expliquer pourquoi elle est devenue si rapidement le mode de contraception préféré des (jeunes) femmes françaises : outre qu'elle est bon marché, aisée d'usage et qu'elle est bien tolérée, si elle est prise régulièrement elle est fiable à près de 100 % (contrairement au retrait ou à la méthode des températures, ou même aux spermicides ou au diaphragme⁸²) tout en étant aisément réversible (contrairement au stérilet, qui pour être retiré, tout comme pour être placé, requiert une intervention médicale), et la décision de commencer ou de continuer à la prendre ainsi que de cesser de la prendre revient à la seule femme qui l'utilise (contrairement au préservatif masculin, qui requiert l'assentiment du partenaire) et peut même être dissimulée (contrairement au préservatif féminin).

L'histoire de la diffusion de la pilule en France est relativement complexe, et doit être replacée dans le double contexte des pratiques contraceptives traditionnelles d'une part, et de la législation sur la mise à disposition des contraceptifs d'autre part. Dans la première moitié du XX^e siècle, la méthode de contraception qui reste la plus courante en France (comme plus généralement en Europe) est le retrait, ou coït interrompu, même si le diaphragme ainsi que d'autres types de barrières vaginales se diffusent peu à peu (Van de Walle 2005 ; sur l'histoire de la contraception en France avant les années 1960 cf. Cahen 2007, et sur l'histoire plus générale de la contraception dans les sociétés humaines cf. Okun 2001). (Notons pour information que par contraste, dans la première moitié du XX^e siècle, les méthodes de contraception les plus courantes aux États-Unis sont les divers types de spermicides (Van de Walle 2005).) C'est d'ailleurs par le biais du retrait que la France a, de la fin du XVIII^e siècle aux années 1930, accompli sa transition de fécondité ; c'est implicitement à cette méthode que fait référence Moheau lorsqu'il écrit, dès 1778, dans ses *Recherches et considérations sur la population de la France*, que « déjà ces funestes secrets, inconnus à tout animal autre que l'homme, ces secrets ont pénétré dans les campagnes ; on trompe la nature jusques dans les villages. »

Jusque dans les années 1960, la législation française sur les dispositifs contraceptifs est marquée par la loi du 31 juillet 1920. Adoptée suite à la saignée de la Première Guerre Mondiale en vue d'accroître la fécondité française, cette loi réprime la distribution de procédés contraceptifs ainsi que toute « propagande » pour de tels procédés. (Notons encore que, par contraste, nombreux sont les pays européens dans lesquels, dans les années 1960, la vente de dispositifs contraceptifs n'est pas réglementée par une loi spécifique, mais simplement soumise aux autorisations de mise sur le marché qui sont valables pour tous les médicaments.) C'est dans ce contexte, dans lequel la vente de dispositifs contraceptifs et la diffusion d'informations à leur propos sont interdites, qu'est créée en

⁸¹ L'article théorique majeur sur le sujet (Akerlof *et al.* 1996) propose aussi, de pair avec ce modèle explicatif de l'essor de la cohabitation aux dépens du mariage par la mise à disposition de la pilule, un second modèle, selon lequel c'est le fait que seules les femmes – et non les hommes – puissent décider de prendre et d'arrêter la pilule (et d'avorter) qui aurait enlevé aux hommes tout sentiment de responsabilité ou de culpabilité quant au fait que leur conjointe tombe enceinte ou n'avorte pas, ce qui à son tour les aurait conduits à désormais refuser de se marier même si leur conjointe tombe enceinte et garde l'enfant (« cet enfant, toi seule l'as voulu, toi seule l'assume »). Ce second modèle nous semblant toutefois sensiblement moins pertinent que le premier – ne serait-ce que parce que la plupart des enfants qui naissent de nos jours sont issus de la décision *commune* des conjoints que la femme arrête la pilule, et non de la décision unilatérale de la femme –, nous ne l'abordons pas de façon aussi précise.

⁸² En France en 1988, « pour les femmes qui pratiquent une contraception depuis au moins six mois, tous âges confondus, le risque de grossesse varie entre 1,2 % par an (pilule) et 3,3 % par an (retrait). [...] Seule la pilule est très efficace en cas d'utilisation parfaite, mais la nécessité d'une prise quotidienne entraîne de nombreux oublis, et son efficacité moyenne est proche de celle du stérilet » (Toulemon, Leridon 1992).

1956, par le médecin Marie-Andrée Lagroua Weill-Hallé, l'association « Maternité heureuse », qui en 1960 devient le « Mouvement français pour le planning familial » (MFPF).

Le MFPF a joué en France un rôle de premier plan dans la mise à disposition de dispositifs contraceptifs et particulièrement de la pilule *avant* même leur légalisation (sur l'histoire du MFPF, cf. Lévy 2002, ici résumé ; cf. aussi Friedman 2006, ainsi que Bard, Mossuz-Lavau 2007). Le MFPF ouvre son premier centre d'information sur la contraception en juin 1961, à Grenoble, avant que n'ouvrent en septembre et décembre 1961 des centres à Paris et à Lyon. Dès 1961-1962, quelques médecins pionniers prescrivent la première pilule contraceptive (*Enovid*), et ce non pas à des fins ouvertement contraceptives, mais plutôt dans le but déclaré de traiter divers problèmes liés à la stérilité féminine ou à des règles trop longues, abondantes ou douloureuses. À cette époque, les personnes qui consultent les centres du MFPF sont surtout des couples mariés, bien qu'elles puissent être aussi des couples non mariés voire des femmes célibataires. Dans la première partie des années 1960, les effectifs du MFPF croissent rapidement : de 6 000 adhérents à la fin de 1961, ils passent à 16 000 en 1963 et à 32 000 en 1964, soit autant de femmes qui ont accès à la pilule ; en 1964, le MFPF compte 265 médecins, dont 171 prescripteurs officiels (71 à Paris et 100 en province) et 94 prescripteurs officieux (62 à Paris et 31 en province). À partir de 1964 le MFPF propose en outre à ses médecins de prescrire des contraceptifs aux filles mineures, sans bien sûr le faire savoir tant le corps médical, les responsables politiques et l'opinion publique y semblent défavorables. Une des conséquences de ces développements – qui est notée dans un rapport du Haut Comité de la Population et de la Famille du milieu des années 1960, et qui est mise en avant lors des débats parlementaires préalables à la libéralisation de la contraception – est que de fortes inégalités d'accès à la contraception apparaissent entre les femmes : alors que les femmes les mieux informées, notamment grâce à leurs réseaux ou grâce à leurs voyages à l'étranger, peuvent désormais se faire prescrire la pilule sous couvert d'indications thérapeutiques, les autres – les femmes des classes populaires – restent démunies.

C'est en partie pour cette raison que le 28 décembre 1967 le Parlement adopte la loi Neuwirth, qui dépénalise la contraception (sur l'histoire de la loi Neuwirth, cf. Chauveau 2003). Mais, si la loi est adoptée, son application n'en est pas moins longtemps retardée : ses décrets d'application ne sont promulgués qu'entre 1969 et 1972, et appliqués avec retard. Les décrets d'application de la loi Neuwirth qui sont pris à partir de février 1969 restent sans effet tant que manque l'autorisation de mise sur le marché des produits et objets contraceptifs. Or, cette autorisation de mise sur le marché est retardée par les hésitations de l'administration et notamment du Service central de la pharmacie, motivées sans doute en partie par des raisons de santé publique – tout le monde a en tête les conséquences de la mise sur le marché de la Thalidomide –, mais peut-être aussi par des réticences à laisser les femmes contrôler leur sexualité. Ainsi, il faut attendre 1973 pour que soient délivrées les premières autorisations de mise sur le marché de produits contraceptifs comme la pilule ou le stérilet.

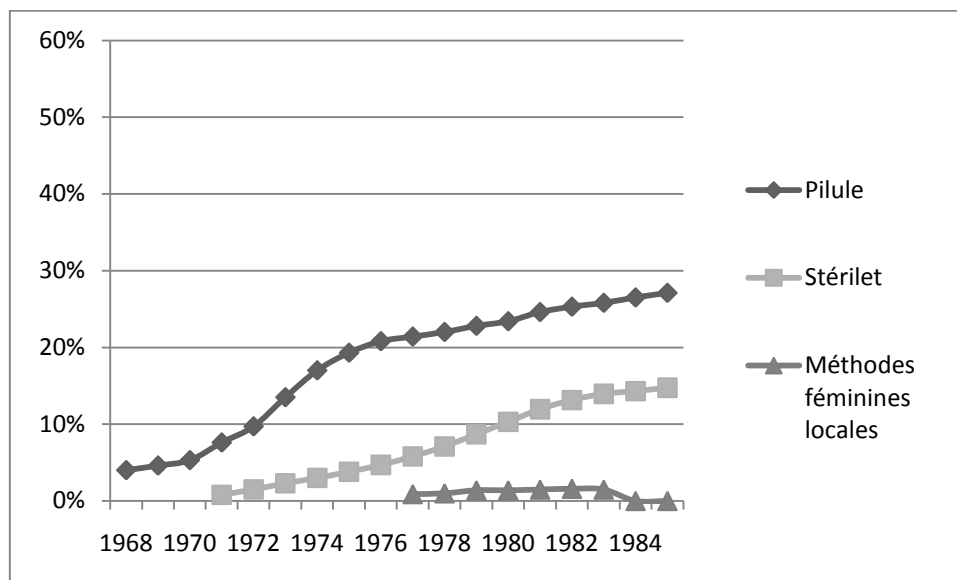
Cela dit, le caractère relativement illégal de l'usage de la pilule comme contraceptif n'empêche pas à cette dernière de se diffuser, toujours sous couvert d'indications thérapeutiques (Chauveau 2003). Alors qu'en 1968 le Service central de la pharmacie estimait le nombre de femmes prenant la pilule à 384 000 (l'estimation est issue du nombre de plaquettes vendues annuellement), il en compte 600 000 en 1970, 1,2 million en 1972, et 2 millions en 1974 (soit 17 % des femmes de 15-49 ans), le rythme de hausse de diffusion de la pilule s'accélérait donc à partir de 1972. Par ailleurs, une loi adoptée le 4 décembre 1974 complète la loi Neuwirth en permettant la vente de contraceptifs aux mineur(e)s même sans autorisation parentale (depuis juillet de la même année sont considérés comme mineurs non plus les moins de 21 ans mais les moins de 18 ans), et en permettant le remboursement des contraceptifs par la Sécurité sociale. Dès lors, la pilule peut se diffuser plus largement.

Sur l'histoire de la diffusion de la contraception et de la pilule en France depuis les années 1960, cf. Collomb 1979 ; Leridon, Sardon 1979 ; Collomb, Charbit 1979 ; Leridon *et al.* 1987 ; Toulemon, Leridon 1991 ; Toulemon, Leridon 1992 ; Guibert-Lantoine, Leridon 1998 ; Guibert-Lantoine *et al.* 2000 ; Leridon *et al.* 2002 ; D'Armagnac 2005.

Ce modèle explicatif est-il adéquat aux phénomènes empiriques précis qui sont observés ? Il semble que oui : en France, c'est bien à partir du début des années 1970 et peut-

être même plus particulièrement 1972 – donc, en même temps que la cohabitation commençait à se diffuser – que la pilule et, plus accessoirement pour notre objet, le stérilet, ont commencé à se diffuser.⁸³ Alors qu'en 1968 seules 4 % des femmes d'âges fertiles utilisaient la pilule, en 1978 22 % d'entre elles l'utilisaient (figure 46).

Figure 46. Part des femmes de 15-49 ans utilisant une méthode contraceptive – France, 1968-1985

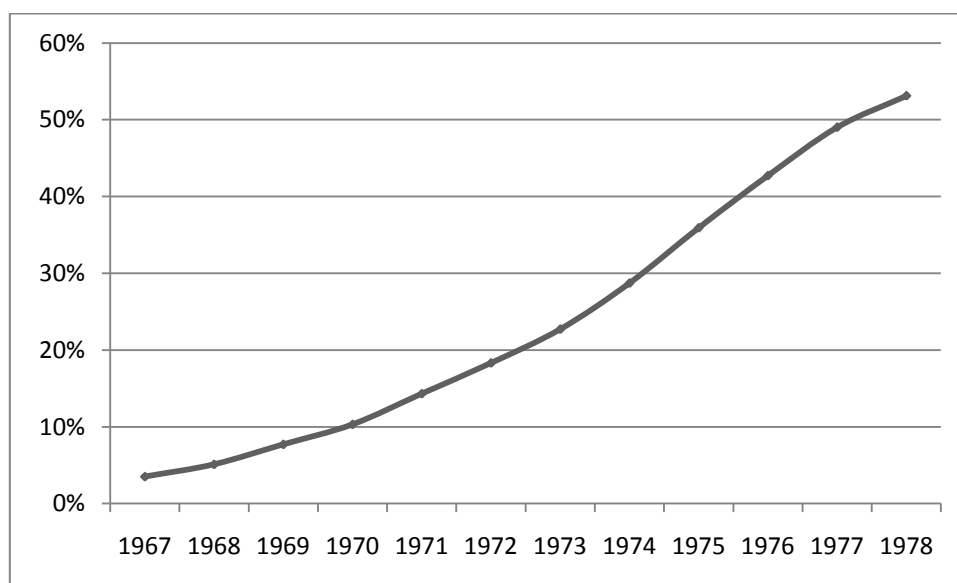


Source : Leridon *et al.* 1987.

De même, alors qu'en 1968 seules 5 % des femmes de 20-44 ans utilisaient ou avaient déjà utilisé la pilule, en 1978 53 % des femmes de ces mêmes âges l'utilisaient ou l'avaient déjà utilisée (figure 47).

⁸³ En France depuis les années 1970, seule la pilule est largement utilisée comme mode de « contraception d'espace » (à des âges relativement jeunes), le stérilet n'étant largement utilisé que comme mode de « contraception d'arrêt » (par des femmes ayant déjà atteint leur descendance finale désirée, donc relativement âgées). En outre, cette tendance s'est renforcée au fil du temps : « au fur et à mesure que les méthodes [de contraception] médicales se diffusent, la contraception hormonale devient de plus en plus le fait des jeunes femmes, alors que le stérilet est utilisé par des femmes de plus en plus âgées » (Toulemon, Leridon 1991). Par conséquent, c'est bien la pilule, plutôt que le stérilet, qui est susceptible en France d'avoir réduit pour les jeunes femmes le coût de la cohabitation.

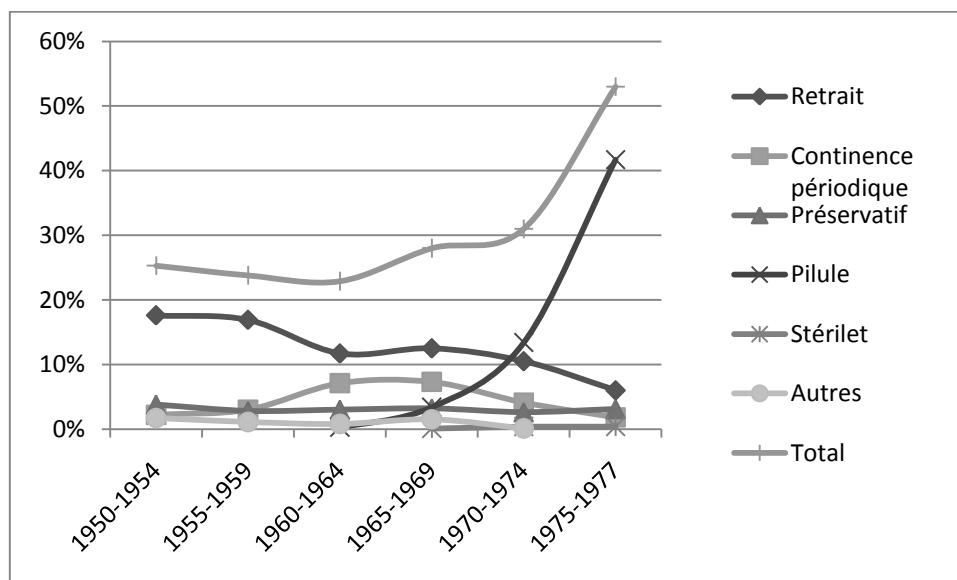
Figure 47. Part des femmes de 20-44 ans utilisant ou ayant déjà utilisé la pilule contraceptive – France, 1967-1978



Source : Leridon *et al.* 1987.

La datation de la diffusion de la pilule s'observe aussi au sein des couples mariés, puisque là encore c'est surtout à partir des promotions de mariage du début des années 1970 que la pilule se diffuse, et ce à un rythme élevé (figure 48).

Figure 48. Prévalence de diverses méthodes contraceptives – France, promotions de mariage 1950-1977



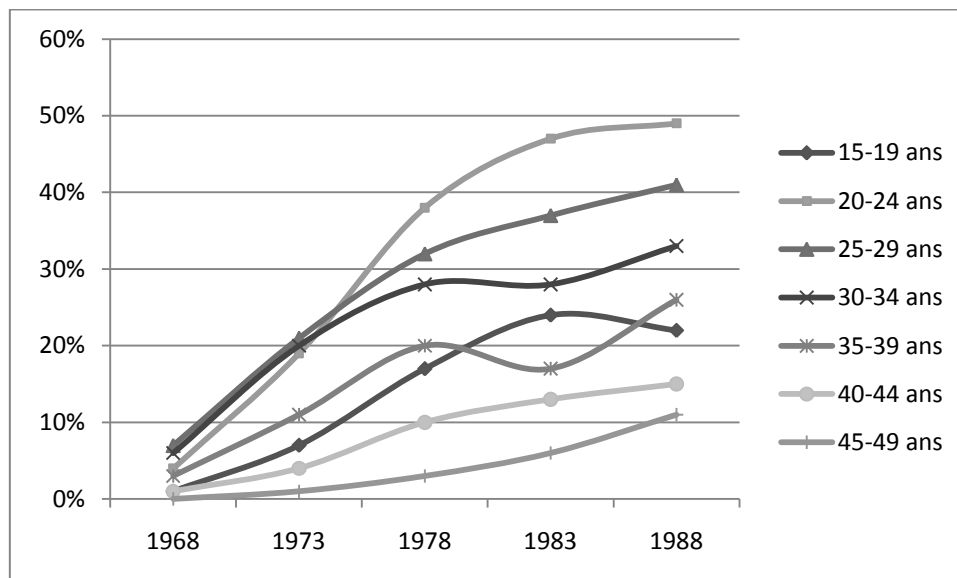
Champ : méthodes de contraception utilisées en début de mariage selon la promotion de mariage, pour 100 femmes non célibataires de chaque promotion de mariage.

Source : Leridon *et al.* 1987.

Toutefois, la diffusion de la pilule en France dans les années 1970 a-t-elle bien touché celles des femmes qui se sont mises à cohabiter ? Tout d'abord, comme l'indique la figure 49, ce sont effectivement les femmes de 20-24 ans (et dans une moindre mesure les femmes de

25-29 ans) – donc, les femmes des âges auxquels les individus sont les plus susceptibles de cohabiter – qui ont le plus adopté la pilule au cours des années 1970 (Toulemon, Leridon 1991).

Figure 49. Part des femmes utilisant la pilule contraceptive par âge – France, 1968-1988



Source : Toulemon, Leridon 1991.

Le caractère relativement jeune des utilisatrices de la pilule s'est maintenu au fil du temps. En France en 1978, la part des femmes non célibataires qui utilisent la pilule, qui atteint 35,5 % à 20-29 ans, baisse au fil des âges ; et chez les jeunes femmes, aucune méthode contraceptive n'est autant utilisée que la pilule (le retrait étant utilisé par 16,7 % des 20-24 ans et 15,8 % des 25-29 ans) (Leridon, Sardon 1979). De même, à partir de régressions logistiques, on a observé qu'en France en 1988 « la pilule est massivement utilisée par les femmes les plus jeunes, et le taux diminue régulièrement quand l'âge augmente » (Toulemon, Leridon 1992).

Si l'on analyse la diffusion de la pilule non plus au fil des périodes mais au fil des générations, il apparaît que les générations féminines qui ont été les premières à accroître leur âge au premier mariage au profit de la cohabitation – les générations nées aux alentours de 1947 – sont bien, aussi, les premières à avoir pu utiliser la pilule aux âges – jeunes – auxquels les individus cohabitent. En effet, selon les estimations disponibles, même si 46 % des femmes nées dès les générations 1938-1942 auront pu, avant 50 ans, utiliser la pilule, elles ne l'auront utilisée en moyenne *qu'à partir de 30 ans* (et pendant 8,3 ans) (Toulemon, Leridon 1991) ; on conçoit, dès lors, que la première mise en couple des femmes de ces générations n'ait pas sensiblement été affectée par la pilule. Par contraste, ce sont 90 % des femmes des

générations 1953-1957 qui auront pu, avant 50 ans, utiliser la pilule, et ce en moyenne *dès 21,4 ans* (et pendant 10,6 ans) (Toulemon, Leridon 1991). Même en l'absence de données disponibles pour les générations 1943-1947 et 1948-1952, on admettra que c'est bien aux alentours de la génération 1947 que la pilule se diffuse chez les femmes qui sont suffisamment jeunes pour qu'une telle innovation puisse affecter les modalités de leur première mise en couple.

Ensuite, comme le prévoit le modèle selon lequel c'est la pilule qui aurait accru la tendance à cohabiter plutôt qu'à se marier directement, ce sont bien les femmes cohabitantes, plutôt que les femmes mariées ou les femmes vivant hors couple, qui ont le plus rapidement adopté la pilule. Parmi les femmes de 20 à 44 ans en France en 1978, « les femmes vivant en union libre utilisent plus souvent la pilule que celles qui sont mariées (57,7 % [pour les femmes cohabitantes] et 53,9 % [pour les femmes ayant un partenaire avec lequel elles ne cohabitent pas] contre 26,6 % [pour les femmes mariées] [et 13,1 % pour les femmes vivant hors couple]). Au contraire, la stérilisation contraceptive, et surtout le retrait, sont plus fréquemment le fait de femmes mariées. Ces différences ne tiennent pas à l'âge plus élevé des femmes mariées [...], puisque à l'intérieur de chaque groupe d'âges, on retrouve les mêmes différences de pratique contraceptive » (Collomb, Charbit 1979).

Enfin, notons ici pour information – nous y reviendrons – que les premières femmes à avoir adopté la pilule sont des femmes relativement diplômées. En France en 1978,

« En moyenne 33 % des femmes de 20 à 44 ans "soumises au risque" [de conception, c'est-à-dire des femmes ayant des relations sexuelles mais n'étant ni enceintes ni stériles] utilisent la pilule. La fréquence d'utilisation de la pilule est minimum chez les couples d'agriculteurs et de salariés agricoles (21 %). En outre, elle est faible chez les femmes qui affirment nettement leurs sentiments religieux (27 %). Enfin, les femmes utilisent moins la pilule aux niveaux d'instruction les plus faibles – diplôme au plus égal au certificat d'études primaires (28 %). À l'opposé, la fréquence d'utilisation de la pilule est la plus forte chez les femmes titulaires des diplômes élevés (41 % chez les titulaires du baccalauréat ou d'un diplôme supérieur). Elle est un peu plus importante dans les grandes villes, particulièrement dans la région parisienne (37 %). Hormis ces cas extrêmes (niveau d'instruction élevé, agriculteurs-salariés agricoles, "religion très importante") qui représentent d'ailleurs une faible fraction de la population, on notera une remarquable homogénéité dans les fréquences d'utilisation de la pilule :

- ✓ le milieu rural (29 %) diffère peu des unités urbaines de 100 000 habitants ou plus (37 %) ;
- ✓ le Nord de la France (33 %) ne diffère guère du Sud (30 %) ;
- ✓ les femmes d'ouvriers ou d'employés de service (33 %) utilisent autant la pilule que celles de cadres moyens ou d'employés, ou que celles dont le conjoint est industriel ou exerce une profession libérale [...] (34 %).

On retrouve ce même genre de résultat lorsqu'on considère l'activité professionnelle de la femme : qu'elle ait ou n'ait pas travaillé dans le passé, qu'elle travaille ou ne travaille pas à la date de l'enquête, la fréquence d'utilisation de la pilule est sensiblement la même. Si, dans le passé, l'activité professionnelle des femmes a joué un rôle propagateur en matière de diffusion de la contraception moderne – l'enquête 1971 le faisait apparaître – ce rôle est devenu très faible maintenant [en 1978]. [...]

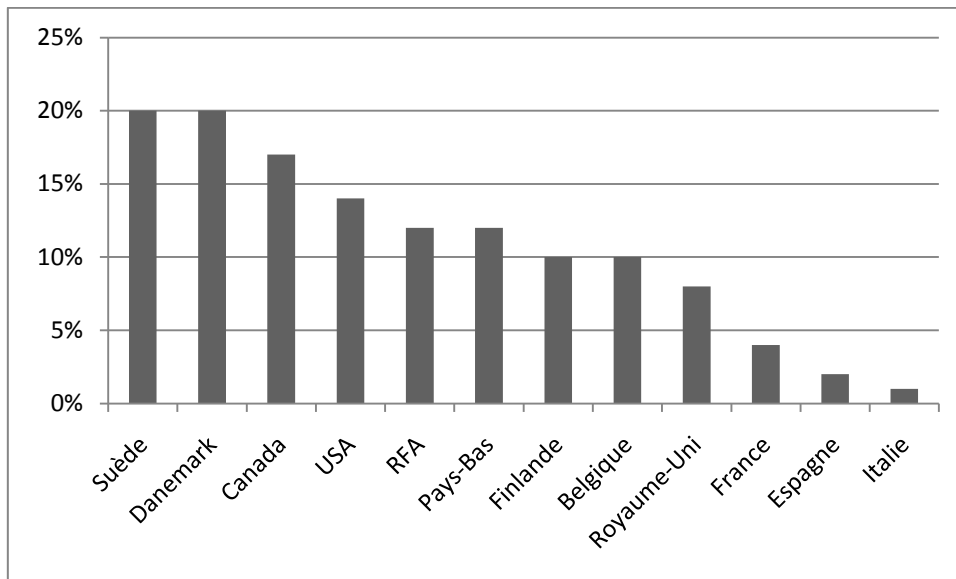
De même, 65 % des femmes *célibataires (cohabitantes) soumises au risque* utilisent la pilule. Parmi celles-ci la fréquence d'utilisatrices de pilule atteint les valeurs ci-après :

- ✓ 71 % pour celles qui résident en unité urbaine de 100 000 habitants ou plus ;
- ✓ 75 % pour celles qui résident en région parisienne ;
- ✓ 75 % pour celles qui ont le baccalauréat ou un diplôme supérieur ;
- ✓ 92 % pour les femmes de 20-24 ans résidant en région parisienne ou dans le sud de la France » (Collomb, Charbit 1979).

Bref, « la diffusion de la pilule a commencé par la fraction la plus jeune de la population, la plus urbanisée, celle qui fait les études les plus longues, enfin celle des milieux sociaux les plus favorisés. Elle touche l'ensemble des milieux sociaux, des classes d'âge et des régions en moins de 8 années [de 1971 à 1978] » (Collomb 1979). Ainsi, selon le modèle de la pilule, la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation devrait avoir affecté plus fortement les femmes relativement qualifiées. Nous verrons ce qu'il en est dans la prochaine section.

Mais la diffusion de la pilule contraceptive pourrait-elle permettre d'expliquer pourquoi la cohabitation et donc le report du mariage et le célibat définitif se sont diffusés d'abord dans tels pays occidentaux, puis dans tels autres ? En d'autres termes, la cohabitation s'est-elle bien développée plus tôt dans les pays dans lesquels la pilule s'est diffusée plus tôt ? En 1968, c'est en Suède et au Danemark – deux pays du Nord de l'Europe, dans lesquels l'âge au premier mariage a commencé à croître relativement tôt – que la pilule est la plus diffusée, et c'est en Espagne et en Italie – deux pays du Sud de l'Europe, dans lesquels l'âge au mariage a commencé à croître relativement tard – que la pilule est la moins diffusée, les pays d'Europe de l'Ouest – RFA, Pays-Bas, Belgique et France – se situant, comme pour le calendrier de la hausse d'âge au premier mariage, dans une situation intermédiaire (figure 50). Cette observation est donc globalement compatible avec l'idée selon laquelle c'est la diffusion de la pilule contraceptive qui aurait conduit au développement de la cohabitation dans les pays occidentaux.

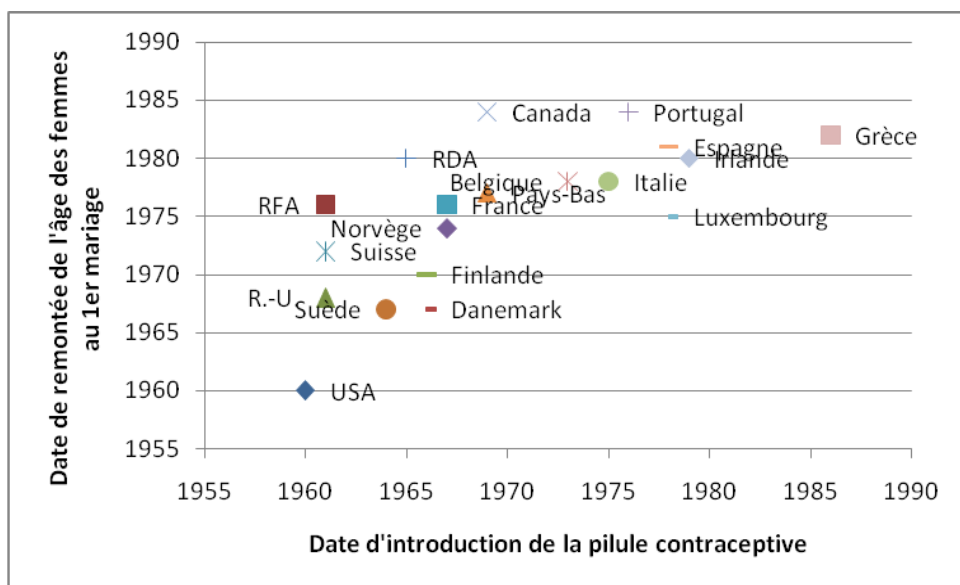
Figure 50. Part des femmes de 15-44 ans utilisant la pilule contraceptive – pays occidentaux, 1968



Source : Leridon *et al.* 1987

Mais plus précisément, les dates de mise à disposition de la pilule contraceptive et de début de remontée de l'âge au premier mariage dans les divers pays occidentaux concordent-elles ? Globalement, oui : plus la pilule a été mise à disposition tardivement dans un pays, plus la date à partir de laquelle l'âge moyen au premier mariage a commencé à croître a été tardive dans ce pays (figure 51), la corrélation entre ces deux variables étant relativement forte (0,671, soit en valeur absolue une corrélation légèrement plus forte que la corrélation entre date de remontée de l'âge au premier mariage et niveau de vie des pays). Le Luxembourg et la Grèce sont les deux seuls pays (pour lesquels des données sont disponibles) dans lesquels l'âge au premier mariage semble avoir commencé à remonter *avant* la mise à disposition de la pilule. En outre, si l'on régresse la date de la remontée de l'âge au premier mariage simultanément sur le PIB par tête en 1975 et sur la date d'introduction de la pilule dans chacun des pays, seul l'effet – positif – de cette seconde variable explicative apparaît statistiquement significatif au seuil de 5 %.

Figure 51. Date d'introduction de la pilule contraceptive et date de remontée de l'âge moyen des femmes au premier mariage – pays occidentaux, 1955-1990



NB : la date d'introduction de la pilule contraceptive peut correspondre soit à la date d'autorisation de mise sur le marché de la pilule contraceptive (États-Unis, RFA, Royaume-Uni, Australie, Suisse, Suède, Danemark, Norvège, Pays-Bas) soit à la date de légalisation de la vente de la pilule contraceptive (France, Canada, Belgique, Italie, Portugal, Luxembourg, Espagne, Irlande, Grèce).

NB : le coefficient de corrélation de Pearson entre ces deux variables est 0,671**.

Par conséquent, ce modèle explicatif peut, à première vue, être jugé empiriquement adéquat pour expliquer l'essor de la cohabitation et, par suite, la hausse de l'âge au premier mariage et du célibat définitif, non seulement au sein des couples français, mais aussi au sein des pays occidentaux. Toutefois, si la mise à disposition de la pilule avait véritablement joué un rôle causal dans l'essor de la cohabitation, n'aurait-elle pas aussi modifié les modalités par lesquelles sont conçus et naissent les enfants ? Il convient ici de compléter le modèle explicatif de l'essor de la cohabitation par la pilule par un modèle explicatif – toujours par la pilule – de l'essor des conceptions et des naissances hors mariage.

La pilule (de pair avec l'IVG), en réduisant le risque de conception (et de naissance) inopportune, permet aux couples de n'avoir plus que les enfants qui ont été désirés par les deux parents à la fois.⁸⁴ Ainsi, la pilule crée pour les hommes un dispositif d'engagement à long terme tout nouveau : c'est désormais par leur acceptation du fait que leur conjointe « arrête la pilule » que les hommes peuvent s'engager de façon crédible. Alors qu'en

⁸⁴ C'est ce dont témoignerait, sans doute, la baisse du nombre d'enfants français placés pour adoption, et corrélativement la hausse de la part d'enfants adoptés en France qui sont nés à l'étranger, mais nous ne connaissons pas de séries temporelles suffisamment longues sur ce point pour pouvoir le certifier empiriquement. Simplement, on sait que de nos jours en France la plupart des enfants adoptés sont nés non pas en France mais à l'étranger : en 2003 90 % des enfants adoptés sont nés à l'étranger, et la même année le flux d'adoptions est 1,5 fois supérieur au stock de pupilles de l'État (Halifax, Villeneuve-Gokalp 2005).

l'absence de pilule les femmes risquaient une conception inopportune extrêmement pénalisante pour elles, si bien qu'elles conditionnaient les relations sexuelles au mariage et que c'est par le mariage que les hommes révélaient de façon crédible leurs intentions d'engagement à long terme, en présence de pilule les femmes n'ont plus à exiger ou ne peuvent que difficilement obtenir le mariage, si bien qu'elles ne conditionnent les relations sexuelles fréquentes qu'à la cohabitation (et non plus au mariage) et que c'est par la démonstration de leur amour et plus encore par leur *décision de concevoir un enfant* que les hommes révèlent de façon crédible leurs intentions d'engagement à long terme. Dans une telle situation – si l'homme a démontré son amour et a proposé ou accepté que sa conjointe arrête la pilule –, à quoi bon, pour la femme, lui demander le mariage ? Ce modèle permet de formuler deux prédictions importantes. Premièrement, la mise à disposition de la pilule, en réduisant la crainte des femmes des conceptions inopportunes et en réduisant leur pouvoir de négociation, et en conduisant par conséquent les couples à cohabiter, devrait – de façon apparemment paradoxale, mais bien compréhensible selon le modèle ici proposé – accroître la part des enfants qui sont conçus et qui naissent hors mariage (en cohabitation).⁸⁵ Deuxièmement, la mise à disposition de la pilule, en accroissant la part des conceptions qui sont désirées par les deux parents à la fois et en rendant ainsi le mariage redondant par rapport à la décision des deux conjoints de concevoir un enfant, devrait réduire la propension des couples à hâter leur mariage en cas de conception hors mariage.

Ce modèle explicatif de l'essor des conceptions et des naissances hors mariage et de la baisse des conceptions pré-nuptiales est-il adéquat aux phénomènes empiriques précis qui sont observés ? Avant de le vérifier, rappelons la terminologie usuelle concernant les calendriers respectifs des conceptions, des naissances et du mariage :

- i. un enfant – une naissance vivante – peut être *conçu* soit au sein d'un mariage, soit hors d'un mariage (notamment, au sein d'une cohabitation) :
 - a. on appelle « conception hors mariage » un enfant conçu hors mariage, la « part de conceptions hors mariage » étant la part des enfants nés une

⁸⁵ Le caractère paradoxal du fait que l'introduction de dispositifs contraceptifs puisse accroître la part des naissances hors mariage dérive du fait que l'on pourrait imaginer, au contraire, que de tels dispositifs permettraient d'éliminer les « accidents » que constituent les conceptions et les naissances hors mariage. Ainsi, à propos de la Russie des années 1980, on a remarqué, avec un certain étonnement, que « cet accroissement [des naissances hors mariage à partir de 1986] a été concomitant d'une diffusion des contraceptifs modernes et notamment du stérilet, ce qui suggère que ces naissances hors mariage ont été assumées, pour la plupart, et qu'elles ne résultent pas d'échecs de la contraception. Rappelons, en outre, que l'avortement constituait un recours facilement accessible » (Avdeev, Monnier 1999). Le modèle explicatif ici proposé, selon lequel l'introduction de dispositifs contraceptifs peut accroître la part des conceptions et naissances hors mariage, pourrait permettre de comprendre la raison d'être de phénomènes apparemment aussi étonnants que celui qui s'est produit, par exemple, en Russie dans les années 1980.

année donnée qui ont été conçus hors mariage plutôt qu'au sein d'un mariage ;

- ii. un enfant conçu hors mariage peut *naître* soit hors mariage (notamment, au sein d'une cohabitation), soit au sein d'un mariage :
 - a. on appelle « naissance hors mariage » un enfant conçu et né hors mariage, la « part de naissances hors mariage » étant la part des enfants nés une année donnée qui sont conçus et nés hors mariage ;
 - b. on appelle « conception préuptiale » un enfant conçu hors mariage mais né au sein d'un mariage (c'est-à-dire un enfant dont la mère était enceinte au moment de son mariage, ou encore un enfant dont les parents ont précipité leur mariage une fois que sa mère a appris sa grossesse), la « part de conceptions préuptiales » étant la part des enfants nés une année donnée qui sont conçus hors mariage mais nés au sein d'un mariage ; par ailleurs, on appelle ici « part des conceptions hors mariage donnant lieu à un mariage avant la naissance » la part des conceptions préuptiales dans les conceptions hors mariage.

Ces clarifications étant faites, revenons à notre question : le modèle explicatif de l'essor des conceptions et des naissances hors mariage et de la baisse des conceptions préuptiales par la mise à disposition de la pilule est-il adéquat aux phénomènes empiriques précis qui sont observés ? Il semble que oui : en France, c'est bien à partir de la fin des années 1960 et du début des années 1970 – donc, en même temps que la pilule et la cohabitation commençaient à se diffuser – que la part de naissances hors mariage a commencé à croître (figure 52). Après une période de stabilité dans les années 1950 et dans la majeure partie des années 1960, la part de naissances hors mariage dans les naissances totales s'est accrue à partir du début des années 1970 et surtout, très fortement, à partir du début des années 1980, pour atteindre 43 % en 2000. Notons que la part des naissances hors mariage s'est accrue depuis les années 1970 quel que soit le groupe d'âge de la mère à son accouchement, mais tout particulièrement pour ce qui concerne les femmes de 20-24 ans (figure 53), c'est-à-dire les femmes du groupe d'âge qui sont le plus susceptibles à la fois de prendre la pilule et de cohabiter, comme si c'est bien au sein de cohabitations permises par la pilule que de plus en plus d'enfants naissent hors mariage.

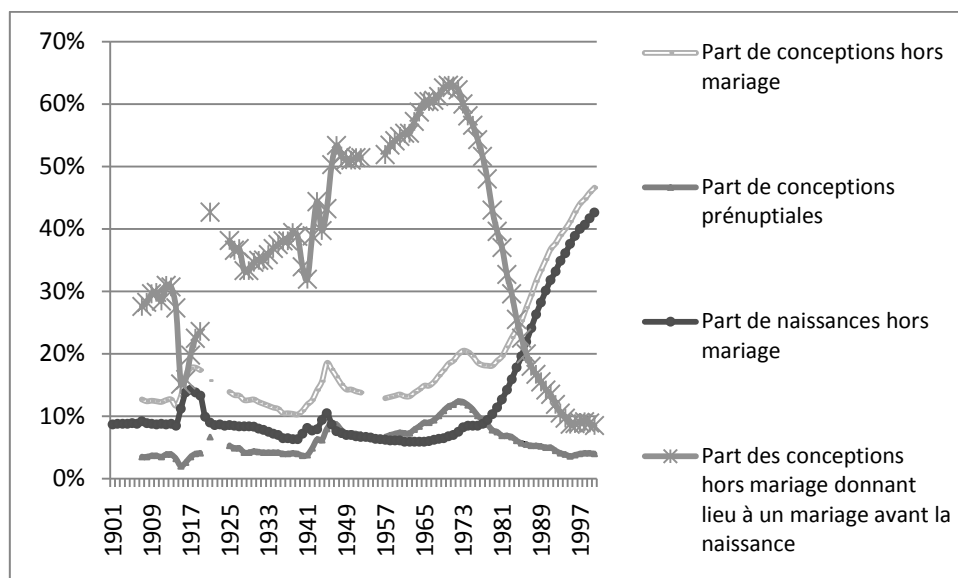
En outre, c'est bien à partir du début des années 1970 et plus exactement à partir de 1973 – donc, en même temps que la pilule et la cohabitation commençaient à se diffuser – que la part de conceptions préuptiales a baissé (figure 52). Après s'être accrue des années 1950

jusqu'en 1972, la part de conceptions prénuptiales dans les naissances totales n'a cessé de baisser jusqu'en 2000 ; en d'autres termes, la part des enfants conçus hors mariage mais pourtant nés « légitimes » du fait que leurs parents se sont empressés de se marier avant la naissance a connu son pic (à 12,4 %) en 1972. Plus important encore, c'est bien à partir de 1971-1972 que la part des conceptions hors mariage qui donnent lieu à un mariage avant la naissance chute.⁸⁶ Après avoir crû fortement à partir de l'entre-deux-guerres (où elle vaut environ 35 %) jusqu'à la fin des années 1960 pour atteindre son pic (à 63 %) en 1970, la part des conceptions hors mariage qui donnent lieu à un mariage avant la naissance chute fortement (jusqu'à 9 %) jusqu'en 2000 ; en d'autres termes, alors que jusqu'en 1970 de plus en plus de couples qui avaient conçu un enfant hors mariage précipitaient leur mariage pour légitimer l'enfant, depuis 1971-1972 – dates qui concordent non seulement avec l'accélération de la diffusion de la pilule mais aussi avec la loi de 1972 accordant aux enfants nés hors mariage les mêmes droits qu'aux enfants nés au sein d'un mariage – une telle pratique est de plus en plus rare.⁸⁷

⁸⁶ L'expression qui en anglais américain désigne ces mariages précipités est *shotgun marriage*, supposément parce que, si nécessaire, le père de la jeune fille enceinte menaçait, arme à la main, le conjoint de cette dernière en vue qu'il accepte de se marier avec elle.

⁸⁷ Si la loi de 1972 pourrait en principe, à elle seule, expliquer la baisse de la part des conceptions hors mariage qui aboutissent à un mariage précipité, elle ne pourrait pas, contrairement au modèle de la pilule, expliquer *aussi* la hausse de la part des naissances hors mariage dès la fin des années 1960.

Figure 52. Part des naissances conçues hors ou avant mariage ou nées hors mariage – France, 1901-2000



NB: conceptions hors mariage = conceptions prénuptiales + naissances hors mariage.

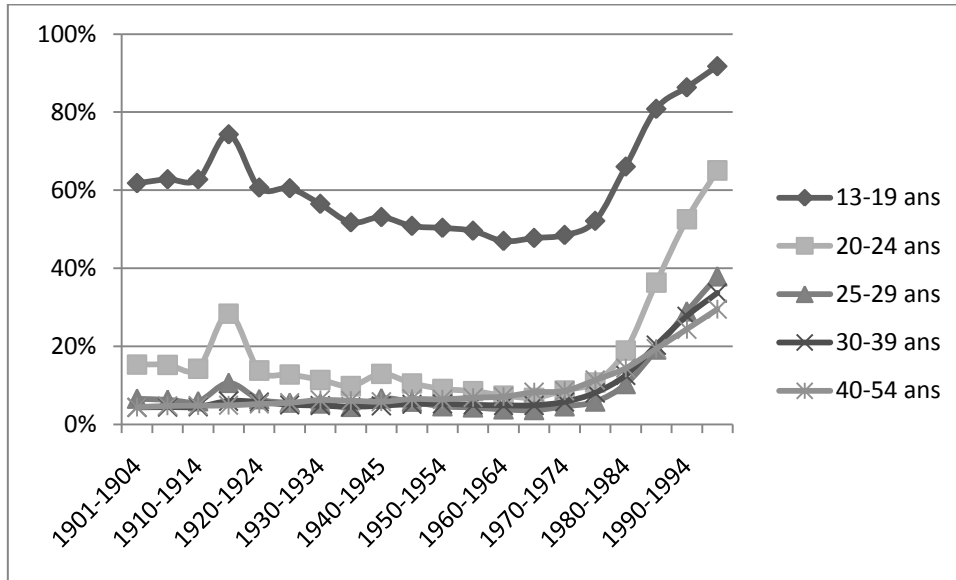
NB : part des conceptions hors mariage donnant lieu à un mariage avant la naissance = conceptions prénuptiales / conceptions hors mariage.

Sources : Daguet 2002 (part de conceptions hors mariage des années 1901-1996, part de naissances hors mariage des années 1901-1999), Munoz-Pérez, Prioux 2005 (part de conceptions hors mariage des années 1997-2000, part de conceptions prénuptiales des années 1950-2000, part de naissances hors mariage de l'année 2000).

Au total, la part des conceptions hors mariage a varié, depuis les années 1950, de façon apparemment relativement étonnante mais bien expliquée par le modèle susmentionné. En effet, alors que la part de conceptions hors mariage dans les naissances totales fluctuait autour de 14 % dans les années 1950 puis s'était accrue (principalement sous l'influence de la hausse de la part de conceptions prénuptiales) à partir de la seconde moitié des années 1960 pour atteindre 20,5 % en 1973, la part des conceptions hors mariage a transitoirement *baissé* de 1973 à 1979 (de 20,5 % à 18,1 %), avant de *croître* fortement de 1979 à nos jours (pour atteindre 46,6 % en 2000) (figure 52). Selon le modèle ici proposé, la raison en est la suivante : dans un premier temps, la pilule, en permettant aux couples de n'avoir que les enfants qu'ils désirent, les aurait conduits à ne plus concevoir d'enfants non désirés, ce qui, en réduisant la part de conceptions prénuptiales (c'est-à-dire de mariages précipités par un « accident »), aurait réduit la part de conceptions hors mariage. Dans un second temps, cet effet aurait été plus que compensé par une autre conséquence de la mise à disposition de la pilule : la pilule, en réduisant la crainte des femmes des conceptions inopportunes et en réduisant leur pouvoir de négociation, aurait conduit les couples à cohabiter hors mariage plutôt qu'à se marier directement, et pour les mêmes raisons elle aurait conduit les couples à s'engager par la décision commune d'arrêter la pilule plutôt que par la décision de se marier

(notamment suite à une conception), ce qui, en accroissant la part des naissances hors mariage (désormais, des naissances désirées par les deux parents et valant donc engagement), aurait accru la part de conceptions hors mariage.

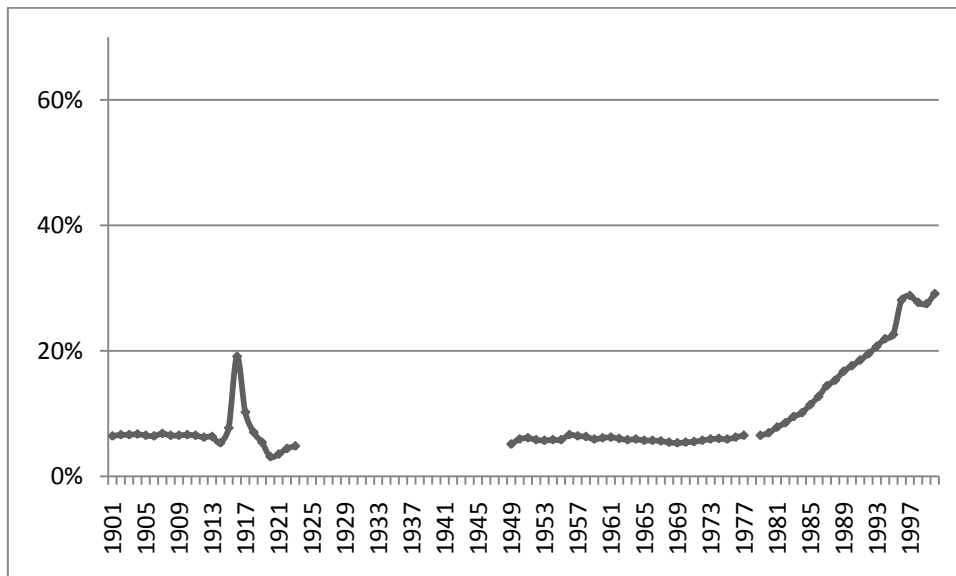
Figure 53. Part des naissances hors mariage par âge de la mère à l'accouchement – France, 1901-1999



Source : Daguet 2002.

Parallèlement à ces évolutions, la part des mariages dans lesquels les nouveaux époux ont déjà un enfant s'est accrue depuis le début des années 1980 (figure 54).

Figure 54. Part des mariages légitimant des enfants – France, 1901-2000



Source : Daguet 2002 (années 1901-1999), Munoz-Pérez, Prioux 2005 (année 2000).

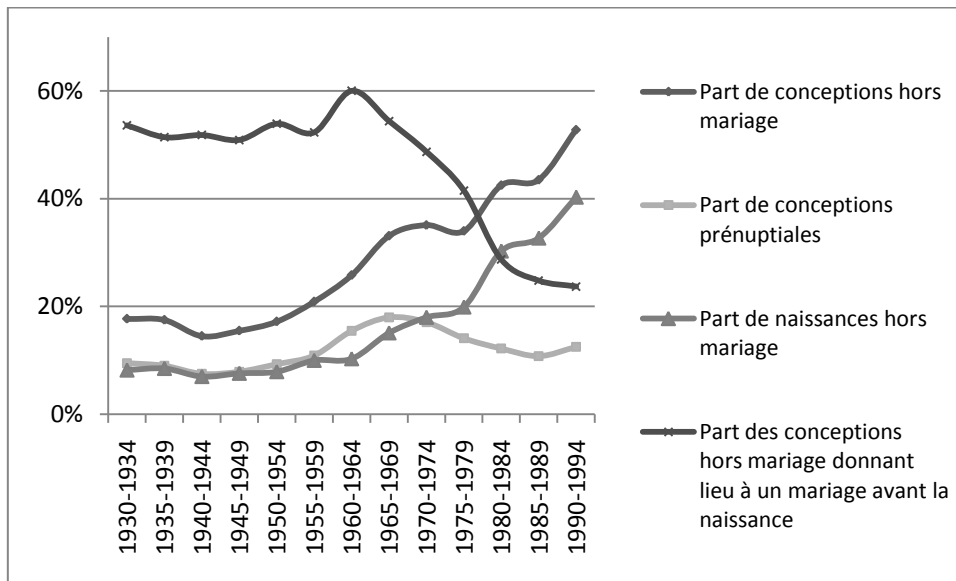
Mais ce modèle explicatif de l'essor des conceptions et des naissances hors mariage et de la baisse des conceptions pré-nuptiales est-il, aussi, adéquat aux phénomènes empiriques

précis qui sont observés dans d'autres pays que la France ? Il n'est pas aisé de trouver des données analogues à celles qui – grâce à l'appareil statistique public – sont disponibles pour la France, mais dans la mesure du possible nous pouvons analyser la situation dans deux pays : les États-Unis, et l'Angleterre-Galles.

Pour ce qui concerne les États-Unis, pour lesquels on dispose de bonnes données, les phénomènes observés sont largement analogues à ceux que nous venons d'observer pour la France (figure 55). C'est bien au cours des années 1960 – donc là encore en même temps que, dans ce pays, la pilule (à partir de 1960⁸⁸) et la cohabitation (à partir du début des années 1960) commençaient à se diffuser – que la part de naissances hors mariage a commencé à croître. C'est plus tard, à partir du début des années 1970, que la part de conceptions pré-nuptiales a baissé. Plus important, c'est bien à partir du début des années 1960 que la part des conceptions hors mariage donnant lieu à un mariage avant la naissance a chuté ; en d'autres termes, alors que jusqu'au début des années 1960 la part des couples qui avaient conçu un enfant hors mariage et qui précipitaient leur mariage pour légitimer l'enfant stagnait ou croissait, depuis le début des années 1960 une telle pratique est de plus en plus rare. Au total, la part des conceptions hors mariage a varié, depuis les années 1940, de façon similaire à ce qui s'est passé en France : suite à un premier essor jusque dans les années 1960, la part de conceptions hors mariage dans les naissances totales a transitoirement *baissé* dans la seconde moitié des années 1970, avant de *croître* fortement depuis lors. La même explication que celle qui a été proposée pour la France semble plausible.

⁸⁸ De même qu'en France la légalisation de la pilule comme contraceptif en 1967 n'implique pas que certaines femmes n'y avaient pas eu accès auparavant, aux États-Unis dès la fin de l'année 1959 – soit six mois avant la légalisation – un demi-million d'Américaines utilisaient la pilule (Gordon 2002).

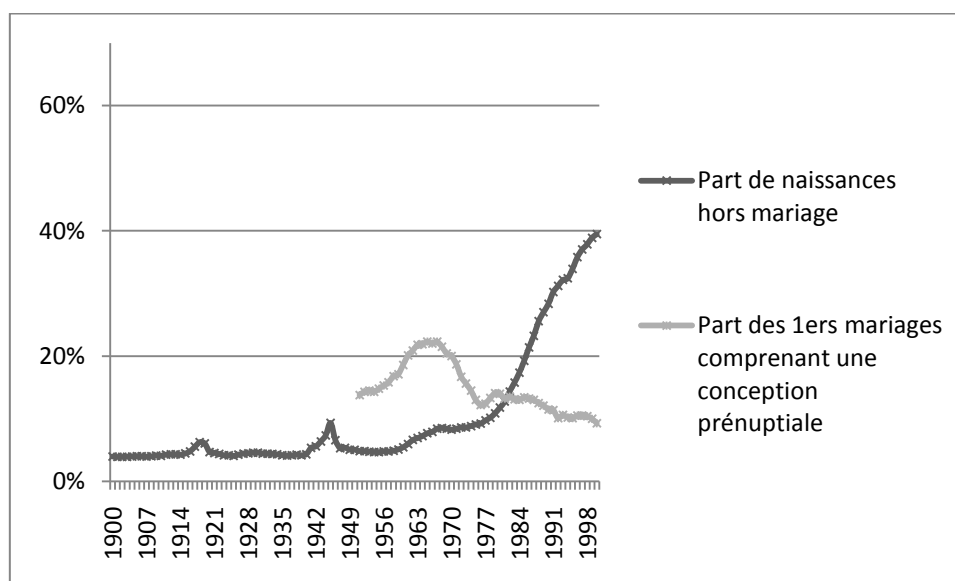
Figure 55. Part des naissances conçues hors ou avant mariage ou nées hors mariage – Etats-Unis, 1930-1994



Source : Bachu 1999.

Pour ce qui concerne l'Angleterre-Galles, pour lequel on ne dispose pas de données analogues, on peut observer que c'est bien au cours des années 1960 – donc là encore en même temps que, dans ce pays, la pilule (en 1961) et la cohabitation (à partir de la seconde moitié des années 1960) commençaient à se diffuser – que la part de naissances hors mariage a commencé à croître (figure 56). Et surtout, là encore, la fréquence des conceptions prénuptiales – cette fois-ci rapportée aux premiers mariages, et non plus aux naissances totales –, après avoir augmenté, a décliné (à partir de 1968).

Figure 56. Part des naissances hors mariage et part des premiers mariages comprenant une conception prénuptiale – Angleterre-Galles, 1900-2000



Source : Office for National Statistics.

A contrario, le Japon, qui est le seul pays développé à n'avoir pas légalisé la pilule avant les années 2000 – en l'an 2000 seules 2,3 % des Japonaises de 15-49 ans mariées ou en couple prennent la pilule ou portent un stérilet, 42,1 % utilisant le préservatif (World Contraceptive Use 2005) –, est aussi le seul pays développé à n'avoir connu aucune hausse de la part des naissances hors mariage : de 1950 à 1994 (années les plus récentes pour lesquelles des données sont disponibles), la part des naissances hors mariage au Japon n'a jamais dépassé 2,5 % (Statistics Japan).

Bref, dans la mesure où l'on peut le tester, ce modèle explicatif de l'essor des conceptions et des naissances hors mariage et de la baisse des conceptions prénuptiales par la pilule semble bien adéquat aux phénomènes empiriques précis qui sont observés non seulement en France et entre pays, mais aussi dans d'autres pays que la France. Par conséquent, les modèles de l'essor de la cohabitation (et donc de l'âge au premier mariage et du célibat définitif) et des conceptions et naissances hors mariage par la pilule apparaissent relativement performants pour expliquer les phénomènes observés. Par contraste avec « l'explication » qui consisterait à affirmer que c'est la disparition du stigmatisme associé aux conceptions et naissances hors mariage qui a accru leur part dans les naissances totales – « explication » impuissante puisqu'elle ne permet pas de comprendre pourquoi ce stigmatisme aurait disparu plutôt que de se maintenir ou même de s'intensifier –, ce modèle permet d'expliquer à la fois la hausse des conceptions et naissances hors mariage *et* la baisse du stigmatisme qui leur est attaché. Puisque ces naissances sont désormais désirées et ne sont donc

pas pénalisantes pour les mères ni pour leur entourage ni même pour la collectivité – si bien que plus personne n’a de raison directe de s’y opposer –, et puisque ces naissances sont devenues relativement fréquentes – si bien que s’y opposer impliquerait de s’aliéner une part d’individus accrue –, les individus ont de bonnes raisons de cesser d’adhérer à la norme réprouvant les conceptions et naissances hors mariage (de même qu’ils avaient, avant la pilule, de bonnes raisons d’y adhérer) (pour une analyse analogue des conséquences de la légalisation de l’IVG sur la disparition de la réprobation envers les relations sexuelles hors mariage, cf. Nye 1980).

Cela dit, revenons sur un point important du modèle explicatif de l’essor de la cohabitation (et donc de l’âge au premier mariage et du célibat définitif) par l’introduction de la pilule. Ce modèle distingue en réalité deux mécanismes différents par lesquels l’introduction de la pilule aurait conduit les couples à cohabiter de plus en plus fréquemment, plutôt que de se marier directement (Akerlof *et al.* 1996). Premièrement, c’est en libérant *les femmes qui prennent la pilule* de la crainte des conceptions inopportunes que la pilule aurait incité ces femmes à profiter des gains de la cohabitation plutôt que de ceux du mariage. Deuxièmement, c’est en réduisant le pouvoir de négociation *des femmes qui ne prennent pas la pilule* – en réduisant leur attractivité aux yeux des hommes, pour la raison que, ne prenant pas la pilule, elles refusent les relations sexuelles hors mariage –, et donc en empêchant ces femmes de continuer à conditionner les relations sexuelles au mariage, que la pilule aurait empêché les femmes de continuer à se marier. (Notons au passage que le fait que certaines femmes prennent la pilule, en réduisant l’attractivité des autres femmes aux yeux des hommes, aurait incité ces autres femmes à prendre *elles aussi*, à leur tour, la pilule, ce qui pourrait contribuer à expliquer non seulement la rapidité de la diffusion de la pilule au sein de la population féminine mais aussi la rapidité de l’essor de la cohabitation et, par suite, de l’âge au premier mariage. D’un point de vue théorique, il aurait suffi qu’une seule femme française ait intérêt à prendre la pilule pour ses effets libérateurs pour inciter « malgré elles » toutes les autres femmes à prendre la pilule, ce qui aurait eu pour conséquence d’accroître le bien-être des hommes au détriment de celui des femmes.) Or, si l’existence du premier de ces mécanismes est peu contestée, l’existence du second peut sembler moins évidente, et elle est confrontée à une objection majeure : si les femmes avaient été mises en concurrence par la pilule – et qu’avant l’introduction de la pilule les femmes avaient anticipé cet effet –, les militantes féministes et plus généralement les femmes n’auraient-elles pas essayé de lutter *contre* l’introduction de la pilule, plutôt que de lutter en sa faveur ? À cette objection, nous proposons ici une double réponse, destinée à montrer que l’existence de l’effet « mise en

concurrence » de la pilule est plus vraisemblable que ce que nous pouvons avoir tendance à croire (nous qui vivons avec l'idée que la pilule n'a eu qu'un effet, libérateur).

Les histoires croisées du féminisme et de la contraception tendent à indiquer que certaines féministes ont eu parfaitement conscience du risque que comporte l'introduction de la contraception quant aux capacités des femmes à imposer le mariage (Staggenborg 2001, et surtout Gordon 2002). Dans le dernier tiers du XIX^e siècle, alors qu'émerge aux États-Unis un mouvement féministe qui – choses révolutionnaires – lutte contre le viol conjugal et pour la prise en compte du plaisir sexuel des femmes au sein des couples, *les militantes féministes sont unanimement hostiles à la légalisation ou à l'usage de la contraception*. Selon le mouvement de « maternité volontaire » (*voluntary motherhood*), le contrôle des naissances doit pouvoir s'exercer – sur décision des époux, mais aussi éventuellement sur décision unilatérale de la femme – par abstinence périodique, mais en aucun cas par usage de contraceptifs parce que, selon ces féministes, la diffusion de la contraception, en réduisant (pour certaines femmes) le coût des relations sexuelles hors mariage, accroîtrait (pour toutes les femmes) le risque que les hommes refusent de se marier ou, une fois mariés, soient infidèles. C'est ce que révèle un ouvrage portant sur l'histoire de la contraception aux États-Unis (Gordon 2002, respectivement p. 57, pp. 66-67, p. 161 et p. 163 ; c'est notre traduction, et c'est nous qui soulignons) :

« Étant donné que de nos jours [au XXI^e siècle] nous avons du contrôle des naissances (*birth control*) une conception médicalisée, il est important de souligner dès à présent que les militants du mouvement de la maternité volontaire réprobaient les moyens de contraception. [...] Leurs arguments en faveur de cette position reflétaient un désir romantique de « naturel », conçu de façon presque bucolique, qui était typique de nombreux mouvements réformateurs du XIX^e siècle. Les arguments des femmes contre la contraception comprenaient aussi une peur sous-jacente du relâchement des mœurs qu'elle pouvait permettre, une peur fondée non pas tant sur une crainte pour leur propre vertu que sur la crainte que d'autres femmes – des « femmes déchues » – mettent en péril la fidélité de leurs maris. De façon peut-être plus passionnelle, les militantes de la maternité volontaire craignaient que la contraception permette aux hommes d'exploiter, voire de violer des femmes impunément. »

« La conviction commune aux militant(e)s féministes selon laquelle les femmes doivent avoir le droit de choisir le moment où elles tombent enceintes était devenue si puissante à la fin du XIX^e siècle qu'il semble étrange que ces militantes ne soient pas parvenues à surpasser les scrupules qu'elles éprouvaient face aux méthodes artificielles de contraception. Ces réticences s'expliquent par le fait qu'une contraception efficace aurait démesurément séparé la sexualité de la reproduction. Permettre des rapports sexuels réguliers, et même fréquents, sans risque de grossesse apparaissait aux bourgeoises du XIX^e siècle comme une attaque contre la famille. [...] Il ne semblait pas, même aux militantes les plus libérales sur les questions sexuelles, que la contraception pût être admise dans quelque mesure que ce soit, même pour permettre aux couples mariés de planifier leurs naissances, sans que cela ne facilite les relations sexuelles hors mariage et la prostitution. La contraception constituait par conséquent pour ces femmes une menace potentielle pour leur mariage. Le fait que les femmes respectables

considèrent la contraception comme moralement inacceptable constituait, du point de vue des femmes, un obstacle à l'infidélité des hommes, obstacle auquel elles ne voulaient pas renoncer.

Le fait que les rapports sexuels mènent souvent à une conception apparaissait aussi comme une garantie que les hommes accepteraient de se marier. Au XIX^e siècle, les femmes avaient plus grand besoin que les hommes de se marier. Manquant d'indépendance économique ou sociale, les femmes avaient besoin de maris pour subvenir à leurs besoins et leur donner un statut. L'idée que disparaisse tout ce qui soude les familles nucléaires – les enfants, et même simplement la perspective d'avoir des enfants – apparaissait effrayante. Le fait que les hommes aient des responsabilités à l'égard des enfants exerçait une pression stabilisatrice sur les mariages. [...]

La légalisation de méthodes efficaces de contrôle des naissances aurait facilité pour les hommes l'entretien de relations sexuelles hors mariage, sans en faire autant pour les femmes, l'auraient-elles même voulu. Le double standard du système sexuel et familial victorien, qui avait rendu le vagabondage sexuel masculin déresponsabilisant pour les hommes et oppressant pour les femmes, a convaincu la plupart des féministes qu'il était dans leur intérêt de renforcer plutôt que d'affaiblir la réprobation contre les relations sexuelles hors mariage, et elles ont activement soutenu les campagnes contre la débauche et la prostitution (*social purity*). »

« D'autres [suffragettes des décennies 1910 et 1920] pensaient que la contraception détruirait la famille. "Les hommes ne ressentent plus l'envie de se marier," écrivait le docteur Eliza Mosher, éditrice du *Medical Woman's Journal*, en 1925. "Ils peuvent se passer d'une épouse, d'un foyer et d'enfants, cela leur coûte moins cher et ils ont toutes les gratifications sexuelles qu'ils veulent sans leurs conséquences fâcheuses, tout cela en bonne partie en raison des campagnes de contrôle des naissances... même des lycéens et des lycéennes portent sur eux des contraceptifs comme ils porteraient une banale bouteille." Elles jugeaient que le mariage et la monogamie constituaient pour les femmes une protection durement gagnée contre l'implacable égoïsme masculin. Elles étaient favorables au principe de maternité volontaire, bien sûr, mais méfiantes à l'égard de la contraception. »

« Un argument classique des féministes du XIX^e siècle avait été qu'à travers le mariage les femmes se vendaient comme servantes sexuelles aussi bien que comme domestiques, en échange d'une sécurité, et que par conséquent retenir ses faveurs sexuelles était l'un des rares pouvoirs que les femmes détenaient, une forme de grève. La logique de la libération sexuelle rendait une telle rétention condamnable, égoïste même. La mise à disposition d'une bonne contraception rendait la situation encore plus difficile pour les femmes, les privant d'une excuse pour dire non. »

Comme nous le voyons, le mécanisme par lequel la contraception met en concurrence les femmes apparaissait beaucoup plus évident dans les sociétés sans pilule qu'il peut nous apparaître aujourd'hui. Ainsi, lors d'un débat parlementaire préalable à l'adoption de la proposition de loi libéralisant la contraception en France (le 1^{er} juillet 1967), Lucien Neuwirth admettait que « la crainte, en ce qui concerne la contraception, vient aussi du fait que beaucoup de parents redoutent un relâchement des mœurs ; ils redoutent en particulier que, la peur de la grossesse qui maintenait bon gré mal gré certaines jeunes filles dans la voie de la vertu ayant disparu, celles-ci se laissent aller à des expériences répréhensibles et que le mariage ne devienne qu'une expérience après d'autres expériences. » De fait, c'est bien, semble-t-il, depuis l'introduction de la pilule que « la première expérience sexuelle n'est plus

associée à la vie en couple (marié ou non). À la fin des années 1960, une femme sur trois était encore vierge quand elle entamait sa vie conjugale ; au milieu des années 1980, ce n'est plus le cas que d'une femme sur dix » (Toulemon, Leridon 1991).

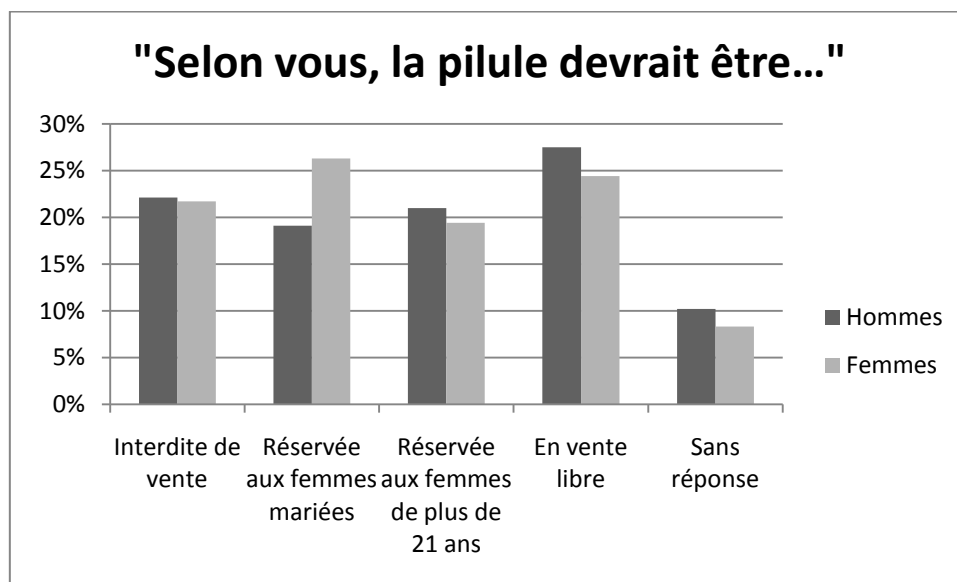
La pilule ayant pour les femmes un effet libérateur dont les individus ont nécessairement conscience (libération de la crainte de conceptions non désirées), on devrait s'attendre, si les individus n'anticipaient *que* cet effet, à ce que, dans les années 1960 et 1970, les femmes soient largement favorables à l'introduction de la pilule, et qu'elles y soient plus favorables que les hommes (qui, dans cette optique, y gagneraient moins que les femmes). Par contraste, si les individus n'anticipaient pas seulement cet effet libérateur de la pilule, mais *aussi* son effet de mise en concurrence des femmes, on devrait s'attendre à ce que, dans les années 1960 et 1970, les femmes ne soient pas largement favorables à l'introduction de la pilule, et qu'elles n'y soient pas plus favorables que les hommes voire qu'elles y soient moins favorables qu'eux (puisque, dans cette optique, l'intérêt « libérateur » qu'elles ont à voir la pilule mise à disposition serait en partie voire entièrement compensé par l'effet de « mise en concurrence », qui, lui, est dans l'intérêt des hommes). En outre, on devrait s'attendre à ce qu'une éventuelle désaffection relative des femmes pour la pilule soit particulièrement marquée chez les femmes qui ont le moins à gagner à la « révolution sexuelle » et au déclin du mariage, à savoir les femmes les moins indépendantes économiquement (inactives, mal rémunérées, peu qualifiées, etc.).

Pour savoir dans quelle mesure les femmes des années 1960 ou 1970 étaient favorables ou non à l'introduction de la pilule, nous proposons d'utiliser une enquête réalisée en 1970 par le CEVIPOF, qui est intitulée « L'ouvrier français en 1970 » (N = 1 116) et qui contient la question suivante : « À propos des produits contraceptifs comme la pilule, (i) certains disent : que leur vente devrait être interdite, (ii) d'autres, qu'ils devraient être réservés aux femmes mariées, (iii) d'autres, qu'ils devraient être réservés à toutes les femmes, mariées ou non, ayant plus de 21 ans, (iv) d'autres, qu'ils devraient être en vente libre. Avec laquelle de ces propositions êtes-vous le plus d'accord ? » Cette enquête est, pour notre objet, intéressante, car elle pose une question que l'on peut interpréter comme une question sur le degré auquel les individus sont favorables à la mise à disposition de la pilule, et ce au début de la période d'essor de la pilule (trois ans après la loi Neuwirth, alors que ses décrets d'application sont en train d'être pris) ; le fait que cette enquête ne concerne que des ouvriers (899 hommes et 217 femmes), quant à lui, n'est pas démesurément dérangeant puisque, comme nous l'avons dit, les femmes peu diplômées pourraient avoir une raison d'être particulièrement peu favorables à la diffusion de la pilule, ce qui nous conduirait alors, certes, à surestimer l'éventuelle

méfiance des femmes à l'égard de la pilule, mais aussi à mettre plus au clair si une telle méfiance existait ou non.

En 1970, les femmes ouvrières ne semblent pas massivement favorables à l'introduction de la pilule (figure 57) : alors que 21,7 % d'entre elles sont favorables à son interdiction, 26,3 % sont favorables à ce qu'elle soit réservée aux femmes mariées et près de 19,4 % sont favorables à ce qu'elle soit réservée aux femmes de plus de 21 ans (l'âge de la majorité, à l'époque), si bien que seules un petit quart d'entre elles (24,4 %) sont favorables à sa mise en vente libre. En outre, si l'on ne retient que les écarts hommes-femmes d'ampleur non négligeable, les femmes apparaissent plus souvent favorables que les hommes à ce que la pilule soit réservée aux femmes mariées (26,3 % contre 19,1 %), et les hommes sont plus souvent favorables que les femmes à ce que la pilule soit mise en vente libre (27,5 % contre 24,4 %). Ainsi, on peut conclure qu'en 1970, chez les ouvriers, non seulement les femmes ne sont pas massivement favorables à la mise à disposition de la pilule, mais en outre les hommes sont globalement plus favorables à la mise à disposition de la pilule que les femmes, ce qui suggère que les individus anticipaient bel et bien les effets de « mise en concurrence » de la pilule – effets qui désavantagent les femmes par rapport aux hommes, et viennent compenser chez les ouvrières les effets potentiellement libérateurs de la pilule.

Figure 57. Opinion des ouvriers sur la pilule – France, 1970

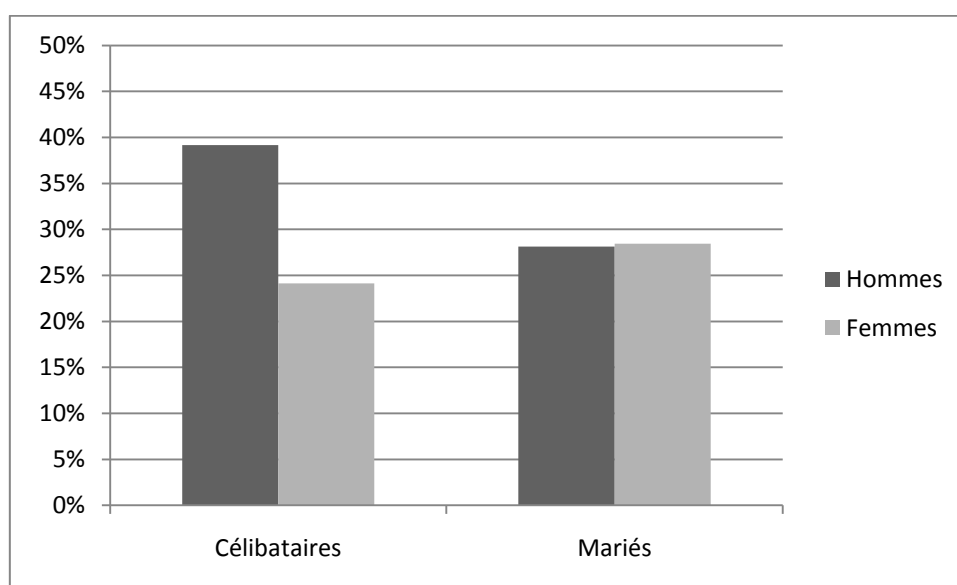


Source : enquête *L'ouvrier français en 1970*.

Mais, si cette interprétation était exacte, on devrait observer que l'écart entre les parts d'hommes et de femmes qui sont favorables à la vente libre de la pilule est plus élevé chez les célibataires que chez les mariés, puisque ce sont bien les hommes célibataires qui ont le plus à

gagner à la mise en concurrence des femmes (ce sont bien eux qui pourront s'épargner le mariage), et ce sont bien les femmes célibataires qui ont le plus à y perdre (ce sont bien elles qui risquent de ne plus se voir proposer le mariage). Or, qu'observe-t-on ? Précisément, que (parmi les seuls répondants aux questions sur la pilule et sur le statut matrimonial) l'écart entre les parts d'hommes et de femmes qui sont favorables à la vente libre de la pilule est dû entièrement aux écarts entre hommes et femmes célibataires. Alors que, parmi les ouvriers mariés, 28 % des femmes comme des hommes se déclarent favorables à la vente libre de la pilule, parmi les ouvriers célibataires seules 24 % des femmes contre presque 39 % des hommes se déclarent favorables à la vente libre de la pilule (figure 58).

Figure 58. Part des ouvriers favorables à la vente libre de la pilule, par statut matrimonial – France, 1970



Source : enquête *L'ouvrier français en 1970*.

Par conséquent, il semblerait que, dans la mesure où c'est la mise à disposition de la pilule qui aurait pu déclencher l'essor de la cohabitation, il ne faudrait pas négliger le double mécanisme par lequel la pilule a pu jouer : non seulement – cela va de soi – en libérant les femmes qui prennent la pilule de la crainte des conceptions inopportunes, mais *aussi* en réduisant le pouvoir de négociation des femmes qui ne prennent pas la pilule et, par suite, de toutes les femmes « bien obligées » de prendre la pilule et de cohabiter pour trouver un conjoint de qualité suffisante. Ce second mécanisme explicatif par lequel la mise à disposition de la pilule aurait pu déclencher l'essor de la cohabitation est par ailleurs compatible avec le fait qu'en France en 1972 les femmes estimaient ainsi un peu plus fréquemment que les hommes (selon les termes employés dans l'enquête d'opinion) que les mariages à l'essai sont des unions immorales, que l'augmentation du nombre des unions libres est une mauvaise

chose, et que le mariage constitue une union indissoluble (Boigeol *et al.* 1974 ; Roussel 1975) ; de même, parmi les Français de 18 à 29 ans en 1977, les femmes étaient un peu plus nombreuses que les hommes à ne pas approuver l'union libre, les hommes étant plus nombreux à l'approuver pleinement.

Ce second mécanisme par lequel la pilule aurait réduit la nuptialité au profit de la cohabitation jette un éclairage peu conventionnel sur le mouvement de libéralisation de la contraception. En effet, selon ce mécanisme, les militantes féministes des années 1960 et 1970 auraient bel et bien poursuivi – et atteint – des objectifs conformes à leurs intérêts de femmes relativement diplômées – c'est pour ces femmes relativement diplômées que la légalisation de la pilule est la plus libératrice, et ce sont bien elles qui l'utilisent en premier (comme le montrent empiriquement Leridon *et al.* 1987) –, mais elles auraient poursuivi et atteint leurs objectifs au détriment des intérêts de la « majorité silencieuse » de femmes relativement peu qualifiées qui, elles, avaient de bonnes raisons de craindre les conséquences de la légalisation de la pilule sur leur capacité à imposer le mariage à leurs conjoints. Cette façon de modéliser le mouvement féministe des années 1960 et 1970 demanderait, bien entendu, à être explorée de façon beaucoup plus approfondie par des historiens, mais c'est là une qualité de la théorie du choix rationnel que de proposer des pistes de recherche jusqu'alors inexplorées.

2.1.3.6. Bilan des observations sur données agrégées

Après avoir testé empiriquement à un niveau agrégé les divers modèles susceptibles d'expliquer pourquoi en France la cohabitation s'est développée si bien que l'âge au premier mariage et le célibat définitif se sont accrus, et pourquoi dans d'autres pays le même phénomène s'est produit mais à partir de périodes différentes, il apparaît que :

i. le modèle des gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux n'est pas empiriquement adéquat pour expliquer la baisse de la nuptialité au sein d'un quelconque pays occidental, même s'il pourrait contribuer à expliquer les variations de date de début de baisse de la nuptialité (et d'essor de la cohabitation) entre pays ;

ii. le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, testé par la variable du taux d'activité professionnelle des femmes (plutôt que la variable de leurs salaires relatifs), peut sembler empiriquement relativement adéquat pour expliquer la baisse de la nuptialité et l'essor de la cohabitation en France ; toutefois, son pouvoir semble médiocre pour expliquer les

variations de date de début de baisse de la nuptialité (et d'essor de la cohabitation) entre pays ;

iii. le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des rendements croissants à la production domestique n'est pas empiriquement adéquat pour expliquer la baisse de la nuptialité et l'essor de la cohabitation observés en France ;

iv. le modèle de calendrier de la mise en couple, testé par la variable de taux de chômage des jeunes (plutôt que celle de durée d'études), semble empiriquement adéquat pour expliquer la baisse de la nuptialité et l'essor de la cohabitation observés en France, mais il est inadéquat pour expliquer les variations de date de début de baisse de la nuptialité (et d'essor de la cohabitation) entre pays ;

v. le modèle de la pilule semble adéquat pour expliquer la baisse de la nuptialité et l'essor de la cohabitation observés en France ainsi que dans les autres pays sur lesquels on a pu le tester, ainsi que pour expliquer les variations de date de début de baisse de la nuptialité (et d'essor de la cohabitation) entre pays.

Le modèle explicatif le plus performant de l'essor en France de la cohabitation et – par suite – de l'âge au premier mariage et du célibat définitif semble donc être le modèle de la pilule (qui peut, en outre, expliquer adéquatement l'essor des conceptions et naissances hors mariage), même si deux autres modèles – le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints (testé avec la variable de taux d'activité professionnelle des femmes) ainsi qu'un modèle de calendrier de la mise en couple (testé avec la variable de taux de chômage des jeunes) – peuvent sembler partiellement satisfaisants.⁸⁹

Toutefois, ne pourrait-on pas réaliser un test empirique susceptible de départager, au niveau agrégé, ces trois modèles explicatifs ? En effet, ces trois modèles diffèrent au sens suivant : le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints (testé avec la variable de taux d'activité professionnelle des femmes) suppose que l'essor de la cohabitation a été déclenché par un *effet de génération* plutôt que par un effet de période ; par contraste, le modèle de calendrier de la mise en couple (testé avec la variable de taux de chômage des jeunes) suppose que l'essor de la cohabitation a été déclenché par un *effet de période débutant à partir de 1974-1975* (années à partir desquelles la crise

⁸⁹ Notons qu'une faiblesse commune à chacun de ces modèles est de ne pas permettre d'expliquer pourquoi, avant d'augmenter, l'âge au premier mariage a baissé (plutôt que de stagner) ; il s'agit là d'une question qui est peut-être à replacer dans la tendance séculaire à la baisse de l'âge au premier mariage jusque dans les années 1970, qu'il conviendrait d'examiner de près, mais que nous ne pouvons entreprendre dans le cadre de cette thèse.

économique qui fait suite au choc pétrolier commence à accroître le taux de chômage⁹⁰) ; enfin, le modèle de la pilule suppose que l'essor de la cohabitation a été déclenché par un *effet de période débutant vers les alentours de 1972* (année à partir de laquelle la part des femmes d'âges fertiles qui utilisent la pilule dépasse 10 % et à partir de laquelle le rythme de diffusion de la pilule s'accroît). Les données agrégées susceptibles d'offrir les observations les plus minutieuses sur ce sujet sont les taux de primo-nuptialité par âge et par année ; pour des raisons de lisibilité, nous ne retraçons ci-dessous, séparément pour les membres de chaque sexe, l'évolution des taux de primo-nuptialité *que* pour chacun des dix âges de plus forte nuptialité en milieu de période (1975). Qu'observe-t-on ?

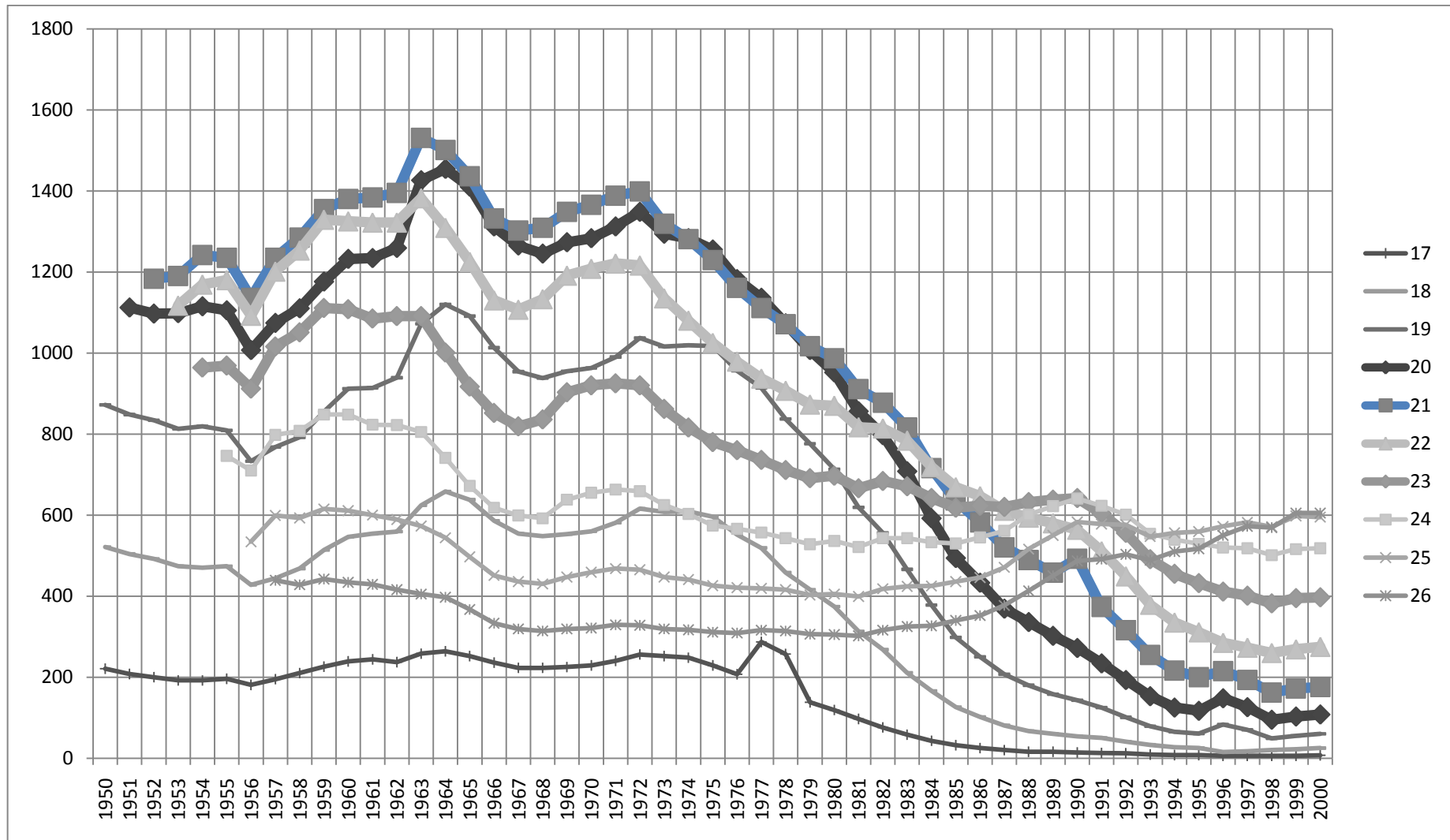
Si l'on suit les courbes de primo-nuptialité féminine par âge au fil des ans et que l'on concentre son attention sur le début des années 1970⁹¹ – la période dont nous avons vu qu'elle était charnière dans l'essor de la cohabitation et de l'âge au premier mariage –, on observe la chose suivante : c'est à partir de l'année 1973 – ni 1972 ni avant, ni 1974 ni après – que commencent, *tous ensemble*, à baisser durablement les taux de primo-nuptialité des femmes de 20 ans, de 21 ans, de 22 ans et de 23 ans (et, dans une moindre mesure, ceux des femmes de 18, 19, 24 et 25 ans), et ce quelle que soit leur génération (figure 59, sur laquelle les courbes de taux de 20 à 23 ans sont en gras). Si c'est à partir d'une même date que, quel que soit leur âge à cette date (c'est-à-dire, quelle que soit leur génération, en l'occurrence de 1947 à 1954), les femmes commencent à se marier moins souvent et/ou plus tardivement, c'est bien un *effet de période* que l'on observe, ce qui affaiblit la thèse selon laquelle ce serait la hausse du taux d'activité des femmes qui aurait déclenché la baisse de la nuptialité. Et ici, l'effet de période date très clairement de l'année 1973, ce qui permet d'exclure l'éventualité que ce soit la hausse du taux de chômage des jeunes (qui ne commence qu'une à deux années plus tard) qui a déclenché la baisse de la nuptialité. Par conséquent, cette analyse conduit à conclure que c'est plus vraisemblablement la diffusion de la pilule qui a déclenché la baisse de la nuptialité : c'est à partir de la légalisation de la pilule en 1967 et de la promulgation des décrets d'application de cette loi en 1969-1972 que la pilule se diffuse au fil des ans, et c'est à partir de 1973 que la primo-nuptialité baisse (au profit de la cohabitation). Notons d'ailleurs

⁹⁰ Si le taux de chômage (général comme des jeunes) commence à croître à partir des années 1974 et 1975, le taux de croissance du salaire net moyen à temps complet (du secteur privé et semi-public), lui, ne s'est brisé qu'en 1977, passant de 4 % par an de 1951 à 1976 à environ 0,5 % par an depuis (Casaccia, Seroussi 2000).

⁹¹ C'est-à-dire que l'on fait abstraction de la première baisse de la primo-nuptialité féminine suite à l'année 1963, qui est une baisse temporaire ; comme l'écrit un démographe, « la première chute de l'indicateur conjoncturel féminin de première union entre 1964 et 1967 est transitoire, et due à l'arrivée des générations nombreuses de l'après-guerre aux âges de formation d'un couple créant un déséquilibre momentané des effectifs (les femmes de ces générations ayant du mal à trouver des partenaires parmi des générations masculines nées pendant la guerre et donc moins nombreuses) » (Prioux 2005).

que, si la baisse de la primo-nuptialité féminine à partir de 1973 est évidente pour les femmes de 20 à 23 ans (il s'agit là des courbes qui, en 1973, comportent les trois points les plus élevés sur la figure 58, ainsi que le cinquième point le plus élevé), elle l'est moins pour les femmes de 18, 19, 24 et 25 ans, moins encore pour les femmes de 17 et 26 ans et moins encore pour les femmes de 15 à 16 ans ou de 27 à 50 ans (dont les courbes de primo-nuptialité ne sont pas ici reportées pour des raisons de lisibilité), c'est-à-dire que c'est aux âges auxquels les jeunes femmes sont le plus susceptibles de prendre la pilule qu'elles commencent le plus clairement à reporter leur mariage, les femmes trop jeunes ou trop âgées pour être nombreuses (à ces âges) à prendre la pilule ne se mettant pas à partir de 1973 à reporter leur mariage plus qu'elles ne le faisaient jusque-là. Cette analyse tend à confirmer de façon relativement solide que c'est vraisemblablement la pilule qui – par les mécanismes que nous avons détaillés – a déclenché le mouvement de baisse durable de la nuptialité féminine en France à partir de 1973. Aucun autre modèle explicatif que celui de la pilule ne rend aussi bien compte du phénomène selon lequel c'est à partir, précisément, de 1973, que les jeunes femmes de 20-23 ans surtout se sont mises à reporter leur mariage (au profit de la cohabitation).

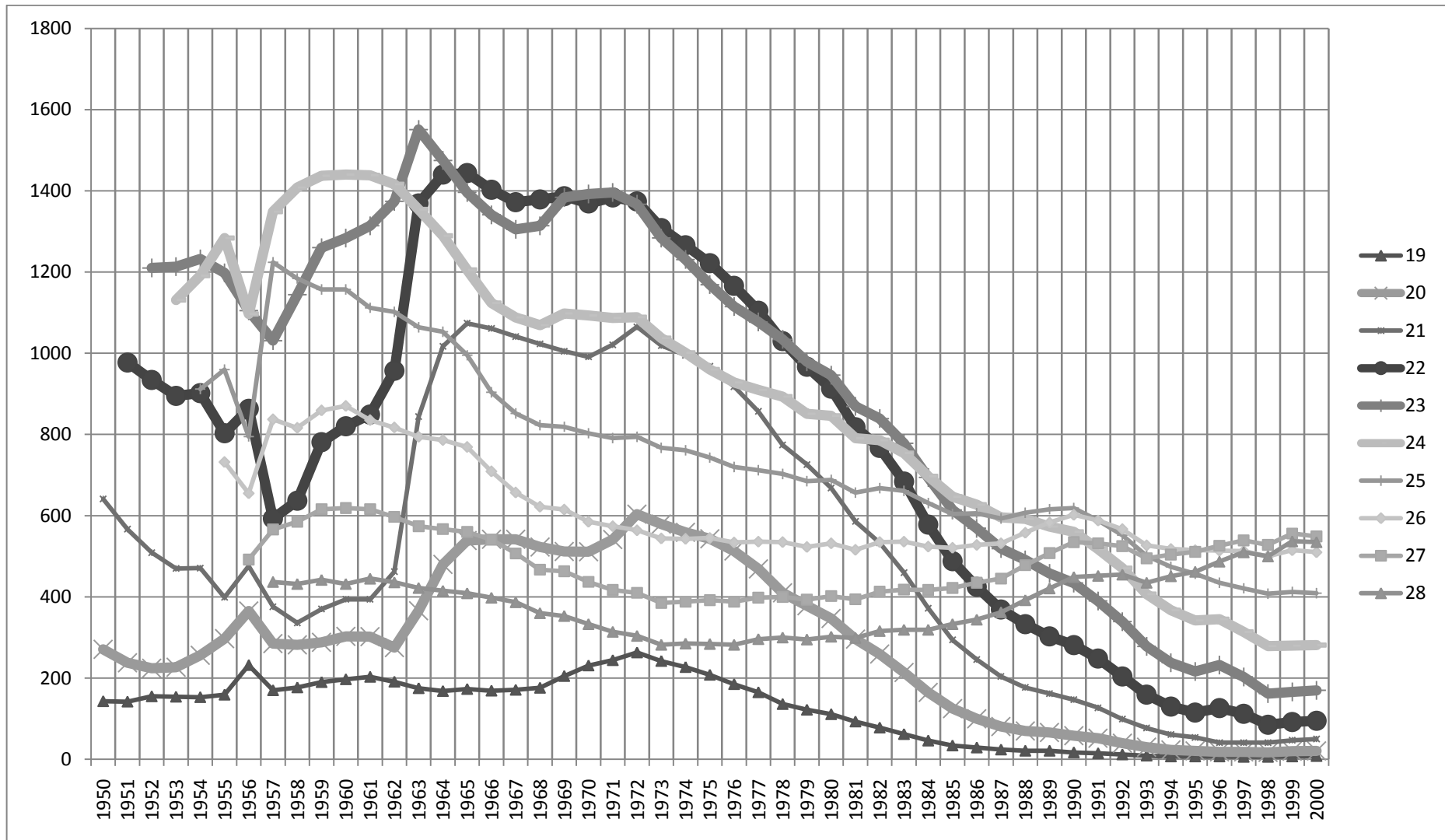
Figure 59. Taux de primo-nuptialité féminins par âge et par année (pour 10 000 femmes) – France, 1950-2000



Source : Sardon 2005a.

Si l'on suit les courbes de primo-nuptialité masculine par âge au fil des ans, l'observation est analogue (figure 60) : c'est à partir de l'année 1973 que commencent, tous ensemble, à baisser durablement les taux de primo-nuptialité des hommes de 20 ans, de 21 ans, de 22 ans, de 23 ans et de 24 ans, et ce quelle que soit leur génération (les courbes de taux de 20 à 24 ans sont en gras). On a là une confirmation forte du fait que l'essor de l'âge au premier mariage est un pur effet de période déclenché à partir de l'année 1973 – un effet qui, selon nos analyses, est relativement plus congruent avec le modèle explicatif de la pilule. Si, dans cette optique, c'est à partir de 1973 que les jeunes hommes de 20-24 ans se mettent à reporter leur mariage (au profit de la cohabitation), c'est parce que c'est à partir de cette date que leurs conjointes (ou plutôt une part suffisante d'entre elles) prennent la pilule, si bien qu'elles peuvent se permettre de cohabiter plutôt que de se marier directement.

Figure 60. Taux de primo-nuptialité masculins par âge et par année (pour 10 000 hommes) – France, 1950-2000



Source : Sardon 2005a.

Notons par ailleurs que la baisse des taux de nuptialité par âge aux États-Unis à partir de la fin des années 1960 révèle elle aussi – même si c’est avec des données sensiblement moins riches – un effet de période plutôt que de cohorte (Rodgers, Thornton 1985), ce qui rendrait cette explication de la baisse de la primo-nuptialité par la pilule compatible avec l’observation faite dans ce pays (puisque la pilule a commencé à y être introduite dès le début des années 1960).

2.2. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité en France depuis la génération 1947 : tests empiriques sur données individuelles

Les observations que nous avons réalisées à partir de données agrégées nous ont conduits à la conclusion suivante : ce serait la mise à disposition de la pilule, plutôt que l'essor de l'activité professionnelle des femmes ou l'essor du chômage des jeunes (ou *a fortiori* les variations d'autres variables et l'activation des mécanismes causaux qui y sont associés), qui en France aurait enclenché le mouvement de baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation, accroissant par là l'âge au premier mariage et le célibat définitif. C'est pour confirmer ou infirmer cette thèse que nous proposons, dans cette section, un test empirique des trois modèles explicatifs qui (à partir de données agrégées) sont apparus les plus adéquats. Cette fois-ci, le test empirique sera mené à partir de données françaises *individuelles*. Pour cela, nous procédons en deux temps. Tout d'abord, nous testons certaines implications empiriques de ces modèles à partir de modèles de régression (régression linéaire de l'âge au premier mariage, et régression logistique du fait de ne s'être jamais marié) (2.2.2.). Ensuite, nous testons les implications de ces modèles à partir de modèles de durée à temps discret (durée séparant l'âge nubile de la première cohabitation ou du premier mariage, puis durée séparant la première cohabitation du mariage du couple cohabitant) (2.2.3.). Mais avant cela, il convient de présenter une revue de la littérature empirique internationale proposant des tests de ces modèles à partir de données individuelles (2.2.1.).

2.2.1. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité, et l'essor de la cohabitation dans les pays occidentaux : revue de la littérature empirique internationale

C'est depuis les années 1980 et, surtout, les années 1990, que les sociologues et démographes occidentaux exploitent des données d'enquêtes en vue de déterminer pourquoi, dans ces pays, la cohabitation s'est développée, accroissant ainsi l'âge au premier mariage et le célibat définitif. Parmi les trois modèles explicatifs qui nous sont apparus, à partir de données agrégées, les mieux à même d'expliquer l'essor de la cohabitation en France et dans les autres pays occidentaux, deux ont été, de loin, les plus explorés : c'est le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, testé avec la variable de l'activité professionnelle des femmes, et le modèle de calendrier de la mise en

couple, testé avec divers indicateurs de difficulté d'insertion professionnelle des jeunes (dont le chômage). Le modèle de la pilule, quant à lui, n'a à notre connaissance été testé qu'une seule fois.

Avant d'en venir aux observations substantielles fournies par la littérature empirique sur l'essor de la cohabitation au détriment du mariage, il convient de noter un point méthodologique. En effet, cette littérature est quasiment unanime sur un point au moins, à savoir que l'estimation de l'effet de certaines variables explicatives sur la propension individuelle à cohabiter ou à se marier doit se faire dans le cadre de « modèles de durée » (*event-history analysis*), c'est-à-dire des modèles statistiques dont la variable dépendante est le fait de prendre une certaine décision (par exemple, cohabiter ou se marier, plutôt que de rester hors couple) pendant un intervalle de temps donné (par exemple, une année), sachant qu'au cours de sa vie l'individu n'a pas encore pris une telle décision (typiquement, il vit toujours hors couple au début de l'intervalle de temps considéré). Nous reviendrons plus en détail sur ce qu'est un modèle de durée – parce que c'est ce type de modèles que nous estimerons dans la section 2.2.3. –, mais retenons pour l'instant que c'est le même type de modèles statistiques qu'utilisent la plupart des articles ici mentionnés pour effectuer leurs estimations, et que dans ces modèles, comme dans les modèles de régression, l'effet de chaque variable explicative est estimé « à autres variables incluses dans le modèle contrôlées ».

2.2.1.1. Le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes

Selon ce modèle, la hausse de l'activité professionnelle des femmes, en réduisant les gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, aurait non seulement réduit le volume global de gains de l'union – ce qui aurait accru le risque de rupture – mais aussi accru la composante sentimentale de ces gains – ce qui aurait rendu la qualité de l'appariement moins prévisible –, toutes choses qui auraient incité les individus, par précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement, accroissant par là l'âge au premier mariage et le célibat définitif. À un niveau individuel, ce modèle implique qu'au sein des générations, les femmes qui exercent une activité professionnelle (*a fortiori* bien rémunérée) devraient relativement moins souvent se marier (directement) et relativement plus souvent cohabiter (avant mariage ou sans mariage) que les femmes sans activité professionnelle. Par conséquent, selon ce modèle, l'activité professionnelle devrait réduire la probabilité de mariage des femmes, par rapport à leur probabilité de cohabitation. Parallèlement, l'activité professionnelle des hommes ne devrait pas avoir un tel effet sur leur nuptialité.

L'activité professionnelle et le niveau de salaire des femmes réduisent-ils leur nuptialité au profit de la cohabitation ? C'est effectivement ce qu'ont observé certaines études réalisées à partir de modèles de durée. Ainsi, aux États-Unis dans les années 1970, le niveau de diplôme des femmes ainsi que le niveau de leurs ressources socioéconomiques (mesuré par les niveaux de diplôme et de revenu de leurs parents) réduisent leur nuptialité, sans que l'étude ait pu observer si ce niveau de ressources a un effet sur leur propension à cohabiter (Goldscheider, Waite 1986). De façon plus convaincante, en Suisse parmi les générations 1945 à 1975, lors de la première mise en couple, le niveau de diplôme et l'activité professionnelle des femmes réduisent leur propension à se marier directement et accroissent leur propension à cohabiter (Charton, Wanner 2001). Dans la même lignée, aux États-Unis dans les années 1980 et au début des années 1990, une hausse des revenus horaires du travail réduit la probabilité de mariage des femmes, alors qu'elle accroît celle des hommes (Burgess *et al.* 2002).

Cela dit, la littérature empirique est loin d'être unanime sur ce point. À partir d'une analyse démographique réalisée sans contrôler de variables supplémentaires, on a montré qu'aux États-Unis, alors que dans les générations 1950-1954 le niveau de diplôme accroissait le célibat définitif des femmes, dans les générations 1960-1964 le niveau de diplôme *réduit* le célibat définitif des femmes (noires aussi bien que blanches) (Goldstein, Kenney 2001). Or, le fait que la nuptialité a baissé sensiblement plus fortement chez les femmes peu diplômées semble difficilement compatible avec l'idée selon laquelle ce serait l'activité féminine – plus forte chez les femmes plus diplômées – qui aurait causé cette baisse de la nuptialité. En outre, plusieurs études réalisées à partir de modèles de durée confirment qu'aux États-Unis au moins il est peu probable que ce soit la hausse de l'activité professionnelle des femmes qui ait réduit la nuptialité. En effet, selon une première étude, aux États-Unis dans les années 1980 et au début des années 1990 (ou des générations 1950-1954 aux générations 1960-1965), les perspectives de rémunérations futures des jeunes femmes semblent accroître – plutôt que de réduire ou de ne pas affecter – leur probabilité de mariage (Sweeney 2002) ; cette étude confirme par ailleurs les résultats – obtenus à partir de techniques statistiques moins sophistiquées – selon lesquels des années 1960 au début des années 1980 le fait d'avoir un emploi accroissait effectivement la probabilité de mariage des femmes célibataires (bien que moins fortement que celle des hommes célibataires) (Goldscheider, Waite 1986). Selon une seconde étude, toujours aux États-Unis dans les années 1980, le niveau des perspectives de rémunérations futures des jeunes femmes n'accroît pas mais ne réduirait pas non plus – c'est-à-dire qu'il n'affecterait pas – leurs probabilités de mariage ni de cohabitation (Xie *et al.*

2003) ; de même, selon une étude concordante, le niveau de ressources socioéconomiques des femmes cohabitantes n'affecterait ni négativement ni positivement leur probabilité de mariage (Smock, Manning 1997). Quoi qu'il en soit, aucune de ces études ne prétend que le niveau de rémunération des femmes américaines réduirait leur nuptialité, ce qui tend à infirmer le modèle ici proposé.

Par conséquent, la littérature empirique américaine tendant à indiquer que le niveau de ressources socioéconomiques des femmes ne réduit pas leur nuptialité au profit de la cohabitation (cf. Oppenheimer 1997a pour une revue de littérature), certains chercheurs ont suggéré que ce n'était pas la hausse de l'activité professionnelle des femmes, mais bien plutôt la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes, qui aurait conduit au développement de la cohabitation au détriment du mariage. L'idée sous-jacente à ce changement de modèle explicatif est la suivante : au fur et à mesure que le taux d'activité et le niveau des salaires des femmes rejoignent ceux des hommes, la plupart des gains de la mise en couple ne sont plus issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, mais bien plutôt de l'assurance mutuelle que se procurent les conjoints en travaillant tous deux – une telle assurance devenant par ailleurs d'autant plus précieuse que le risque de chômage ou de temps partiel contraint augmente pour tous (Oppenheimer 1995).

Toutefois, s'il semble raisonnable d'admettre que ce n'est pas la hausse de l'activité professionnelle des femmes qui a réduit la nuptialité et accru la cohabitation aux États-Unis, il n'est pas à ce jour empiriquement établi qu'il en aille de même dans les pays européens. L'étude susmentionnée portant sur la Suisse porterait même à croire le contraire.

2.2.1.2. Le modèle de la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes

Selon ce modèle, la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes, due à la hausse du chômage des jeunes et à la précarisation des emplois de début de carrière, en retardant les âges auxquels les individus acquièrent certaines des caractéristiques qui les rendent désirables aux yeux de leurs conjoints potentiels, et en retardant les âges auxquels les individus acquièrent certains de leurs goûts en matière de choix du conjoint, aurait rendu la qualité des appariements précoces moins prévisible, ce qui aurait incité les individus, par précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement, accroissant par là l'âge au premier mariage et le célibat définitif. À un niveau individuel, ce modèle implique qu'au sein des générations les individus qui sont au chômage ou en emploi précaire (donc globalement des individus relativement peu qualifiés) devraient relativement moins souvent se marier

(directement) et relativement plus souvent cohabiter (avant mariage ou sans mariage) que les individus en emploi stable. Par conséquent, selon ce modèle, le chômage devrait réduire la probabilité de mariage, par rapport à la probabilité de cohabitation. En outre, toujours à un niveau individuel, ce modèle implique qu'au fil des générations ce sont les individus les moins diplômés – ceux dont la difficulté d'insertion sur le marché du travail s'est le plus accrue suite à la crise économique des années 1970 – dont la nuptialité devrait avoir le plus baissé au profit de la cohabitation. On le voit, par les prédictions qu'il permet de formuler, ce modèle se distingue nettement du précédent : alors que le modèle de hausse de l'activité professionnelle des femmes indiquait que les individus qui cohabitent le plus devraient être les femmes actives et leurs conjoints – donc des individus relativement diplômés –, le modèle de hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes indique que les individus qui cohabitent le plus devraient être des individus relativement peu diplômés. Il convient toutefois de distinguer deux versions possibles de ce modèle explicatif.

Dans une première version de ce modèle, qui suppose (implicitement au moins) que la plupart des gains de la mise en couple et du mariage restent issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, la désirabilité des hommes aux yeux des femmes serait toujours aussi étroitement dépendante de leur insertion professionnelle que par le passé, et la désirabilité des femmes aux yeux des hommes serait toujours relativement indépendante de leur insertion professionnelle, si bien que c'est la seule hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes *hommes* qui aurait incité les couples à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. À un niveau individuel, cette première version implique donc qu'au sein des générations le chômage ou la précarité de l'emploi ne réduisent la probabilité de mariage (au profit de la cohabitation) que pour les hommes, et non pour les femmes. En outre, toujours à un niveau individuel, cette version implique qu'au fil des générations ce sont les hommes les moins diplômés – ceux dont la difficulté d'insertion sur le marché du travail s'est le plus accrue suite à la crise économique des années 1970 – dont la propension au mariage devrait avoir le plus baissé au profit de la cohabitation.

Dans une seconde version de ce modèle, qui suppose que la plupart des gains de la mise en couple et du mariage ne sont plus aujourd'hui issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, mais bien plutôt de l'assurance mutuelle que s'offrent des conjoints tous deux actifs professionnellement, la désirabilité des femmes comme des hommes dépendrait de façon étroite de leurs insertions professionnelles respectives, si bien que c'est la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle *des jeunes femmes aussi bien que des jeunes hommes* qui aurait incité les couples à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. À un

niveau individuel, cette seconde version implique donc qu'au sein des générations le chômage ou la précarité de l'emploi réduisent la probabilité de mariage (au profit de la cohabitation) pour les femmes aussi bien que pour les hommes – ou tout au moins, que les différences d'effets du chômage sur les probabilités de mariage et de cohabitation des membres de chaque sexe tendraient à s'atténuer. En outre, toujours à un niveau individuel, cette version implique qu'au fil des générations ce sont les hommes mais aussi les femmes les moins diplômés – ceux et celles dont la difficulté d'insertion sur le marché du travail s'est le plus accrue suite à la crise économique des années 1970 – dont la propension au mariage devrait avoir le plus baissé au profit de la cohabitation.

Les difficultés d'insertion professionnelle des jeunes réduisent-elles leur nuptialité au profit de la cohabitation, et si oui cet effet est-il observé chez les seuls hommes ou aussi chez les femmes ? Pour ce qui concerne les États-Unis, toute une littérature, partiellement inspirée des réflexions et des travaux de la sociologue Valerie Oppenheimer (Oppenheimer 1988 ; Oppenheimer 1997a ; Oppenheimer 2001b), indique qu'effectivement les difficultés d'insertion professionnelle des jeunes hommes tendent à les conduire à cohabiter plutôt qu'à se marier, une bonne insertion et une certaine maturité professionnelle les conduisant au contraire à se marier plutôt qu'à cohabiter, comme si la cohabitation constituait « une réponse stratégique à des incertitudes professionnelles accrues » (Oppenheimer 2003). De façon générale, aux États-Unis, le niveau de diplôme des hommes accroît leur probabilité de mariage, et ce, qu'ils vivent hors couple ou qu'ils cohabitent (cf. Smock 2000 pour une revue de littérature). Aux États-Unis des années 1960 au début des années 1980 le fait d'avoir un emploi accroît fortement la probabilité de mariage des hommes célibataires (Goldscheider, Waite 1986). Dans les années 1980, le fait, pour un homme, de n'être pas entré pleinement dans la sphère active et d'avoir des revenus faibles – qui est plus fréquent chez les hommes moins diplômés – réduit la probabilité de mariage des célibataires (Oppenheimer *et al.* 1997). Le niveau d'études, le fait qu'ils soient en emploi à temps plein (plutôt qu'au chômage) et le niveau de leurs revenus – tous des indicateurs du niveau de leurs ressources socioéconomiques – accroissent aussi la probabilité de mariage des hommes cohabitants (Smock, Manning 1997). Plus précisément, et toujours aux États-Unis dans les années 1980 et au début des années 1990, le fait d'avoir récemment connu le chômage réduit la probabilité de mariage et accroît la probabilité de cohabitation des hommes hors couple (le niveau de revenu accroissant quant à lui la probabilité de mariage comme de cohabitation des hommes hors couple, même s'il n'accroît pas la probabilité de mariage des hommes cohabitants) (Oppenheimer 2003) ; de même, le niveau des perspectives de rémunérations futures des

jeunes hommes accroît leur probabilité de mariage mais pas celle de cohabitation (Xie *et al.* 2003). Encore aux États-Unis des années 1980 jusqu'au début des années 1990, l'effet positif des perspectives de rémunérations futures des hommes sur leur probabilité de mariage n'a pas perdu de son importance ; bien au contraire, l'effet positif de leur niveau de diplôme sur leur probabilité de mariage s'est accru, et l'effet négatif du fait d'être encore étudiant s'est lui aussi accru (Sweeney 2002). Des phénomènes analogues sont observés au Canada où, dans les générations des années 1960, la précarité économique (ou plus précisément le fait d'avoir interrompu son activité professionnelle) réduit la probabilité de mariage des hommes (Mongeau *et al.* 2001). Par conséquent, le degré d'insertion des hommes dans leur vie professionnelle favorisant le mariage plutôt que la cohabitation, il serait possible que ce soit la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des hommes qui ait conduit les couples à cohabiter plutôt qu'à se marier.

En outre, de tels résultats concernant les effets de l'insertion professionnelle des hommes sur leurs modalités de mise en couple semblent largement répliqués en Europe. Aux Pays-Bas dans les générations des années 1930 aux années 1960, le fait d'avoir un emploi accroît la probabilité de mariage des hommes plus fortement que cela n'accroît leur probabilité de cohabitation (cet effet positif du fait d'avoir un emploi sur les probabilités de mariage et de cohabitation étant resté constant au fil des générations⁹²) (Kalmijn, Luijkx 2005) ; toutefois, aux Pays-Bas, le niveau d'études accroît la probabilité de cohabitation des hommes *plus* fortement qu'il n'accroît leur probabilité de mariage, ce qui diffère de l'observation couramment faite aux États-Unis (Kalmijn, Luijkx 2005). En Grande-Bretagne, chez les couples cohabitants dont la femme est née de 1930 à 1970, le niveau de revenus de l'homme accroît la probabilité de mariage du couple (Ermisch, Francesconi 2000). Et en France, dans les générations 1938 à 1977, le fait d'être au chômage réduit la probabilité de mariage des hommes (Ekert-Jaffé, Solaz 2001). Comme le résumait les auteurs de ce dernier article, le fait d'être au chômage constitue en fait pour un homme un triple handicap sur le marché matrimonial – un triple handicap qui pourrait expliquer pourquoi leurs conjointes évitent de se marier avec eux (plus encore que de cohabiter) tant que dure cette période de

⁹² Le fait que l'effet de l'emploi des hommes sur leurs probabilités de mariage et de cohabitation soit constant au fil des générations pourrait, selon les auteurs de l'article, découler de la combinaison de deux mécanismes opposés : d'un côté, l'essor de l'activité professionnelle des femmes réduirait l'importance des revenus de l'homme pour le couple, ce qui réduirait les gains de l'union issus du fait qu'il travaille ; mais d'un autre côté cet essor de l'activité professionnelle des femmes rendrait plus précieuse, pour les femmes, l'information que leurs conjoints peuvent leur donner quant au marché du travail s'ils sont en emploi, de même que l'essor de l'activité professionnelle des femmes rendrait plus précieuse, pour les hommes, l'information que leurs conjoints peuvent leur donner quant au marché du travail s'ils sont en emploi, toutes choses qui accroîtraient les gains de l'union issus du fait que l'homme travaille (Kalmijn, Luijkx 2005).

chômage : cela envoie un signal selon lequel leurs revenus futurs seront de niveau faible, cela rend leurs revenus futurs (à même espérance) plus difficilement prévisibles (ce qui est indésirable aux yeux des individus « averse au risque »), et cela empêche le chômeur de transmettre à sa conjointe des informations pertinentes sur le marché du travail (Ekert-Jaffé, Solaz 2001). Il n'est pas étonnant, dès lors, que les difficultés d'insertion professionnelle des jeunes hommes réduisent leur nuptialité, et ce partiellement au profit de la cohabitation.

Mais ces mêmes difficultés d'insertion professionnelle réduisent-elles aussi la nuptialité des femmes ? La réponse est ici moins tranchée. D'un côté, certaines études indiquent que les difficultés d'insertion professionnelle réduisent aussi la nuptialité des femmes, bien que moins fortement que celle des hommes. Par exemple, aux États-Unis des années 1960 au début des années 1980, le fait d'avoir un emploi accroît la probabilité de mariage des hommes célibataires mais aussi des femmes célibataires, bien que moins fortement (Goldscheider, Waite 1986) ; et des années 1980 au début des années 1990, l'effet positif des perspectives de rémunérations sur la probabilité de mariage des femmes américaines semble être allé grandissant (Sweeney 2002). De même, au Canada, alors que dans les générations des années 1940 l'instabilité professionnelle accroissait la probabilité de mariage des femmes (et réduisait celle des hommes), dans celles des années 1950 ou 1960 elle réduit la probabilité de mariage des femmes (et toujours celle des hommes) ; en outre, alors que dans les générations des années 1950 le fait d'avoir interrompu son activité professionnelle accroissait la probabilité de mariage des femmes, dans les générations des années 1960 le fait d'avoir interrompu son activité professionnelle accroît leur probabilité de cohabitation (Mongeau *et al.* 2001). Et en France, dans les générations 1938 à 1977, le fait d'être au chômage réduit la probabilité de mariage des femmes (Ekert-Jaffé, Solaz 2001). Toutefois, une étude poussée sur le sujet – qui a pour avantage de contenir des informations sur les deux membres du couple, mais qui du coup n'observe que des couples cohabitants et non pas des individus hors couple – indique qu'aux États-Unis dans les années 1980 la probabilité de mariage des couples cohabitants ne dépend pas du niveau de ressources économiques de la femme (mesuré par son niveau d'études, le fait qu'elle soit en emploi à plein temps plutôt qu'au chômage, et son niveau de revenus), mais seulement (et positivement) de celui de l'homme (Smock, Manning 1997). Par conséquent, on admettra que dans la mesure où les difficultés d'insertion professionnelle des jeunes ont pu jouer sur l'essor de la cohabitation au détriment du mariage, elles l'auraient fait surtout en frappant les jeunes hommes, plus que les jeunes femmes.

Même si la littérature empirique internationale sur la désaffection pour le mariage a permis d'établir les observations susmentionnées, il fait peu de doute que cette littérature

manque d'ampleur et d'homogénéité, ce qui interdit d'en tirer des observations plus générales. D'un côté, cette littérature reste insuffisamment développée pour la plupart des pays (sauf les États-Unis), et elle est insuffisamment comparatiste (ce qui exigerait d'exploiter des bases de données internationales), si bien que l'on ignore dans quelle mesure les observations réalisées aux États-Unis – notamment celles concernant l'effet (non négatif) du travail des femmes sur leur probabilité de mariage – sont valides aussi dans les autres pays occidentaux. D'un autre côté, le fait que cette littérature manque d'homogénéité est à la source de deux séries de faiblesses. Tout d'abord, les modèles de durée que cette littérature estime ne comprennent pas tous – loin de là – la même variable dépendante : parfois cette variable est le mariage (plutôt que le maintien dans le célibat), parfois c'est la cohabitation (plutôt que le maintien dans la situation hors couple), parfois c'est le mariage direct *ou* la cohabitation (plutôt que le maintien hors couple – on parle alors de modèle « à risques concurrents »), et parfois c'est le mariage (voire aussi la rupture) plutôt que le maintien dans la cohabitation. Même si les données disponibles ne le permettent pas toujours, il est clair qu'il serait préférable de n'estimer *que* des modèles à risques concurrents, c'est-à-dire des modèles de la première mise en couple dans lesquels les individus hors couple peuvent soit cohabiter soit se marier directement – la question consistant à savoir si les individus cohabitants se marient ou restent cohabitants (voire rompent) ne devant être abordée que dans un second temps. Par contraste, la diversité des modèles que la littérature estime nuit à sa cumulativité. Ensuite, les modèles de durée que cette littérature estime ne comprennent pas tous les mêmes variables indépendantes ; parmi les plus importantes, il faudrait distinguer les effets respectifs du niveau d'études, de l'activité professionnelle (relativement à l'inactivité), de l'activité à plein temps ou à mi-temps (plutôt que le chômage), du niveau de revenu, et des perspectives de carrière, sachant que chacune de ces variables pourrait affecter les modalités de mise en couple de façons diverses selon qu'elle a ou non été « contrôlée » par chacune des autres. Encore une fois, la diversité des modèles que la littérature estime nuit à sa cumulativité.

Au final, ces faiblesses ne permettent pas de déterminer avec assurance si c'est plutôt la hausse de l'activité professionnelle des femmes – chose peu probable aux États-Unis du moins – ou la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes – et particulièrement des jeunes hommes – qui, dans les pays occidentaux, est à l'origine de la baisse de la nuptialité au profit de la cohabitation. Cela dit, ces faiblesses ne sont peut-être pas seules en cause : le caractère relativement ambigu des observations empiriques ici rapportées pourrait (au moins en partie) être dû au fait que ce ne serait ni la hausse de l'activité

professionnelle des femmes ni la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes qui aurait enclenché le mouvement de baisse de la nuptialité au profit de la cohabitation : ce pourrait être, comme nous l'avons vu, l'introduction de la pilule contraceptive.

2.2.1.3. Le modèle de la pilule

Selon ce modèle, la mise à disposition de la pilule, en libérant les femmes de la crainte des conceptions inopportunes mais aussi peut-être en réduisant leur pouvoir de négociation face aux hommes, aurait conduit les couples à cohabiter plutôt qu'à se marier directement, accroissant par là l'âge au premier mariage et le célibat définitif. Parallèlement, la mise à disposition de la pilule, en permettant aux hommes de s'engager de façon crédible en prenant part à la décision de leur conjointe d'arrêter la pilule pour concevoir un enfant, aurait conduit les couples à légitimer de moins en moins souvent leurs enfants conçus hors mariage. À un niveau individuel, ce modèle implique qu'au sein des générations les femmes qui prennent la pilule et leurs conjoints devraient relativement moins souvent se marier (directement) et relativement plus souvent cohabiter (avant mariage ou sans mariage). En outre, toujours à un niveau individuel, ce modèle implique qu'au fil des générations ce sont les femmes qui prennent la pilule dont la probabilité de mariage devrait avoir le plus baissé au profit de la cohabitation, et dont la propension à légitimer les enfants conçus hors mariage devrait avoir le plus baissé.

La mise à disposition de la pilule a-t-elle réduit la nuptialité au profit de la cohabitation ? Sur ce point, il n'existe – à ce jour (2009), et à notre connaissance – qu'un seul travail empirique, qui porte sur les États-Unis et qui montre empiriquement que les générations de femmes célibataires poursuivant des études secondaires qui sont les premières à bénéficier de la pilule (celles nées autour de 1948 pour les femmes de 18-21 ans, et celles nées autour de 1952 pour les femmes de moins de 18 ans) sont aussi les premières à reporter leur mariage (Goldin, Katz 2002). Mais l'apport principal de ce travail réside en ce que, pour savoir s'il s'agit d'une simple coïncidence ou s'il est plus probable que l'introduction de la pilule ait effectivement eu un impact causal sur l'essor de l'âge au mariage, les auteurs de l'article cherchent à savoir si c'est bien dans les États américains qui ont mis à disposition la pilule le plus précocement que l'âge au mariage a commencé à s'élever le plus précocement. Et effectivement, ils montrent que les femmes américaines ont commencé à reporter leur mariage à partir de dates d'autant plus précoces (à partir de la fin des années 1960) que l'État dans lequel elles résidaient avait mis à disposition la pilule plus précocement (Goldin, Katz

2002). Ainsi, il est vraisemblable qu'aux États-Unis au moins ce soit l'introduction de la pilule qui ait enclenché l'essor de l'âge au premier mariage.

Par ailleurs, cet article – reprenant des considérations déjà formulées par la littérature théorique sur le sujet (Akerlof *et al.* 1996) – suggère que l'introduction de la pilule a pu accroître l'âge au premier mariage non seulement par les deux mécanismes que nous avons vus (libération de la crainte de conception inopportune, et mise en concurrence des femmes), mais aussi en incitant les femmes à prolonger leurs études – ce qui, à son tour, et pour des raisons que nous avons elles aussi déjà vues, aurait pu les inciter à reporter leur mariage. En effet, la mise à disposition de la pilule, en assurant les femmes contre le risque de devoir interrompre leurs études (voire leur activité professionnelle) de façon inopportune pour accoucher et élever des enfants, a accru pour les femmes la rentabilité des études, ce qui à son tour devrait les avoir incitées à prolonger leurs études (et à accroître leur activité professionnelle). De fait, aux États-Unis, les générations de femmes célibataires poursuivant des études secondaires qui sont les premières à bénéficier de la pilule sont aussi les premières à poursuivre des études plus longues et – plus important – les femmes ont commencé à prolonger leurs études à partir de dates d'autant plus précoces (à partir de la fin des années 1960) que l'État dans lequel elles résidaient avait mis à disposition la pilule plus précocement (Goldin, Katz 2002). Ainsi, il est possible qu'aux États-Unis au moins l'introduction de la pilule ait accru l'investissement des femmes dans leurs études et leur activité professionnelle et, par là même, qu'elle ait accru leur âge au premier mariage. Comme l'affirmait une députée de l'opposition lors d'un débat parlementaire préalable à l'adoption de la proposition de loi libéralisant la contraception en France (le 1^{er} juillet 1967), « dès lors qu'un couple peut choisir le moment le plus opportun pour avoir ses enfants, la femme peut connaître une vie à part entière, l'organiser à la fois sur le plan professionnel et sur le plan maternel et se réaliser elle-même quand elle le souhaite. »

L'article dont nous synthétisons ici le contenu (Goldin, Katz 2002) apporte une dernière contribution – théorique, cette fois-ci – à l'analyse des effets de l'introduction de la pilule sur l'âge au premier mariage. Comme nous venons de le voir, c'est principalement en réduisant les coûts du report du mariage pour les *femmes prenant la pilule* que l'introduction de la pilule aurait pu accroître l'âge au mariage. Toutefois, la pilule aurait aussi pu accroître l'âge au mariage des *femmes ne prenant pas la pilule*, et ce non seulement en réduisant leur pouvoir de négociation face aux hommes – rendant par là plus difficile aux femmes d'imposer le mariage (direct) aux hommes – mais aussi en réduisant pour elles aussi les coûts du report du mariage. En effet, comme suite à l'introduction de la pilule une part accrue de femmes

peuvent désormais prolonger leurs études et attendre plus longtemps avant de se marier, sur le marché matrimonial la part d'hommes encore disponibles à des âges relativement élevés s'accroît, ce qui réduit pour toutes les femmes – même celles qui ne prennent pas la pilule – l'incitation à se marier rapidement en vue de pouvoir se marier avec un conjoint de bonne qualité (les meilleurs « partant » les premiers). En d'autres termes, la mise à disposition de la pilule, en ayant pour effet de retarder le mariage des hommes, aurait réduit les coûts du report du mariage en termes matrimoniaux, et ce pour *toutes* les femmes.

Notons enfin que, dans la mesure où ce modèle de la pilule implique qu'au fil des générations ce sont les femmes qui prennent la pilule dont la nuptialité devrait avoir le plus baissé au profit de la cohabitation, ce modèle implique – comme le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes, mais contrairement au modèle de la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes – que ce sont des individus relativement diplômés dont la nuptialité devrait avoir le plus baissé. De fait, en France tout du moins, la diffusion de la pilule a commencé non seulement par les femmes les plus jeunes, mais aussi par les femmes les plus urbanisées, les plus diplômées et provenant des milieux sociaux les plus favorisés (Leridon *et al.* 1987). En France en 1978 (Collomb, Charbit 1979), « parmi les femmes de 20-24 ans "soumises au risque" [de conception] 48,8 % utilisent la pilule mais on enregistre des fréquences nettement supérieures dans les catégories suivantes :

- ✓ femmes résidant dans une unité urbaine de 100 000 habitants ou plus (57,7 %) ;
- ✓ femmes résidant en région parisienne (64,4 %) ;
- ✓ titulaires du baccalauréat ou d'un diplôme supérieur (63,1 %) ».

Au final, ce modèle de la pilule apparaît relativement crédible, même si c'est celui qui a été le moins souvent testé.

2.2.2. La baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité en France depuis la génération 1947 : modèles de régression sur données individuelles françaises

Après avoir déterminé quels sont les trois modèles qui sont les plus susceptibles d'expliquer de façon adéquate la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation, et après avoir vu dans quelle mesure la littérature empirique internationale validait ou non chacun de ces modèles, il convient de tester le pouvoir explicatif de chacun de ces modèles sur des données françaises individuelles, tout d'abord à partir de modèles de régression. Pour

cela, et après avoir présenté les données de l'enquête EHF (2.2.2.1.), nous estimons des modèles de régression du célibat définitif (2.2.2.2.) puis de l'âge au premier mariage (2.2.2.3.).

2.2.2.1. Les données de l'enquête *Étude de l'Histoire Familiale* 1999

Avant d'exploiter les données de l'enquête *Étude de l'Histoire Familiale* 1999 afin de savoir si l'un au moins des trois modèles explicatifs principaux de la baisse de la nuptialité au profit de la cohabitation permet d'expliquer adéquatement les phénomènes observés en France, il convient de présenter l'enquête dont elles sont issues (encadré 12).

Encadré 12. L'enquête *Étude de l'Histoire Familiale* (EHF) 1999

L'enquête que nous exploitons dans cette thèse – enquête réalisée par l'INSEE en 1999 et intitulée *Étude de l'histoire familiale* – est la dernière version de l'enquête *Famille*. Les enquêtes *Famille* sont des enquêtes rétrospectives qui ont été menées conjointement aux recensements de 1954 à 1999 afin d'obtenir des informations sur la biographie familiale des enquêtés (sur l'histoire des enquêtes *Famille*, cf. Desplanques 2005). Ces enquêtes sont menées par questionnaire autoadministré :

« Le principe de réalisation est très simple : dans une fraction des secteurs d'agent recenseur constitués pour la collecte du recensement (un sur cinquante depuis 1962), les personnes entrant dans le champ de l'enquête Famille reçoivent, en plus de leur bulletin individuel (BI), un questionnaire spécifique qu'elles sont invitées à remplir elles-mêmes et à remettre à l'agent recenseur avec les autres documents du recensement. Entre autres avantages, cette organisation permet de décharger le BI d'un certain nombre de questions démographiques qui figurent dans les recensements étrangers ou sont recommandées par l'ONU, mais qu'il serait coûteux de poser à l'ensemble de la population (nombre d'enfants que l'on a déjà eus, état matrimonial détaillé, dates de décès du conjoint ou des enfants...). Réciproquement, l'enquête Famille utilise les informations collectées dans le recensement » (Mazuy, Toulemon 2001).

L'enquête EHF (dont l'histoire est retracée dans Héran 2005, dont le contenu est passé en revue dans Cassan *et al.* 2005, et dont les premiers résultats sont exposés dans Barre, Vanderschelden 2004) est ainsi présentée par ses concepteurs :

« À l'occasion du recensement de la population de mars 1999, 380 000 hommes et femmes vivant en domicile ordinaire [en France métropolitaine] ont rempli un bulletin complémentaire sur le thème de leur « histoire familiale », incluant des questions sur leurs origines, leurs enfants, leurs périodes de vie en couple et leur parcours social, ainsi que sur les langues d'usage au sein de leur famille, nationales et régionales ; ces mêmes informations ont été recueillies auprès de 6 600 personnes vivant en communauté, dont 1 700 détenus de sexe masculin. Profondément rénové, le questionnaire démographique de cette édition 1999 de l'enquête Famille, la première à s'adresser également à des hommes, permettra de nombreuses études, couvrant les histoires familiales dans toute leur complexité » (Mazuy, Toulemon 2001).

Pour notre objet – la formation et la dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle –, l'enquête EHF présente deux caractéristiques qui, combinées entre elles, font d'elle une base de données de grande valeur. Tout d'abord, la grande taille de son échantillon – plus de 380 000 individus – nous permettra d'inclure dans les analyses statistiques un nombre de variables « explicatives » relativement élevé, tout en disposant d'effectifs suffisamment nombreux pour permettre l'inférence statistique. Ensuite, le contenu de son questionnaire – et notamment la partie qui

porte sur la première mise en couple par le biais du mariage *mais aussi* de la cohabitation – nous permettra d’analyser la formation des premiers couples des membres des générations 1935 à 1968 tout en pouvant distinguer ceux qui ont cohabité de ceux qui se sont mariés directement, ainsi que les cohabitants qui se sont finalement mariés de ceux qui ne se sont finalement pas mariés. De même, la partie du questionnaire qui porte sur la rupture d’union des couples mariés *mais aussi* des couples cohabitants nous permettra d’analyser la dissolution des couples des promotions 1968 à 1998 tout en pouvant distinguer ceux qui, lors de leur rupture, cohabitaient de ceux qui étaient mariés.

Pour ce qui concerne plus précisément les questions portant sur la formation des couples chez les enquêtés, quel est le degré de fiabilité d’EHF ? Deux questions distinctes sont ici visées. Une première question (« question 13 »), qui demande : « Vivez-vous actuellement en couple, marié ou non (même si votre conjoint(e) occupe un autre logement pour des raisons professionnelles) ? », et qui propose trois modalités de réponse (Oui / Non, mais vous l’avez fait dans le passé / Non, vous n’avez jamais vécu en couple), est d’une grande fiabilité. En effet, « comme le démontre l’appariement de 1 306 questionnaires de l’enquête EHF de 1999 avec ceux de l’enquête Biographies et entourages réalisée par l’Ined en Ile-de-France en 2000-2001, au cours de laquelle des informations sur les unions ont été recueillies par des enquêteurs, les réponses données à la question 13 sont presque correctes à 100 % » (Prioux 2005). Par conséquent, **EHF estime correctement l’absence de mise en couple jusqu’à la date de l’enquête.**

Une seconde question (« question 14 »), qui concerne « les principales dates de la vie en couple », et qui précise : « par "vie en couple", nous entendons la vie commune sous le même toit, pendant 6 mois ou davantage, avec ou sans mariage », demande aux enquêtés de renseigner, entre autres choses, les dates de début et éventuellement de fin, ainsi que les éventuelles dates de mariage et de divorce, de leur première (ou unique) et de leur dernière vie en couple. Cette question n’est pas aussi fiable que la précédente, et ce en deux sens.

Premièrement, EHF comporte peut-être des non réponses concernant les dates de vie en couple. En effet, environ 6 % des individus ayant déclaré (à la question 13) qu’ils avaient vécu en couple n’ont pas renseigné (à la question 14) la date de début de leur vie de couple ; mais cela pourrait au moins en partie s’expliquer par le fait que certains des enquêtés ont vécu des unions non corésidentes ou des unions corésidentes de moins de six mois, qui sont incluses dans la question 13 mais pas dans la question 14 (Delmeire 2005). Comme les analyses statistiques que nous effectuons dans cette thèse requièrent de connaître les dates de début et de fin des unions et qu’à défaut de telles dates nous imputons aux enquêtés une vie hors couple, retenons la chose suivante : en raison de l’existence possible de dates de vie en couple manquantes, **EHF et nos analyses sous-estiment peut-être légèrement la fréquence des mises en couple** (c’est-à-dire des unions corésidentes de six mois ou plus). Alternativement, nous aurions pu – comme Prioux 2005 – redresser ces possibles non-réponses, mais considérant que ces non-réponses n’en sont peut-être pas, et qu’elles sont relativement rares dans les générations sélectionnées dans nos analyses (moins de 6 % des individus ayant répondu à la question 13 qu’ils étaient en couple ou avaient déjà vécu en couple), nous avons préféré les laisser telles quelles : les individus qui n’auront pas renseigné les dates de leur vie en couple seront réputés n’avoir pas vécu en couple corésident de six mois ou plus.

Et deuxièmement, comme nous l’avons déjà vu, EHF sous-estime manifestement la fréquence des mariages ; cette sous-estimation atteint son pic dans la génération féminine 1935, dans laquelle le célibat définitif féminin est surestimé de 13 points. Des analyses complémentaires indiquent toutefois que « les personnes n’ayant pas daté leurs unions ne présentent pas de profil particulier » (Prioux 2005), comme le suggérait déjà le fait qu’EHF estime correctement l’âge au premier mariage. Sur ce point, retenons donc la chose suivante : **EHF et nos analyses sous-estiment manifestement la fréquence des mariages, même si cette sous-estimation ne semble pas déformer les caractéristiques de l’échantillon des mariés.**

Pour le questionnaire de l’enquête EHF, cf. l’annexe (p. 477-478).

Au sein de cette enquête EHF 1999, nous ne retenons pour nos analyses sur l'âge au premier mariage et le célibat définitif que les individus des générations 1935 à 1958 (comme nous le verrons plus loin, les modèles de durée que nous estimerons comprendront des individus de dix générations supplémentaires, de 1935 à 1968). Cela nous permet d'analyser l'âge au premier mariage parmi les individus qui se sont mariés au moins une fois avant 40 ans, ainsi que le célibat définitif à 40 ans (40 ans étant l'âge à la date de l'enquête – en 1999 – des membres de la génération la plus jeune que nous analysons). En outre, parmi les individus des générations 1935 à 1958, nous excluons les immigrés, c'est-à-dire les individus nés étrangers à l'étranger. En effet, leurs comportements matrimoniaux pourraient relever de l'environnement de leur pays d'origine aussi bien que de l'environnement de France, alors que nous n'analysons que la baisse de la nuptialité *en France*.

Une fois sélectionnés, ces individus non immigrés des générations 1935 à 1958 dans l'enquête EHF sont au nombre de 61 536 hommes et 64 534 femmes. Quelles sont leurs caractéristiques (tableau 3) ?

Tableau 3. Statistiques descriptives des individus non immigrés des générations 1935 à 1958 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives

| | | HOMMES (N = 61 536) | FEMMES (N = 64 534) |
|---|---|------------------------|------------------------|
| Groupe de générations | 1935-1939 | 15,3 % | 16,5 % |
| | 1940-1944 | 16,2 % | 16 % |
| | 1945-1949 | 23,7 % | 23,3 % |
| | 1950-1954 | 25,2 % | 24,7 % |
| | 1955-1958 | 19,6 % | 19,5 % |
| Age de fin de scolarité | | 17,6 (3,6) | 17,4 (3,1) |
| Niveau de diplôme | Aucun diplôme | 12,5 % | 13 % |
| | CEP | 14,8 % | 20,8 % |
| | BEPC | 7,8 % | 11,2 % |
| | CAP | 25,5 % | 15,2 % |
| | BEP | 6,4 % | 6,8 % |
| | Bac général | 4,3 % | 6,5 % |
| | Bac techno. ou pro. | 6,3 % | 4,5 % |
| | Dipl. univ. de 1 ^{er} cycle | 6,1 % | 8,5 % |
| | Dipl. univ. de 2 ^e ou 3 ^e cycle | 10,8 % | 6,5 % |
| NR | 5,4 % | 6,9 % | |
| Age au 1 ^{er} emploi | | 17,7 (3,5) | 18,3 (3,9) |
| PCS à l'enquête | Agriculteur | 4,8 % | 3,5 % |
| | Indépendant | 10,3 % | 5 % |
| | Cadre ou P.I.S. | 17,4 % | 8 % |
| | Profession intermédiaire | 22,7 % | 21 % |
| | Employé | 12,6 % | 46,7 % |
| | Ouvrier | 31,8 % | 12 % |
| | Inactif | 0,4 % | 3,8 % |
| Situation conjugale | Vit en couple | 79,8 % | 73,5 % |
| | Ne vit pas en couple mais a déjà vécu en couple | 11,7 % | 20 % |
| | N'a jamais vécu en couple | 8,5 % | 6,5 % |
| Célibat définitif (à 40 ans) | | 25,2 % | 21,1 % |
| Age au 1 ^{er} mariage | | 25 (4,7) | 22,7 (4,5) |
| Nombre d'enfants (eus, adoptés, beaux-enfants élevés) | | 2,07 (1,4) | 2,15 (1,4) |

Parmi les individus sélectionnés comme dans la population générale, les membres des générations du baby-boom (1945-1949 et 1950-1954) sont plus nombreux que ceux des générations encadrantes. Dans les générations 1935 à 1958, l'âge moyen de fin de scolarité était encore légèrement supérieur pour les hommes (17,6 ans) à ce qu'il était pour les femmes (17,4 ans), tandis que l'âge moyen au premier emploi était inférieur pour les hommes (17,7 ans) à ce qu'il était pour les femmes (18,3 ans).⁹³ Les femmes avaient relativement plus souvent que les hommes le CEP et le BEPC, tandis que les hommes avaient relativement plus souvent un CAP. En outre, les femmes étaient relativement beaucoup plus souvent employées que les hommes (46,7 % contre 12,6 %) et un peu plus souvent inactives (par quoi il faut entendre qu'elles ont été inactives pendant *toute* leur vie) (3,8 % contre 0,4 %), les hommes étant relativement plus souvent agriculteurs, indépendants, cadres ou professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires et ouvriers.

Pour ce qui concerne la situation conjugale de ces individus en 1999, 79,8 % des hommes et 73,5 % des femmes vivent en couple (marié ou non), 11,7 % des hommes et 20 % des femmes ne vivent plus en couple mais l'ont déjà fait (ce fort écart entre hommes et femmes pouvant être dû à la plus faible probabilité de remise en couple des femmes après rupture d'union, ainsi qu'à la plus forte probabilité de veuvage des femmes), et enfin 8,5 % des hommes et 6,5 % des femmes n'ont jamais vécu en couple. Pour ce qui concerne les indicateurs d'intensité et de calendrier de la nuptialité de ces individus à 40 ans, le taux de célibat définitif s'élève à 25,2 % pour les hommes et 21,1 % pour les femmes, et l'âge moyen au premier mariage est de 25 ans pour les hommes et de 22,7 ans pour les femmes. Le fait que la part d'hommes n'ayant jamais vécu en couple ou ne s'étant jamais mariés dépasse la part de femmes dans la même situation pourrait provenir du fait qu'un certain nombre d'hommes parviennent non seulement à se mettre en couple et à se marier une première fois mais aussi, après la rupture de leur première union, à se remettre en couple et à se remarier, ce qui revient à priver d'autres hommes de la possibilité de se mettre en couple et de se marier ; la capacité des femmes à se remettre en couple et à se remarier après leurs ruptures d'union étant inférieure à celle des hommes, les femmes les moins désirables ne connaissent pas le même problème que les hommes les moins désirables, et parviendraient assez largement à se mettre en couple voire à se marier (pour une représentation formalisée de ce phénomène, cf. Siow 2003) ; ce phénomène est d'autant plus frappant que les hommes sont généralement moins

⁹³ L'âge au premier emploi n'est mesuré que sur les individus qui n'ont pas toujours été inactifs, à savoir 99,6 % des hommes et 96,2 % des femmes.

nombreux que les femmes (car ils meurent plus à tous âges). Enfin, les enquêtés déclarent en moyenne avoir eu ou élevé un peu plus de deux enfants ou beaux-enfants.⁹⁴

Maintenant que nous avons cerné à grands traits les caractéristiques de l'échantillon de population analysé, nous pouvons aborder plus en détail sa primo-nuptialité, et plus particulièrement les relations qu'entretiennent, d'une part, l'intensité et le calendrier de la primo-nuptialité des individus, et d'autre part leur niveau d'études, qui est leur caractéristique individuelle la plus aisément exploitable dans le cadre d'analyses préliminaires (encadré 13).

Encadré 13. L'effet des études sur l'âge au premier mariage et le célibat définitif

Il convient de décomposer l'effet des études sur l'âge au premier mariage et le célibat définitif en deux éléments : le fait d'être en train de faire ses études (*schooling*), et le fait d'avoir obtenu un diplôme de niveau donné (*education*), ces deux effets étant parfois appelés, respectivement, « effet institution » et « effet capital humain » (Brüderl, Diekmann 1997).

Le fait d'être en train de faire ses études (plutôt que d'être actif) a généralement pour effet de reporter l'âge au mariage (il n'a pas d'effet mesurable sur le célibat définitif, car le célibat définitif ne doit être mesuré qu'à des âges sensiblement plus tardifs que les âges auxquels les individus sont en train de faire leurs études). Par exemple, le fait d'être en train de faire ses études réduit le taux d'entrée dans le mariage chez les femmes de tous les pays qu'une étude a analysés pour la période contemporaine (Allemagne de l'Ouest, France, Pays-Bas, Grande-Bretagne, États-Unis, Espagne, Italie, Suède, Hongrie) (Blossfeld 1995), et aux États-Unis des années 1960 au début des années 1980 le fait d'être en train de faire ses études réduit le taux d'entrée dans le mariage chez les hommes comme chez les femmes (Goldscheider, Waite 1986). De même, parmi les promotions norvégiennes de première mise en couple (mariage ou cohabitation) de 1970 à 2002 (Aarksaug Wiik 2009), et parmi les générations françaises des années 1940 aux années 1960 (Leridon, Toulemon 1995), le fait d'être en train de faire ses études réduit la probabilité de première cohabitation et de mariage direct, par rapport à la non mise en couple. Selon la théorie du choix rationnel, la raison principale pour laquelle le fait d'être en train de faire ses études retarde le mariage serait que les individus, sachant qu'ils seront plus valorisés sur le marché matrimonial une fois qu'ils auront obtenu leur diplôme, préfèrent attendre l'obtention de ce diplôme en vue de pouvoir se mettre en couple avec un conjoint plus désirable que celui avec lequel ils auraient pu se mettre en couple avant l'obtention d'un tel diplôme. Une autre raison pour laquelle le fait d'être en train de faire ses études retarde le mariage pourrait être que le lieu d'études lui-même (un campus d'université) constitue un terrain de prospection idéal (constitué de nombreux individus d'âge et de futur niveau de diplôme équivalents), si bien qu'en réduisant les coûts de prospection le fait de fréquenter un campus d'université pourrait inciter à prospecter plus longtemps. Cela dit, d'autres raisons ont été invoquées pour expliquer pourquoi le fait d'être en train de faire ses études reporte le mariage (Blossfeld 1995) : les individus pourraient estimer qu'une vie de couple nuirait à leurs études (mais cela ne semble pas très convaincant : jusqu'il n'y a pas si longtemps, le mariage impliquait souvent que l'un des époux poursuive ses études grâce à l'activité professionnelle de l'autre, ce qui leur permettait par la suite d'accroître leur niveau de vie commun), ou les individus pourraient préférer être financièrement indépendants de leurs parents avant d'emménager (mais encore une fois cela ne semble pas très convaincant, puisque si ce désir était suffisamment intense les étudiants pourraient emprunter de l'argent pour financer leur emménagement précoce).

⁹⁴ Le fait – relativement courant en démographie – que les femmes déclarent un nombre d'enfants (légèrement) supérieur à celui que déclarent les hommes (ici, 2,15 contre 2,07, la différence étant très fortement significative) existe ici malgré le fait que les hommes élèvent en moyenne un plus grand nombre de beaux-enfants que les femmes, et est donc vraisemblablement dû au fait que certains hommes ignorent certains de leurs enfants et/ou ne les ont pas reconnus.

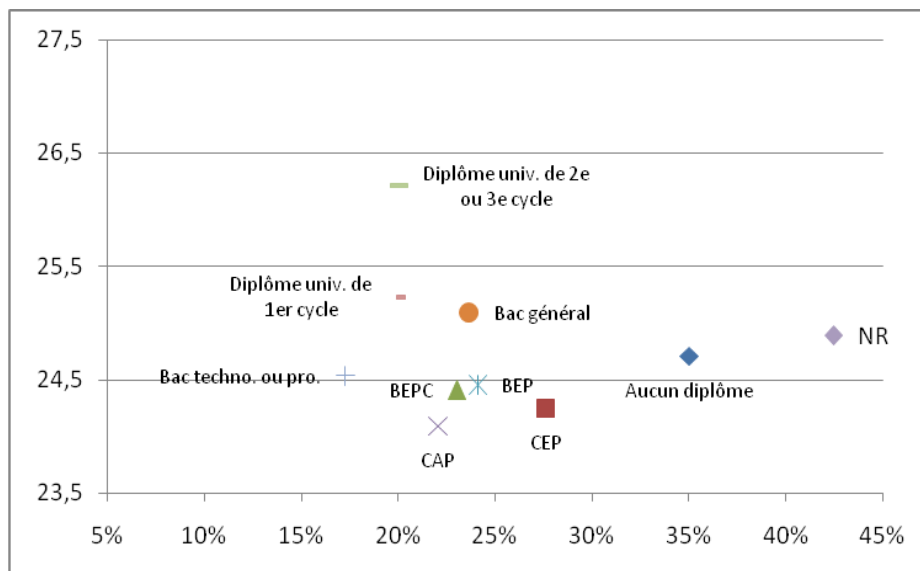
Le fait d'avoir obtenu un diplôme de niveau élevé (plutôt qu'un diplôme de niveau plus bas) a généralement pour effet d'accroître la nuptialité masculine (c'est-à-dire, de réduire la durée entre l'obtention du diplôme et le mariage, et de réduire le célibat définitif), et ce plus sensiblement que la nuptialité féminine (le niveau d'études pouvant même, chez les femmes, accroître la durée entre l'obtention du diplôme et le mariage et accroître le célibat définitif). (Selon l'étude susmentionnée (Blossfeld 1995), le niveau de diplôme des femmes réduit leur taux d'entrée dans le mariage en France et aux Pays-Bas, il ne l'affecte pas en Suède, en Allemagne de l'Ouest et en Hongrie, et il ne l'accroît qu'aux États-Unis – mais manquent à cette étude des données sur les hommes pour pouvoir effectuer les comparaisons adéquates.) La raison pour laquelle le fait d'avoir obtenu un diplôme de niveau élevé accroît la nuptialité masculine, et ce plus fortement que la nuptialité féminine, pourrait résider dans le modèle des gains de l'union issus des avantages comparatifs : un niveau de diplôme relativement élevé, en accroissant les salaires futurs, accroît sur le marché matrimonial la désirabilité des hommes – qui se spécialiseront relativement dans la sphère marchande – plus que celle des femmes – qui se spécialiseront relativement dans la sphère domestique –, si bien que le niveau de diplôme, en accroissant la qualité des conjoints disponibles, accroît l'attractivité du mariage pour les hommes plus que pour les femmes. Autrement dit, un diplôme de niveau relativement élevé, en accroissant les salaires futurs, a deux effets : un « effet désirabilité » qui, en accroissant la valeur d'un individu sur le marché matrimonial et en lui permettant de se mettre en couple avec des conjoints relativement désirables, l'incite au mariage ; et un « effet indépendance » qui, en accroissant le niveau de vie d'un individu hors couple, le désincite au mariage. Mais les forces respectives de ces deux effets pourraient différer selon le sexe. Chez les hommes, l'effet désirabilité primerait sur l'effet indépendance, car dans leur choix du conjoint les femmes valoriseraient relativement intensément le niveau de salaire des hommes. Chez les femmes, en revanche, l'effet désirabilité serait au moins partiellement compensé par l'effet indépendance, car dans leur choix du conjoint les hommes valoriseraient relativement peu le niveau de salaire des femmes.

Concernant le célibat définitif, le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints prévoit que le niveau de diplôme réduit le célibat définitif des hommes (car plus un homme est diplômé – donc plus son taux de salaire est élevé – plus il gagne à exploiter ses avantages comparatifs dans la sphère marchande au sein d'un couple et particulièrement au sein d'un couple marié), alors que ce modèle prévoit aussi que le niveau de diplôme accroît le célibat définitif des femmes (car plus une femme est diplômée – donc plus son taux de salaire est élevé – moins elle gagne à exploiter ses avantages comparatifs dans la sphère domestique au sein d'un couple et particulièrement au sein d'un couple marié). Conformément à ce modèle des gains de l'union et du mariage issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, et conformément à des observations relativement classiques en sociologie de la famille (Singly 1982), le niveau de diplôme tend à réduire le célibat définitif masculin (figure 60) alors qu'il tend à accroître le célibat définitif féminin (figure 61). Par exemple, alors que les hommes disposant d'un diplôme universitaire du 2^e ou 3^e cycle connaissent un taux de célibat définitif (à 40 ans) qui est *inférieur* de 15 points aux hommes sans diplôme (20 % contre 35 %), les femmes disposant d'un diplôme universitaire du 2^e ou 3^e cycle connaissent un taux de célibat définitif qui est *supérieur* de 6 points aux femmes sans diplôme (28 % contre 22 %).

Concernant maintenant l'âge au premier mariage, les modèles de prospection prévoient que le niveau de diplôme accroît l'âge au premier mariage des hommes (car les individus ont intérêt à repousser leur mariage pendant leurs études), et ces modèles prévoient aussi que le niveau de diplôme accroît – mais plus encore – l'âge au premier mariage des femmes (car non seulement les femmes ont intérêt, comme les hommes, à repousser leur mariage pendant leurs études, mais en outre leur niveau de diplôme atteint, en accroissant leur niveau de rémunération, accroît moins leur désirabilité que ce n'est le cas pour les hommes, ce qui incite moins les femmes diplômées que les hommes diplômés à se marier). Conformément à ce modèle de prospection, le niveau de diplôme accroît l'âge au premier mariage plus sensiblement chez les femmes (figure 62) que chez les hommes (figure 61). Par exemple, alors que les hommes disposant d'un diplôme universitaire du 2^e ou 3^e cycle ne se marient en moyenne (avant 40 ans) « que » 1,5 année plus tard que les hommes sans diplôme (26,2 ans contre 24,7 ans), les femmes disposant d'un diplôme universitaire du 2^e ou 3^e cycle se marient 3,5 années plus tard que les femmes sans diplôme (25,2 ans contre 21,7 ans).

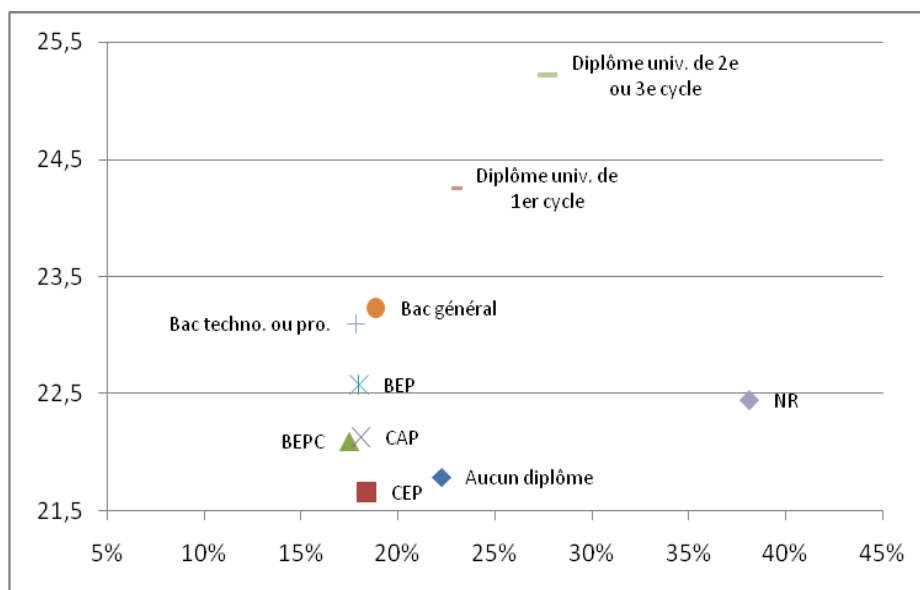
Ces analyses préliminaires tendent donc à valider certains modèles standards que propose la théorie du choix rationnel pour expliquer les variations d'intensité et de calendrier de la primo-nuptialité des individus selon leur niveau de diplôme.

Figure 61. Taux de célibat définitif et âge moyen au premier mariage des hommes (avant 40 ans) – France, générations 1935-1958



Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrés exclus (EHF).

Figure 62. Taux de célibat définitif et âge moyen au premier mariage des femmes (avant 40 ans) – France, générations 1935-1958



Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrants exclus (EHF).

L'objectif principal des deux sections suivantes étant de proposer un premier test empirique approfondi des trois principaux modèles explicatifs de la baisse de la nuptialité au profit de la cohabitation, il convient de rappeler quelles prédictions peuvent ici être soumises à l'épreuve des faits. D'une part, le modèle de la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes prévoit que ce sont les individus dont la difficulté d'insertion professionnelle s'est le plus accrue – donc, des individus relativement peu qualifiés – dont la nuptialité devrait avoir le plus baissé au profit de la cohabitation. Ainsi, selon ce modèle, c'est chez les individus les moins qualifiés que l'âge au premier mariage et le célibat définitif devraient avoir le plus augmenté. D'autre part, le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes ainsi que le modèle de la pilule prévoient, respectivement, que ce sont les femmes actives et les femmes qui ont été les premières à prendre la pilule – donc, dans tous les cas, des femmes relativement qualifiées – dont la nuptialité devrait avoir le plus baissé au profit de la cohabitation. Ainsi, selon ces modèles, c'est chez les individus les plus qualifiés que l'âge au premier mariage et le célibat définitif devraient avoir le plus augmenté. Par conséquent, dans les deux sections suivantes, c'est à partir de leurs capacités respectives à prévoir le niveau de diplôme des individus dont la nuptialité a le plus baissé que nous évaluerons ces modèles explicatifs. Mais avant d'estimer ces modèles de régression, rappelons comment interpréter leurs résultats.

Encadré 14. L'interprétation des coefficients associés aux (modalités des) variables explicatives des modèles de régression

Les listings de résultats d'une régression se présentent comme suit : à chaque variable explicative quantitative, et à chacune des modalités des variables explicatives qualitatives (moins une modalité : la modalité de référence) sont associées deux informations :

- Un *coefficient*, qui indique la direction (positive, ou négative) et l'ampleur (plus ou moins prononcée) de l'association statistique entre, d'une part, la variation de chaque unité de la variable explicative quantitative, ou la différence entre une modalité et la modalité de référence de la variable explicative qualitative, et d'autre part la variation estimée de la variable à expliquer ;
- Un *symbole de significativité*, qui indique, par un système d'étoiles, le degré de significativité de l'association statistique susmentionnée, c'est-à-dire la probabilité de se tromper en généralisant à la population l'existence de l'association observée sur l'échantillon (une étoile [*] indique que cette probabilité est inférieure à 5 %, deux étoiles [**] indiquent qu'elle est inférieure à 1 %, et trois étoiles [***] indiquent qu'elle est inférieure à 0,1 %, l'absence d'étoile indiquant que le seuil conventionnel de significativité – qui est de 5 % – n'est pas atteint). Cette convention est utilisée de façon systématique dans toutes les modélisations statistiques présentées ultérieurement.

Dans le cadre d'une régression logistique binomiale (soit, une régression dont la variable à expliquer est une variable qualitative à deux modalités), les *odds ratios* que nous présentons (l'exponentielle des coefficients de la régression) sont de 1 en cas d'indépendance statistique, et tendent vers 0 en cas de liaison statistique négative et vers l'infini en cas de liaison statistique positive. Dans le cadre d'une analyse de variance, le coefficient est de 0 en cas d'indépendance statistique, il est négatif en cas de liaison statistique négative, et il est positif en cas de liaison statistique positive.

2.2.2.2. Absence définitive de mise en couple et célibat définitif : analyses de régression

Pour savoir quel est le niveau de diplôme des individus dont le célibat définitif a le plus augmenté au fil des générations, nous estimons, séparément pour les hommes et pour les femmes, des modèles de régression logistique binomiale dans lesquels :

- la variable dépendante est le fait d'avoir été au moins une fois marié (1) plutôt que de n'avoir jamais été marié (0) à 40 ans, ou alternativement le fait d'avoir vécu au moins une fois en couple (1) plutôt que de n'avoir jamais vécu en couple (0) à 40 ans ;
- la variable indépendante d'intérêt est le niveau de diplôme (codé en 10 postes, dont les non réponses), éventuellement complétée de la profession ou catégorie socioprofessionnelle (codée en 7 postes, sachant que seuls les individus qui n'ont jamais de leur vie été actifs sont considérés comme inactifs).

Comme nous l'avons déjà vu à partir des données d'état civil, les chances – pour un homme – de se marier au moins une fois (plutôt que de ne jamais se marier), après n'avoir

que légèrement varié jusqu'aux générations 1945-1946, ont baissé à partir des générations suivantes (tableau 4, modèle 1) ; cela reste vrai même si l'on « contrôle » les effets qu'ont sur le célibat définitif le niveau de diplôme et la PCS. Au sein des générations, le niveau de diplôme tend clairement à accroître les chances des hommes de se marier au moins une fois, même si cette relation n'est pas parfaitement linéaire ; par exemple, par rapport aux hommes sans diplôme, le fait d'être détenteur d'un diplôme universitaire du premier cycle multiplie par 2,329 les chances de s'être marié au moins une fois (et ce, de façon très fortement significative) (tableau 4, modèle 2). La PCS, quant à elle, semble aussi liée aux chances des hommes de se marier au moins une fois, même lorsque les effets du niveau de diplôme sont contrôlés : par rapport aux hommes qui exercent une profession intermédiaire, les employés, les ouvriers et les agriculteurs⁹⁵ ont plus de risques d'être célibataires définitifs – ceux qui, de très loin, ont le plus de risques d'être célibataires définitifs étant les hommes inactifs –, et les hommes cadres et professions intellectuelles supérieures ont moins de risques d'être célibataires définitifs (tableau 4, modèle 3). Bref, conformément aux modèles des gains de la mise en couple et du mariage issus de l'exploitation des avantages comparatifs, les hommes se marient d'autant plus que leur position sociale est plus élevée.

Pour les femmes, toujours selon l'enquête EHF, les chances de se marier au moins une fois (plutôt que de ne jamais se marier), après avoir stagné, n'ont baissé de façon significative qu'à partir des générations 1951-1952 (tableau 5, modèle 1). Encore une fois, cela reste vrai même si l'on contrôle des effets qu'ont sur le célibat définitif le niveau de diplôme et la PCS, ce qui signifie que l'essor du célibat définitif féminin ne peut pas s'expliquer par la simple évolution de la composition de la population féminine par niveau de diplôme ou par PCS (tableau 5, modèles 2 et 3). Le niveau de diplôme affecte le risque de célibat définitif des femmes de façon plus complexe qu'il n'affecte celui des hommes, puisque les femmes qui ont le plus de risque d'être célibataires définitives sont, d'une part, les femmes sans diplôme et, d'autre part – et plus encore – les femmes possédant un diplôme universitaire du deuxième ou troisième cycle (tableau 5, modèle 2) ; cette observation est compatible avec l'idée selon laquelle sur le marché matrimonial les hommes dévaloriseraient d'un côté les femmes trop peu diplômées – puisque cette absence de diplôme réduirait les gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux (typiquement, des conversations intéressantes) – et d'un autre côté les femmes trop diplômées – puisque ce niveau de diplôme et le niveau de rémunérations qui l'accompagne réduiraient les gains de l'union issus de l'exploitation des

⁹⁵ Sur le célibat paysan en France dans les années 1960 et 1970, cf. Jegouzo 1972, Jegouzo 1974 et Jegouzo 1979 ; sur le célibat paysan en France dans les années suivantes, cf. Jegouzo 1991.

avantages comparatifs des conjoints. La PCS des femmes, quant à elle, affecte leurs chances de mariage moins fortement que la PCS des hommes n'affecte les leurs ; en outre, les femmes dont les chances de mariage sont les plus élevées étant les agricultrices (comme c'était le cas dans les années 1960 (Roussel 1971)), il est probable qu'au moins en partie ce n'est pas parce que ces femmes sont agricultrices qu'elles se sont relativement souvent mariées mais que c'est parce qu'elles ont épousé un agriculteur qu'elles sont devenues agricultrices (tableau 5, modèle 3). Toutefois, à même niveau de diplôme, et par rapport aux femmes qui exercent une profession intermédiaire (ou qui sont cadres), les femmes employées ou ouvrières ont plus de chances de s'être mariées au moins une fois (tableau 5, modèle 3), ce qui est compatible avec les modèles des gains de la mise en couple et du mariage issus de l'exploitation des avantages comparatifs, selon lesquels les femmes se marient d'autant plus que leur position sociale est moins élevée.

Ces observations confirment en partie les résultats qui ont déjà été obtenus à partir d'analyses statistiques moins sophistiquées. Ainsi, en France en 1968, on avait observé que « pour les salariés non agricoles, plus l'homme occupe un rang élevé dans la hiérarchie des catégories socioprofessionnelles, plus il est probable qu'il se mariera ; par contre, plus une femme a une activité qualifiée, moins elle a de chances d'être finalement mariée » (Roussel 1971). Autrement dit, « à l'inverse de ce qui se passe pour les hommes, une forte qualification est liée pour les femmes à une plus grande possibilité de célibat définitif » (Roussel 1975).

Concernant non plus les chances d'avoir été au moins une fois (plutôt que jamais) *marié* avant 40 ans, mais les chances d'avoir été au moins une fois (plutôt que jamais) *en couple* (marié ou non) avant 40 ans, les modèles de régression logistique binomiale amènent aux observations suivantes (secondes parties des tableaux 4 et 5). Alors que, pour les hommes, le risque d'absence définitive de mise en couple (contrôlé du niveau d'études), après n'avoir que relativement peu varié avant les générations 1945-1946, a baissé sensiblement des générations 1945-1946 aux générations 1957-1958, pour les femmes le risque d'absence définitive de mise en couple (contrôlé ou non du niveau d'études) a stagné des générations 1935-1936 aux générations 1957-1958. En outre, alors que le niveau d'études (contrôlé de la seule génération) tend à *accroître* les chances qu'ont les hommes d'avoir vécu au moins une fois en couple, il tend – parmi les femmes ayant un diplôme – à *réduire* les chances qu'ont les femmes d'avoir vécu au moins une fois en couple, même si aucune de ces deux relations n'est linéaire (c'est-à-dire qu'à certains niveaux de diplôme certaines hausses de niveau de diplôme ont un « effet » dont la direction est inverse à la tendance générale). Cette observation confirme là encore des faits établis : « chez les femmes, ce sont les plus diplômées qui

forment le plus rarement une union [...]. Chez les hommes au contraire, ce sont les moins diplômés qui forment le moins souvent une union : près de 15 % des hommes peu diplômés nés entre 1950 et 1954 ne se sont jamais installés avec une compagne avant l'âge de 47 ans, contre 11 % pour les plus diplômés » (Robert-Bobée, Mazuy 2005). Si, de pair avec le niveau de diplôme, on introduit la PCS dans la régression, l'effet tendanciel du niveau de diplôme s'atténue au profit de celui de la PCS ; on observe alors que, chez les deux sexes, ceux qui ont le plus de risque de n'avoir jamais vécu en couple sont les inactifs, et que ceux qui ont le plus de chances d'avoir vécu en couple sont, chez les hommes, les cadres et professions intellectuelles supérieures et, chez les femmes, les agricultrices. Ces observations rejoignent celles qui ont été réalisées à propos des seuls couples mariés.

Tableau 4. Modèles de régression logistique binomiale de l'intensité de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des hommes à 40 ans (générations 1935 à 1958, sans immigrés)

| | Avoir été au moins une fois marié (N = 61 536) | | | Avoir été au moins une fois en couple (N = 61 536) | | |
|--|--|------------------|------------------|--|------------------|------------------|
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 |
| GENERATION | | | | | | |
| 1935-1936 | ,881* | 1,000 | 1,015 | ,776*** | ,908 | ,935 |
| 1937-1938 | ,912 | ,987 | 1,003 | ,802*** | ,892 | ,921 |
| 1939-1940 | ,945 | ,988 | ,996 | ,796*** | ,844* | ,856* |
| 1941-1942 | 1,062 | 1,079 | 1,079 | 1,070 | 1,100 | 1,104 |
| 1943-1944 | ,943 | ,949 | ,942 | ,838** | ,846* | ,839** |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | ,895* | ,865** | ,867** | ,881* | ,847** | ,853* |
| 1949-1950 | ,897* | ,864** | ,884* | ,853** | ,816*** | ,841** |
| 1951-1952 | ,777*** | ,745*** | ,770*** | ,815*** | ,777*** | ,817*** |
| 1953-1954 | ,746*** | ,722*** | ,747*** | ,798*** | ,766*** | ,803*** |
| 1955-1956 | ,677*** | ,646*** | ,677*** | ,826** | ,788*** | ,842** |
| 1957-1958 | ,543*** | ,519*** | ,543*** | ,689*** | ,657*** | ,700*** |
| | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | 1,345*** | 1,262*** | | 1,501*** | 1,391*** |
| BEPC | | 1,892*** | 1,574*** | | 2,356*** | 1,891*** |
| CAP | | 1,955*** | 1,756*** | | 2,471*** | 2,133*** |
| BEP | | 1,871*** | 1,582*** | | 2,192*** | 1,796*** |
| Bac techno. ou pro. | | 2,661*** | 2,023*** | | 3,578*** | 2,537*** |
| Bac général | | 1,789*** | 1,309*** | | 2,067*** | 1,384*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | 2,329*** | 1,583*** | | 3,720*** | 2,254*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | 2,184*** | 1,298*** | | 2,686*** | 1,352*** |
| Non réponse | | ,732*** | ,676*** | | ,927 | ,849** |
| | | | | | | |
| PCS | | | | | | |
| Agriculteur | | | 0,697*** | | | 0,519*** |
| Indép. non agricole | | | 0,929* | | | 0,989 |
| Cadre ou PIS | | | 1,307*** | | | 1,428*** |
| <i>Profession interm.</i> | | | <i>Réf</i> | | | <i>Réf</i> |
| Employé | | | 0,737*** | | | 0,653*** |
| Ouvrier | | | 0,685*** | | | 0,625*** |
| Inactif | | | 0,028*** | | | 0,028*** |
| | | | | | | |
| X² (ddl) | 415,985*** (11) | 1777,923*** (20) | 2533,421*** (26) | 84,399*** (11) | 1466,106*** (20) | 2396,441*** (26) |
| | | 1361,938*** (9) | 755,498*** (6) | | 1381,707*** (9) | 930,335*** (6) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Tableau 5. Modèles de régression logistique binomiale de l'intensité de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des femmes à 40 ans (générations 1935 à 1958, sans immigrées)

| | Avoir été au moins une fois mariée (N = 64 534) | | | Avoir été au moins une fois en couple (N = 64 534) | | |
|--|---|------------------|------------------|--|-----------------|-----------------|
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 |
| GENERATION | | | | | | |
| 1935-1936 | ,929 | ,986 | ,973 | ,887 | ,946 | ,930 |
| 1937-1938 | ,980 | 1,009 | ,993 | ,952 | ,982 | ,963 |
| 1939-1940 | ,919 | ,932 | ,929 | ,847* | ,857* | ,855* |
| 1941-1942 | ,918 | ,934 | ,937 | ,850* | ,866* | ,871* |
| 1943-1944 | 1,010 | 1,025 | 1,024 | 1,014 | 1,030 | 1,029 |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | ,971 | ,968 | ,968 | ,943 | ,939 | ,941 |
| 1949-1950 | ,952 | ,954 | ,954 | ,955 | ,958 | ,957 |
| 1951-1952 | ,896* | ,885* | ,883* | ,969 | ,960 | ,956 |
| 1953-1954 | ,817*** | ,811*** | ,808*** | ,893 | ,889* | ,884* |
| 1955-1956 | ,812*** | ,808*** | ,803*** | 1,035 | 1,040 | 1,030 |
| 1957-1958 | ,723*** | ,724*** | ,719*** | ,985 | 1,001 | ,992 |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | 1,242*** | 1,223*** | | 1,402*** | 1,370*** |
| BEPC | | 1,370*** | 1,390*** | | 1,403*** | 1,435*** |
| CAP | | 1,308*** | 1,311*** | | 1,321*** | 1,323*** |
| BEP | | 1,367*** | 1,377*** | | 1,495*** | 1,512*** |
| Bac techno. ou pro. | | 1,366*** | 1,430*** | | 1,259** | 1,343*** |
| Bac général | | 1,259*** | 1,354*** | | 1,320*** | 1,464*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | 1,009 | 1,115* | | 1,062 | 1,219** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | ,765*** | ,880* | | ,821*** | ,992 |
| Non réponse | | ,462*** | ,471*** | | ,459*** | ,470*** |
| PCS | | | | | | |
| Agriculteur | | | 1,724*** | | | 2,120*** |
| Indép. non agricole | | | 1,195** | | | 1,387*** |
| Cadre ou PIS | | | 0,957 | | | 0,950 |
| <i>Profession interm.</i> | | | <i>Réf</i> | | | <i>Réf</i> |
| Employé | | | 1,155*** | | | 1,214*** |
| Ouvrier | | | 1,131** | | | 1,228*** |
| Inactif | | | 0,898* | | | 0,821** |
| X² (ddl) | 110,601*** (11) | 1031,254*** (9) | 1251,455*** (26) | 24,668* (11) | 807,336*** (20) | 950,036*** (26) |
| | | 1141,855*** (20) | 109,600*** (6) | | 782,668*** (9) | 142,701*** (6) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Ces régularités étant mises au clair, venons-en à la question centrale : la baisse de l'intensité de la nuptialité a-t-elle touché plus fortement les individus relativement peu diplômés, comme le voudrait le modèle de la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes, ou les individus relativement diplômés, comme le voudraient le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes et le modèle de la pilule ? Pour le savoir, il faut introduire dans les modèles de régression qui viennent d'être présentés des interactions entre, d'un côté, la génération des individus (désormais codée de façon quantitative)⁹⁶ et, d'un autre côté, leur niveau de diplôme (cf. encadré 15 pour plus de précision sur l'interprétation des coefficients associés à ces interactions).

Encadré 15. L'interprétation des coefficients associés aux interactions entre variables explicatives des modèles de régression

Dans un modèle de régression sans interaction, les coefficients associés à une variable explicative mesurent l'association statistique entre les variations de cette variable explicative et les variations de la variable à expliquer, *les associations entre chacune des autres variables explicatives et la variable à expliquer étant tenues constantes*. Si, menant des investigations plus poussées, le chercheur se demande si l'effet de telle variable explicative sur la variable à expliquer ne dépendrait pas des valeurs d'une autre variable explicative (par exemple, s'il se demande si « l'effet » du niveau de diplôme sur le célibat définitif des hommes ne varierait pas selon leur génération), il doit introduire une interaction entre ces variables explicatives.

Pour mieux comprendre comment interpréter les coefficients associés à une interaction entre deux variables explicatives, lorsque l'une d'entre elles est quantitative et que l'autre est qualitative, reprenons un exemple du tableau 6 (cf. *infra*). Dans ce tableau, deux modèles de régression portent sur le fait (pour un homme) d'avoir été au moins une fois marié dans les générations 1947 à 1958 : dans un premier modèle on introduit seulement les variables explicatives de génération et de niveau d'études (modèle 1) puis, dans un second modèle, on introduit en plus une interaction entre la génération (qui est une variable explicative quantitative) et le niveau d'études (qui est une variable explicative qualitative) (modèle 2).

Dans le modèle 1, le coefficient associé à la variable « génération » (0,950***) s'interprète comme indiquant la direction (ici, négative) et la force de l'association statistique entre une variation d'une génération supplémentaire et la probabilité de s'être marié au moins une fois : au fil des générations 1947 à 1958, et à même niveau d'études, chaque génération d'hommes a connu en moyenne un *odds ratio* de mariage (plutôt que de non mariage) multiplié par 0,950, par rapport à la génération précédente. Toujours dans le modèle 1, les coefficients associés à la variable « niveau d'études » s'interprètent comme indiquant la direction et la force de l'association statistique entre, d'un côté, le fait d'avoir obtenu tel diplôme plutôt qu'aucun diplôme et, d'un autre côté, le fait de s'être marié au moins une fois (plutôt qu'aucune fois) : par exemple, au sein des générations 1947 à 1958, et à même génération, le fait d'avoir un BEPC (plutôt qu'aucun diplôme) multipliait en moyenne l'*odds ratio* de mariage des hommes par 1,869.

Dans le modèle 2, qui inclut une interaction entre deux variables explicatives (en l'occurrence, les deux seules variables introduites dans le modèle 1), l'interprétation des coefficients du modèle de régression change :

⁹⁶ Les modèles des tableaux 6 et 7 divisent les générations de notre échantillon en deux groupes (le groupe des générations précédant la hausse du célibat définitif observée sur données agrégées, et le groupe des générations consécutif à la hausse du célibat définitif) mais ils comprennent tous la génération 1947, dont nous avons vu à partir de données agrégées qu'elle est en France la « génération pivot » à partir de laquelle le célibat définitif croît.

- le coefficient associé à la variable quantitative mesure désormais l'effet d'une variation d'une unité de cette variable à la modalité de référence de la variable qualitative (c'est-à-dire, ici, lorsqu'un homme n'a obtenu aucun diplôme) ; ici, le coefficient « 0,974** » indique qu'au fil des générations 1947 à 1958 chaque génération d'hommes sans diplôme a connu en moyenne un *odds ratio* de mariage (plutôt que de non mariage) multiplié par 0,974, par rapport à la génération précédente ;
- les coefficients associés aux modalités de la variable qualitative mesurent désormais l'effet des modalités de cette variable à la modalité de référence de la variable quantitative (c'est-à-dire, ici, la génération 1947) ; par exemple, le coefficient « 2,277*** » indique qu'au sein de la génération 1947 le fait d'avoir obtenu le BEPC (plutôt qu'aucun diplôme) multiplie l'*odds ratio* de mariage des hommes (plutôt que de non mariage) par 2,277 ;
- les coefficients associés à l'interaction entre les deux variables explicatives mesurent quant à eux un différentiel qui permet de savoir si les écarts entre les effets respectifs des diverses modalités de la variable qualitative tendent plutôt à s'accroître ou à décroître (ou à rester les mêmes) au fur et à mesure que s'accroît la variable quantitative (c'est-à-dire qu'ici ces coefficients permettent de savoir si les écarts d'intensité de nuptialité observés entre niveaux de diplôme au sein de la génération 1947 ont eu tendance, au fil des générations suivantes, à s'accroître – les plus diplômés creusant leur écart initial avec les moins diplômés – ou à décroître – les moins diplômés rattrapant leur déficit initial par rapport aux plus diplômés) ; par exemple, le coefficient d'interaction entre génération et BEPC « 0,967* » étant inférieur à 1 alors que le coefficient associé à la modalité de niveau d'études BEPC était, comme on vient de le voir, supérieur à 1, il apparaît que l'écart d'intensité de nuptialité au profit des hommes ayant obtenu le BEPC (plutôt qu'aucun diplôme) s'est réduit au fil des générations ; en d'autres termes, la surnuptialité des hommes ayant obtenu le BEPC (plutôt qu'aucun diplôme) s'est atténuée au fil des générations. En pratique, quatre types de cas peuvent se présenter :
 - si le coefficient associé à une modalité *m* de la variable qualitative indique une association statistique *positive*, et que le coefficient associé à l'interaction entre cette modalité *m* et la variable quantitative indique lui aussi une association statistique *positive*, alors il apparaît que l'effet positif de cette modalité s'accroît au fur et à mesure que la variable quantitative croît ;
 - si le coefficient associé à une modalité *m* de la variable qualitative indique une association statistique *négative*, et que le coefficient associé à l'interaction entre cette modalité *m* et la variable quantitative indique lui aussi une association statistique *négative*, alors il apparaît que l'effet négatif de cette modalité s'accroît au fur et à mesure que la variable quantitative croît ;
 - si le coefficient associé à une modalité *m* de la variable qualitative indique une association statistique *positive*, alors que le coefficient associé à l'interaction entre cette modalité *m* et la variable quantitative indique une association statistique *négative*, il apparaît que l'effet positif de cette modalité s'affaiblit au fur et à mesure que la variable quantitative croît ;
 - si le coefficient associé à une modalité *m* de la variable qualitative indique une association statistique *négative*, alors que le coefficient associé à l'interaction entre cette modalité *m* et la variable quantitative indique une association statistique *positive*, il apparaît que l'effet négatif de cette modalité s'affaiblit au fur et à mesure que la variable quantitative croît.

Pour ce qui concerne les hommes (tableau 6), les chances de se marier au moins une fois (plutôt que de ne jamais se marier) n'ont pas varié sensiblement au fil des générations 1935 à 1947, et ce constat est vérifié (à peu de choses près) quel que soit leur niveau de diplôme. Au

fil des générations 1947 à 1958, en revanche, les chances de mariage des hommes ont sensiblement baissé, mais – ce qui nous importe ici – ces chances de mariage des hommes ont baissé plus sensiblement chez les hommes diplômés que chez les hommes sans diplôme (cette baisse *relative* des chances de mariage par rapport aux hommes n’ayant obtenu aucun diplôme étant statistiquement significative chez les hommes ayant obtenu un BEPC, un CAP, un BEP, un Baccalauréat général ou un diplôme universitaire du premier cycle). Par ailleurs, comme au fil des générations 1947 à 1958 les chances de mise en couple des hommes ne semblent pas avoir baissé plus sensiblement chez les hommes diplômés que chez les hommes sans diplôme (le coefficient associé au fait d’avoir obtenu un CAP étant le seul à être significatif, d’autres coefficients étant même de direction opposée), la baisse des chances de mariage – qui a été particulièrement marquée chez les hommes diplômés – a été au moins partiellement compensée par l’essor de la cohabitation. Concernant les femmes (tableau 7), leurs chances de se marier au moins une fois (plutôt que de ne jamais se marier), après avoir stagné des générations 1935 à 1947, ont sensiblement baissé des générations 1947 à 1958, mais les chances de mariage des femmes ont alors baissé au même rythme quel que soit leur niveau de diplôme.

En somme, à partir des alentours de la génération 1947, *la baisse de l’intensité de la primo-nuptialité et l’essor de la cohabitation semblent bien avoir été plus marqués chez les hommes diplômés que chez les hommes non diplômés*, ce qui tend à invalider l’idée selon laquelle c’est la hausse de la difficulté d’insertion professionnelle des jeunes et particulièrement des jeunes hommes qui aurait réduit leur nuptialité au profit de la cohabitation. Toutefois, la baisse de l’intensité de la nuptialité et l’essor de la cohabitation ne semblent pas avoir été plus marqués chez les femmes diplômées que chez les femmes non diplômées.

Tableau 6. Modèles de régression logistique binomiale de l'intensité de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des hommes à 40 ans (générations 1935 à 1958, sans immigrées, avec interactions)

| | Avoir été au moins une fois marié | | | | Avoir été au moins une fois en couple | | | |
|---|-----------------------------------|-----------------|-------------------------------|-----------------|---------------------------------------|-----------------|-------------------------------|-----------------|
| | Génération 35-47 (N = 27 670) | | Génération 47-58 (N = 37 033) | | Génération 35-47 (N = 27 670) | | Génération 47-58 (N = 37 033) | |
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 |
| GENERATION (réf = 47) | ,995 | ,985 | ,950*** | ,974** | 1,005 | ,999 | ,980*** | ,993 |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | 1,321*** | 1,469*** | 1,399*** | 1,504*** | 1,504*** | 1,597*** | 1,482*** | 1,582*** |
| BEPC | 1,912*** | 2,115*** | 1,869*** | 2,277*** | 2,041*** | 2,291*** | 2,513*** | 2,471*** |
| CAP | 1,966*** | 1,998*** | 1,954*** | 2,403*** | 2,658*** | 2,539*** | 2,342*** | 2,804*** |
| BEP | 1,841*** | 2,089*** | 1,895*** | 2,379*** | 2,222*** | 2,308*** | 2,215*** | 2,777*** |
| Bac techno. ou pro. | 3,129*** | 3,896*** | 2,468*** | 2,894*** | 4,439*** | 6,271*** | 3,188*** | 3,506*** |
| Bac général | 2,568*** | 1,876*** | 1,470*** | 2,043*** | 2,552*** | 1,870*** | 1,789*** | 2,060*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | 2,392*** | 2,261*** | 2,230*** | 2,827*** | 3,012*** | 2,711*** | 3,864*** | 3,803*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | 2,584*** | 2,915*** | 2,009*** | 2,242*** | 2,713*** | 3,018*** | 2,765*** | 2,676*** |
| Non réponse | ,704*** | ,865 | ,758*** | ,766* | ,780*** | ,898 | 1,100 | 1,190 |
| GENERATION*NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Génération*Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> |
| Génération*CEP | | 1,017 | | ,990 | | 1,010 | | ,989 |
| Génération*BEPC | | 1,018 | | ,967* | | 1,021 | | 1,003 |
| Génération*CAP | | 1,001 | | ,965** | | ,990 | | ,969* |
| Génération*BEP | | 1,023 | | ,964* | | 1,006 | | ,965 |
| Génération*Bac techno. ou pro. | | 1,042 | | ,973 | | 1,066* | | ,984 |
| Génération*Bac général | | ,936* | | ,945** | | ,939* | | ,976 |
| Génération*Dipl. univ. 1 ^e cycle | | ,982 | | ,961* | | ,973 | | 1,003 |
| Génération*Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | 1,022 | | ,982 | | 1,021 | | 1,008 |
| Génération*Non réponse | | 1,034* | | ,998 | | 1,023 | | ,987 |
| X² (ddl) | 769,695*** (10) | 793,133*** (19) | 942,912*** (10) | 964,539*** (19) | 743,603*** (10) | 761,862*** (19) | 773,718*** (10) | 785,954*** (19) |
| | | 23,438* (9) | | 21,627* (9) | | 18,259* (9) | | 12,237 (9) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Tableau 7. Modèles de régression logistique binomiale de l'intensité de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des femmes à 40 ans (générations 1935 à 1958, sans immigrées, avec interactions)

| | Avoir été au moins une fois mariée | | | | Avoir été au moins une fois en couple | | | |
|---|------------------------------------|-----------------|--------------------------------|-----------------|---------------------------------------|-----------------|--------------------------------|-----------------|
| | Générations 35-47 (N = 29 438) | | Générations 47-58 (N = 38 327) | | Générations 35-47 (N = 29 438) | | Générations 47-58 (N = 38 327) | |
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 |
| GENERATION (réf = 47) | 1,002 | ,968** | ,972*** | ,966*** | 1,006 | ,967* | 1,007 | ,978 |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | 1,137* | 1,411*** | 1,372*** | 1,403*** | 1,278*** | 1,698*** | 1,553*** | 1,484*** |
| BEPC | 1,248*** | 1,606*** | 1,507*** | 1,455*** | 1,249** | 1,693*** | 1,569*** | 1,279 |
| CAP | 1,069 | 1,463*** | 1,541*** | 1,454*** | 1,050 | 1,454*** | 1,604*** | 1,443** |
| BEP | 1,077 | 1,135 | 1,592*** | 1,390* | 1,294* | 1,523* | 1,698*** | 1,575* |
| Bac techno. ou pro. | 1,094 | 1,683** | 1,586*** | 1,619*** | ,919 | 1,430 | 1,555*** | 1,179 |
| Bac général | 1,249** | 1,915*** | 1,309*** | 1,278* | 1,121 | 1,669** | 1,491*** | 1,106 |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | ,944 | 1,305* | 1,113* | 1,139 | ,820* | 1,330* | 1,284*** | ,998 |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | ,762*** | 1,069 | ,838** | ,894 | ,702*** | ,998 | ,961 | ,751* |
| Non réponse | ,384*** | ,446*** | ,551*** | ,411*** | ,417*** | ,430*** | ,500*** | ,359*** |
| GENERATION*NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Génération*Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> |
| Génération*CEP | | 1,035* | | ,994 | | 1,046** | | 1,002 |
| Génération*BEPC | | 1,042* | | 1,006 | | 1,051* | | 1,037 |
| Génération*CAP | | 1,055*** | | 1,010 | | 1,056** | | 1,018 |
| Génération*BEP | | 1,000 | | 1,022 | | 1,023 | | 1,015 |
| Génération*Bac techno. ou pro. | | 1,081** | | ,997 | | 1,082* | | 1,050* |
| Génération*Bac général | | 1,076*** | | 1,004 | | 1,069* | | 1,054* |
| Génération*Dipl. univ. 1 ^e cycle | | 1,060** | | ,997 | | 1,095*** | | 1,045* |
| Génération*Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | 1,064** | | ,988 | | 1,066* | | 1,045* |
| Génération*Non réponse | | 1,024 | | 1,055** | | 1,005 | | 1,062** |
| X² (ddl) | 550,720*** (10) | 584,803*** (19) | 643,779*** (10) | 664,622*** (19) | 389,972*** (10) | 424,583*** (19) | 470,679*** (10) | 491,147*** (19) |
| | | 34,083*** (9) | | 20,844* (9) | | 34,612*** (9) | | 20,469* (9) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

2.2.2.3. Âge à la première mise en couple et au premier mariage : analyses de régression

Pour savoir quel est le niveau de diplôme des individus dont l'âge au premier mariage a le plus augmenté au fil des générations, nous estimons, séparément pour les hommes et pour les femmes, des modèles de régression linéaire dans lesquels :

- la variable dépendante est l'âge au premier mariage, ou alternativement l'âge à la première mise en couple ;
- la variable indépendante d'intérêt est le niveau de diplôme, éventuellement complétée de la profession ou catégorie socioprofessionnelle.

Comme nous l'avons déjà vu à partir des données d'état civil, l'âge des hommes au premier mariage, après avoir baissé jusqu'aux alentours de la génération 1946, a augmenté jusqu'à la génération 1958 (la dernière génération qui est ici observée) (tableau 8) ; cela reste vrai même si l'on contrôle des effets qu'ont sur l'âge au premier mariage le niveau de diplôme et la PCS, ce qui signifie que l'essor de l'âge des hommes au premier mariage (pas plus, d'ailleurs, que l'essor – plus tardif – de leur âge à la première mise en couple) ne peut s'expliquer par la simple hausse du niveau moyen d'études ou de la part des cadres dans la population active masculine. Au sein des générations – et conformément aux modèles de prospection –, le niveau de diplôme tend clairement à accroître l'âge des hommes au premier mariage ; comme on l'a dit, « plus un homme est placé haut dans la pyramide des activités, plus forte est sa probabilité de se marier, plus forte aussi la probabilité que ce mariage soit tardif » (Roussel 1975). Toutefois cette relation n'est pas linéaire, puisque les hommes sans diplôme se marient à des âges qui ne sont pas *significativement* différents de ceux auxquels se marient les hommes disposant d'un BEP ou d'un Baccalauréat technologique ou professionnel ; le fait que les hommes sans diplôme se marient relativement tard pourrait en partie s'expliquer par le fait que leur insertion professionnelle est relativement longue, ce qui les incite à attendre plus longtemps que les autres hommes afin de ne se présenter sur le marché matrimonial qu'une fois qu'ils sont insérés sur le marché du travail et donc relativement plus désirables. À même niveau d'études, la PCS des hommes a sur leur âge au premier mariage des effets suggestifs : par rapport aux hommes exerçant une profession intermédiaire, le fait d'être agriculteur accroît fortement l'âge au premier mariage (comme c'était le cas dans les années 1960 (Roussel 1971)), vraisemblablement parce que pour obtenir une position professionnelle stable – et par là devenir plus désirable aux yeux des femmes – les agriculteurs ont besoin d'un temps relativement long : le temps d'accumuler le capital

nécessaire à l'acquisition d'une exploitation. Toujours à même niveau d'études, et par rapport aux hommes exerçant une profession intermédiaire, le fait d'être ouvrier ou employé accroît l'âge au premier mariage, tandis que le fait d'être cadre réduit l'âge au premier mariage ; ce fait est compatible avec l'idée selon laquelle plus les hommes sont riches et donc désirables plus leurs gains de la mise en couple sont élevés, si bien qu'une fois leur position sociale atteinte ils n'ont plus rien à gagner à reporter leur mariage, par contraste avec les hommes moins fortunés qui, eux, auraient intérêt à prendre le temps de se constituer un capital de départ pour accroître leur désirabilité (et pouvoir ainsi fonder une famille).

Pour les femmes (tableau 9), l'âge au premier mariage a baissé de la génération 1935 (au moins) jusqu'aux alentours de la génération 1946, avant de remonter jusqu'à la génération 1958. Encore une fois cette hausse reste observée – dans la génération 1957-1958 – si l'on contrôle des effets qu'ont sur l'âge au premier mariage le niveau de diplôme et la PCS, ce qui signifie que l'essor de l'âge des femmes au premier mariage ne peut qu'en partie être dû à un simple effet de composition (les femmes plus diplômées se mariant plus tard, la hausse du niveau d'études accroît structurellement l'âge au premier mariage). Au sein des générations, le niveau de diplôme tend à accroître l'âge des femmes au premier mariage de façon linéaire et très prononcée ; comme nous l'avons vu, le fait que le niveau d'études accroît l'âge au mariage des femmes plus que celui des hommes est prédit par les modèles de prospection, puisque, si le niveau d'études – en accroissant le salaire – exerce un « effet indépendance » qui retarde le mariage pour les deux sexes, il exerce aussi un « effet désirabilité » qui accélère le mariage pour les hommes (rendus particulièrement désirables car particulièrement productifs dans la sphère – marchande – dans laquelle ils se spécialiseront) plus qu'il ne le fait pour les femmes (rendues moins désirables car particulièrement productives dans la sphère – marchande – dans laquelle elles ne se spécialiseront pas). C'est une variante de cette régularité que l'on observait en France en 1968 : « la précocité [du mariage], si l'on excepte les catégories agricoles, est d'autant plus forte chez les femmes que la qualification est plus faible. Pour les hommes, aucun ordre n'apparaît clairement : les cadres moyens se marient plus tôt que les manœuvres, mais les ouvriers qualifiés avant les employés » (Roussel 1975). À même niveau d'études, le fait d'exercer une profession intermédiaire ou d'être cadre (plutôt qu'une autre profession, ou aucune profession) accroît encore l'âge des femmes au premier mariage, encore une fois vraisemblablement car chez les femmes le fait d'obtenir des rémunérations relativement élevées accroît leur indépendance plus que leur désirabilité.

Les observations faites sur les variations de l'âge des hommes ou des femmes à la première mise en couple dans les secondes parties des tableaux 8 et 9 étant analogues à celles sur les variations de leurs âges au premier mariage, nous ne les commentons pas.

Tableau 8. Modèles d'analyse de variance du calendrier de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des hommes à 40 ans (individus des générations 1935 à 1958 qui se sont mis en couple ou mariés au moins une fois, sans immigrés)

| | Age au 1 ^e mariage (N = 46 014) | | | Age à la 1 ^e mise en couple (N = 52 570) | | |
|--|--|----------------|----------------|---|----------------|----------------|
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 |
| GENERATION | | | | | | |
| 1935-1936 | 1,186*** | 1,309*** | 1,262*** | 1,191*** | 1,274*** | 1,222*** |
| 1937-1938 | 1,186*** | 1,273*** | 1,225*** | 1,167*** | 1,224*** | 1,165*** |
| 1939-1940 | ,902*** | ,961*** | ,944*** | ,834*** | ,879*** | ,863*** |
| 1941-1942 | ,353*** | ,361*** | ,356*** | ,401*** | ,411*** | ,406*** |
| 1943-1944 | ,041 | ,060 | ,056 | -,020 | -,006 | -,010 |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | ,060 | ,080 | ,068 | ,050 | ,050 | ,034 |
| 1949-1950 | ,199* | ,219* | ,206* | ,086 | ,085 | ,070 |
| 1951-1952 | ,079 | ,107 | ,085 | -,041 | -,034 | -,066 |
| 1953-1954 | ,183* | ,212* | ,186* | -,088 | -,084 | -,119 |
| 1955-1956 | ,486*** | ,498*** | ,468*** | ,038 | ,020 | -,018 |
| 1957-1958 | 1,011*** | 1,012*** | ,977*** | ,257** | ,239** | ,192* |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | -,407*** | -,408*** | | -,381*** | -,363*** |
| BEPC | | -,188* | -,102 | | -,275*** | -,117 |
| CAP | | -,490*** | -,410*** | | -,431*** | -,316*** |
| BEP | | -,156 | -,129 | | -,075 | -,002 |
| Bac techno. ou pro | | -,054 | ,100 | | ,295** | ,594*** |
| . Bac général | | ,500*** | ,695*** | | -,197* | ,044 |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | ,676*** | ,909*** | | ,514*** | ,862*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | 1,645*** | 1,975*** | | 1,270*** | 1,701*** |
| Non réponse | | ,247 | ,294** | | ,066 | ,132 |
| PCS | | | | | | |
| Agriculteur | | | 1,036*** | | | 1,363*** |
| Indép. non agricole | | | -,125 | | | -,036 |
| . Cadre ou PIS | | | -,176* | | | -,134* |
| <i>Profession interm</i> | | | <i>Réf</i> | | | <i>Réf</i> |
| Employé | | | ,252*** | | | ,305*** |
| Ouvrier | | | ,177** | | | ,362*** |
| Inactif | | | ,748 | | | 1,571* |
| F (ddl) | 50,356*** (11) | 98,779*** (20) | 82,930*** (26) | 55,614*** (11) | 83,515*** (20) | 76,988*** (26) |
| | | 253,078*** (9) | 28,901*** (6) | | 116,269*** (9) | 53,563*** (6) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Tableau 9. Modèles d'analyse de variance du calendrier de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des femmes à 40 ans (individus des générations 1935 à 1958 qui se sont mis en couple ou mariés au moins une fois, sans immigrées)

| | Age au 1 ^e mariage (N = 50 925) | | | Age à la 1 ^e mise en couple (N = 56 989) | | |
|--|--|-----------------|-----------------|---|-----------------|-----------------|
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 |
| GENERATION | | | | | | |
| 1935-1936 | ,431*** | ,806*** | ,856*** | ,419*** | ,769*** | ,814*** |
| 1937-1938 | ,379*** | ,657*** | ,692*** | ,328*** | ,580*** | ,610*** |
| 1939-1940 | ,200* | ,418*** | ,436*** | ,199* | ,400*** | ,419*** |
| 1941-1942 | ,126 | ,252* | ,273** | ,106 | ,220* | ,242** |
| 1943-1944 | -,039 | -,001 | -,001 | -,011 | ,024 | ,028 |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | -,002 | -,074 | -,078 | -,021 | -,090 | -,093 |
| 1949-1950 | ,172* | ,052 | ,051 | ,117 | ,003 | -,001 |
| 1951-1952 | -,003 | -,119 | -,111 | -,130 | -,264*** | -,259*** |
| 1953-1954 | ,119 | -,075 | -,060 | -,110 | -,307*** | -,295*** |
| 1955-1956 | ,310*** | ,054 | ,074 | -,057 | -,317*** | -,305*** |
| 1957-1958 | ,483*** | ,209* | ,235** | -,127 | -,415*** | -,396*** |
| | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | -,103 | -,145* | | -,069 | -,110* |
| BEPC | | ,395*** | ,259*** | | ,406*** | ,286*** |
| CAP | | ,448*** | ,329*** | | ,513*** | ,406*** |
| BEP | | ,908*** | ,751*** | | ,951*** | ,810*** |
| Bac techno. ou pro. | | 1,448*** | 1,216*** | | 1,488*** | 1,256*** |
| Bac général | | 1,548*** | 1,286*** | | 1,430*** | 1,224*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | 2,606*** | 2,267*** | | 2,397*** | 2,093*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | 3,572*** | 3,129*** | | 3,134*** | 2,741*** |
| Non réponse | | ,672*** | ,601*** | | ,562*** | ,502*** |
| | | | | | | |
| PCS | | | | | | |
| Agriculteur | | | -,207* | | | -,136 |
| Indép. non agricole | | | -,368*** | | | -,464*** |
| Cadre ou PIS | | | ,151 | | | ,129 |
| <i>Profession interm.</i> | | | <i>Réf</i> | | | <i>Réf</i> |
| Employé | | | -,274*** | | | -,232*** |
| Ouvrier | | | -,551*** | | | -,488*** |
| Inactif | | | -1,248*** | | | -1,190*** |
| | | | | | | |
| F (ddl) | 9,025*** (11) | 188,960*** (20) | 153,570*** (26) | 9,584*** (11) | 182,637*** (20) | 149,420*** (26) |
| | | 408,098*** (9) | 33,210*** (6) | | 393,408*** (9) | 36,423*** (6) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Venons-en maintenant à la question centrale : le report du calendrier de la nuptialité a-t-il touché plus fortement les individus relativement peu diplômés, comme le voudrait le modèle de la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes, ou les individus relativement diplômés, comme le voudraient les modèles de la hausse de l'activité professionnelle des femmes et de la pilule (tableaux 10 et 11) ?

Pour ce qui concerne les hommes (tableau 10), l'âge au premier mariage a baissé au fil des générations 1935 à 1947, sans que cette baisse affecte plus particulièrement les hommes de niveau de diplôme bas ou élevé (elle semble avoir affecté, moins fortement que les non diplômés, les hommes disposant d'un CAP, d'un Baccalauréat technique ou professionnel ou d'un diplôme universitaire du 2^e ou 3^e cycle, mais pas les hommes disposant d'un Baccalauréat général ou d'un diplôme universitaire du 1^{er} cycle). En revanche, des générations 1947 à 1958, alors que l'âge des hommes à la première mise en couple ne croissait pas encore, la hausse de l'âge des hommes au premier mariage a affecté plus fortement les hommes disposant d'un diplôme de 2^e ou 3^e cycle que les autres hommes. Concernant les femmes (tableau 11), alors que des générations 1935 à 1947 la baisse de l'âge au premier mariage avait affecté toutes les femmes également quel que soit leur niveau de diplôme, dans les générations 1947 à 1958 la hausse de l'âge au premier mariage a affecté plus fortement les femmes disposant d'un diplôme universitaire (du 1^{er} et plus encore des 2^e et 3^e cycles) que les autres femmes. En outre, chez les hommes comme chez les femmes, alors que les individus les plus diplômés reportaient leur premier mariage plus que les autres, ils ne reportaient pas leur première mise en couple plus que les autres, ce qui implique qu'ils ont été plus nombreux à commencer leur vie de couple par une cohabitation.

En somme, à partir des alentours de la génération 1947, *le report du calendrier de la primo-nuptialité et l'essor de la cohabitation semblent bien avoir été plus marqués chez les individus (hommes et femmes) les plus diplômés qu'elle ne l'a été chez les individus non ou moins diplômés*, ce qui tend à invalider l'idée selon laquelle c'est la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes qui aurait réduit leur nuptialité au profit de la cohabitation.

Tableau 10. Modèles d'analyse de variance du calendrier de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des hommes à 40 ans (individus des générations 1935 à 1958 qui se sont mis en couple ou mariés au moins une fois, sans immigrés, avec interactions)

| | Age au 1 ^e mariage | | | | Age à la 1 ^e mise en couple | | | |
|---|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|--|----------------|-------------------------------|----------------|
| | Génération 35-47 (N = 21 478) | | Génération 47-58 (N = 26 994) | | Génération 35-47 (N = 23 837) | | Génération 47-58 (N = 31 489) | |
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 |
| GENERATION (réf = 47) | -,130*** | -,184*** | ,077*** | ,094*** | -,130*** | -,162*** | ,010 | ,018 |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | -,399*** | -,377* | -,484*** | -,215 | -,435*** | -,488** | -,351*** | -,176 |
| BEPC | -,090 | ,255 | -,171 | ,052 | -,126 | ,058 | -,308** | -,208 |
| CAP | -,494*** | -,095 | -,423*** | -,180 | -,493*** | -,240 | -,355*** | -,295 |
| BEP | -,204 | ,006 | -,065 | -,093 | -,144 | ,086 | -,010 | ,028 |
| Bac techno. ou pro. | -,141 | ,478* | ,098 | ,341 | -,287* | ,020 | -,090 | ,009 |
| Bac général | ,088 | ,456 | ,883*** | ,643* | ,086 | ,427 | ,504*** | ,457 |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | ,314* | ,704** | ,915*** | ,766** | ,283* | ,517 | ,652*** | ,544* |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | 1,257*** | 1,952*** | 2,058*** | 1,745*** | 1,180*** | 1,514*** | 1,423*** | 1,364*** |
| Non réponse | ,045 | ,689* | ,535*** | 1,086*** | -,148 | ,534* | ,346** | ,457 |
| GENERATION*NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Génération*Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> |
| Génération*CEP | | ,000 | | -,056 | | -,011 | | -,036 |
| Génération*BEPC | | ,054 | | -,040 | | ,028 | | -,017 |
| Génération*CAP | | ,065** | | -,046 | | ,042* | | -,011 |
| Génération*BEP | | ,028 | | ,003 | | ,037 | | -,007 |
| Génération*Bac techno. ou pro. | | ,110*** | | -,045 | | ,053 | | -,018 |
| Génération*Bac général | | ,058 | | ,047 | | ,058 | | ,009 |
| Génération*Dipl. univ. 1 ^e cycle | | ,064 | | ,027 | | ,039 | | ,019 |
| Génération*Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | ,129*** | | ,064* | | ,060* | | ,012 |
| Génération*Non réponse | | ,105** | | -,098* | | ,113*** | | -,019 |
| F (ddl) | 83,100*** (10) | 46,276*** (19) | 123,789*** (10) | 67,216*** (19) | 88,515*** (10) | 48,065*** (19) | 70,443*** (10) | 37,367*** (19) |
| | | 5,197*** (9) | | 4,210*** (9) | | 3,044** (9) | | 0,624 (9) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Tableau 11. Modèles d'analyse de variance du calendrier de la primo-nuptialité et de la première mise en couple des femmes à 40 ans (individus des générations 1935 à 1958 qui se sont mis en couple ou mariés au moins une fois, sans immigrées, avec interactions)

| | Age au 1 ^e mariage | | | | Age à la 1 ^e mise en couple | | | |
|---|-------------------------------|----------------|-------------------------------|-----------------|--|----------------|-------------------------------|-----------------|
| | Génération 35-47 (N = 23 583) | | Génération 47-58 (N = 29 946) | | Génération 35-47 (N = 25 927) | | Génération 47-58 (N = 33 907) | |
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 1 | Modèle 2 |
| GENERATION (réf = 47) | -,080*** | -,084*** | ,021** | ,018 | -,077*** | -,082*** | -,037*** | -,019 |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | -,072 | -,242 | -,160 | -,134 | ,040 | -,160 | -,197* | -,160 |
| BEPC | ,630*** | ,702*** | ,220* | ,671*** | ,687*** | ,803*** | ,176* | ,591*** |
| CAP | ,452*** | ,461** | ,429*** | ,443* | ,584*** | ,635*** | ,439*** | ,618*** |
| BEP | ,996*** | 1,177*** | ,841*** | 1,056*** | 1,054*** | 1,348*** | ,838*** | ,938*** |
| Bac techno. ou pro. | 1,422*** | 1,534*** | 1,432*** | 1,500*** | 1,535*** | 1,557*** | 1,302*** | 1,399*** |
| Bac général | 1,491*** | 1,701*** | 1,619*** | 1,702*** | 1,551*** | 1,750*** | 1,445*** | 1,802*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | 2,627*** | 2,742*** | 2,603*** | 2,179*** | 2,643*** | 2,728*** | 2,272*** | 2,261*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | 3,508*** | 3,769*** | 3,583*** | 3,019*** | 3,553*** | 3,765*** | 2,882*** | 2,690*** |
| Non réponse | ,556*** | ,675** | ,776*** | ,375 | ,598*** | ,842*** | ,506*** | ,360 |
| GENERATION*NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Génération*Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> |
| Génération*CEP | | -,028 | | -,007 | | -,033 | | -,004 |
| Génération*BEPC | | ,013 | | -,083** | | ,021 | | -,075** |
| Génération*CAP | | ,001 | | -,003 | | ,009 | | -,033 |
| Génération*BEP | | ,035 | | -,033 | | ,058 | | -,018 |
| Génération*Bac techno. ou pro. | | ,040 | | -,014 | | ,037 | | -,062* |
| Génération*Bac général | | ,023 | | -,012 | | ,003 | | -,017 |
| Génération*Dipl. univ. 1 ^e cycle | | ,025 | | ,073* | | ,018 | | ,001 |
| Génération*Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | ,061 | | ,107** | | ,048 | | ,035 |
| Génération*Non réponse | | ,019 | | ,072* | | ,038 | | ,026 |
| F (ddl) | 160,797*** (10) | 85,490*** (19) | 243,038*** (10) | 131,289*** (19) | 173,225*** (10) | 92,446*** (19) | 217,697*** (10) | 116,132*** (19) |
| | | 1,762 (9) | | 6,663*** (9) | | 2,586* (9) | | 3,144*** (9) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Résumons-nous. Selon les modèles de régression ici présentés, il est relativement clair que la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation observée en France depuis les alentours de la génération 1947 a été plus forte chez les individus relativement diplômés :

- i. la hausse du célibat définitif masculin (et, vraisemblablement, de la cohabitation masculine) a été plus forte chez les hommes diplômés que chez les hommes non diplômés, même si cela n'est pas le cas chez les femmes ;
- ii. la hausse de l'âge au premier mariage (et, vraisemblablement, de la cohabitation) a été plus forte chez les hommes et chez les femmes les plus diplômés (détenteurs d'un diplôme universitaire) que chez les individus non ou moins diplômés.

Par conséquent, ce test empirique rejette le modèle explicatif selon lequel ce serait la hausse de la difficulté d'insertion professionnelle des jeunes qui aurait réduit leur primo-nuptialité au profit de la cohabitation. En effet, si tel avait été le cas, ce sont les individus les moins diplômés qui auraient été le plus frappés par la baisse de la nuptialité au profit de la cohabitation. Il reste possible, toutefois, que le mouvement de baisse de la primo-nuptialité ait été enclenché soit par la hausse de l'activité professionnelle des femmes, soit – comme c'est plus probable, selon nos analyses effectuées à partir de données agrégées – par l'introduction de la pilule. Pour tester ces modèles il est nécessaire d'introduire des variables explicatives que nous ne pouvons pas introduire dans de simples modèles de régression, ce qui exige de notre part d'estimer des modèles de durée. C'est ce que nous faisons dans la prochaine section.

2.2.3. La baisse de la primo-nuptialité et l'essor de la cohabitation en France depuis la génération 1947 : modèles de durée sur données individuelles françaises

Après avoir partiellement testé, par le biais de régressions, les trois modèles qui sont les plus susceptibles d'expliquer de façon adéquate la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation, il convient d'en faire un test plus approfondi, cette fois-ci à partir de modèles de durée. Une fois précisé ce que sont les modèles de durée et comment sont mises en forme les données nécessaires à leur estimation (2.2.3.1.), nous estimons tout d'abord des modèles de durée dans lesquels les individus *hors couple* sont exposés aux « risques » (concurrents) de mariage direct et de cohabitation (2.2.3.2.), puis des modèles de durée dans lesquels les individus *cohabitants* sont exposés au (seul) « risque » de mariage (2.2.3.3.).

2.2.3.1. Les modèles de durée et les données de l'enquête *Étude de l'Histoire Familiale 1999* telles que mises en forme pour l'estimation de modèles de durée

Les modèles de durée, aussi appelés modèles d'analyse démographique des biographies (Courgeau, Lelièvre 1989) ou modèles d'analyse des parcours de vie (Le Goff 2003 ; Le Goff, Forney 2003), et anciennement appelés « modèles de survie » voire « modèles de fiabilité » (par référence à leurs objets d'étude, respectivement en épidémiologie et en sciences de l'ingénieur), sont des modèles statistiques qui permettent d'analyser de façon dynamique l'occurrence de certains événements au cours de la vie des individus. Plus précisément, les modèles de durée modélisent la durée qui sépare l'entrée des individus dans un certain état (par exemple, l'entrée dans l'état de célibataire nubile) de leur sortie de cet état (dans cet exemple, leur sortie du célibat par le mariage). En d'autres termes, ces modèles modélisent le *risque de transition (hazard)* entre un état initial (celui de célibataire nubile) et un état de destination (celui de marié). En d'autres termes encore, ces modèles – comme les « quotients » de l'analyse démographique classique – modélisent le risque d'occurrence d'un événement (le mariage) chez les individus qui sont soumis au risque de le vivre (les célibataires nubiles), c'est-à-dire la *probabilité conditionnelle* de cet événement (*conditionnelle*, car elle est conditionnelle au fait d'être encore exposé au risque de vivre l'événement).

Ces modèles statistiques, élaborés dans les années 1970 puis introduits en sciences sociales dans les années 1980 (Allison 1982 ; Allison 1984 ; Courgeau, Lelièvre 1989 ; Yamaguchi 1991 ; Singer, Willet 1993), existent sous diverses variantes, mais une classification commode en distingue trois types : des modèles à temps discret ; des modèles paramétriques à temps continu ; et des modèles semi-paramétriques à temps continu (le plus connu d'entre eux étant le modèle de Cox). « Les modèles à temps discret [devant] être préférés à des modèles en temps continu dès lors que les données de durée dont on dispose s'appuient sur une unité de mesure du temps large (l'année) » (Le Goff, Forney 2003) – ce qui est notre cas –, nous ne présentons ici en détail que les modèles de durée à temps discret (encadré 13).

Encadré 16. Les modèles de durée à temps discret

Les modèles de durée à temps discret (ou *discrete-time logit model*) consistent à régresser une certaine variable à expliquer, qui est un indicateur de risque, sur diverses variables explicatives. Précisons ici la nature de cette variable à expliquer, des diverses variables explicatives possibles, et du

fichier de données nécessaire à l'estimation de modèles de durée à temps discret, avant de dégager les avantages des modèles de durée (à temps discret) sur les analyses de régression standard.

- La variable à expliquer

Comme dans tous les modèles de durée, la variable à expliquer des modèles de durée à temps discret est un indicateur de risque. Mais plus précisément, la variable à expliquer de ces modèles est une probabilité (plutôt que, typiquement, un taux), et plus précisément encore une probabilité *conditionnelle* d'occurrence d'un événement pendant un certain intervalle de temps (année ou mois), c'est-à-dire une probabilité d'occurrence d'un événement pendant un certain intervalle de temps sachant que l'on n'a pas (encore) vécu cet événement. En pratique, la variable à expliquer des modèles de durée à temps discret est une transformation mathématique – le logit – de cette probabilité conditionnelle, si bien que ce que l'on modélise est la probabilité conditionnelle d'occurrence de l'événement rapportée à sa probabilité conditionnelle de non occurrence.

Les modèles de durée à temps discret peuvent comprendre comme variable à expliquer une variable à deux modalités seulement (par exemple, rester célibataire ou se marier – on parle alors de modèle logit binomial) ou une variable à plusieurs modalités (par exemple, rester hors couple ou se marier ou encore cohabiter – on parle alors de modèle logit multinomial, ou polytomique, ou « à risques concurrents »).

- Les variables explicatives

Les variables explicatives des modèles de durée peuvent être de deux types. Tout d'abord, comme dans les analyses de régression standard, certaines variables peuvent être constantes au fil du temps ; c'est le cas, chez les individus, du sexe, du lieu de naissance, etc. Ensuite – et c'est là un avantage majeur des modèles de durée sur les modèles de régression standard –, certaines variables peuvent être variables au fil du temps ; c'est le cas de l'âge, du niveau de diplôme (les individus n'ont pas de diplôme tant qu'ils sont jeunes, puis au fil des ans ils en acquièrent un premier, voire un second, etc.), du nombre d'enfants, etc. C'est bien en permettant d'introduire des variables dont les valeurs varient chez chaque individu au fil du temps que les modèles de durée permettent de reconstituer le parcours de vie des individus de façon dynamique et ainsi d'analyser dans le détail le déroulement de leurs biographies.

Les coefficients associés aux variables explicatives incluses dans un modèle de durée s'interprètent comme les coefficients associés aux variables explicatives des modèles de régression standards. Ainsi, ces coefficients mesurent la direction et l'ampleur du changement du logit de la variable expliquée qui est associé au changement d'une unité d'une variable explicative continue ou au changement entre modalité de référence et modalité d'intérêt d'une variable explicative discrète.

- La création d'un fichier personne-période

Pour comprendre comment les modèles de durée à temps discret permettent d'inclure des variables explicatives variables au fil du temps, il est nécessaire de préciser la composition du fichier de données qui permet d'estimer de tels modèles. En effet, les fichiers de données des modèles de durée à temps discret ne sont pas des « fichiers personnes » (présentant des personnes en ligne, et les variables explicatives et à expliquer en colonne), mais des « fichiers personnes-périodes », c'est-à-dire des fichiers qui, s'ils présentent toujours les variables en colonne, contiennent en ligne non pas des personnes mais des personnes-périodes, c'est-à-dire autant de personnes-périodes que la personne compte de périodes d'exposition au risque analysé (pour construire un tel fichier, cf. Mills 1999).

Prenons un exemple fictif : nous cherchons à modéliser le risque de premier mariage (1) plutôt que de maintien dans le célibat (0) des jeunes hommes de 18 à 40 ans. Si un jeune homme s'est marié à 22 ans, un fichier personne-période qui compte une observation par année – appelé, de ce fait, fichier personne-année – représente ce jeune homme non pas comme une personne, mais comme 5 personnes-années : une personne-année de 18 ans, une de 19 ans, une de 20 ans, une de 21 ans, et enfin une de 22 ans, chacune de ces personnes-années formant une observation – une ligne – du fichier. Ce jeune homme est absent du fichier avant ses 18 ans (puisque l'on a supposé que les hommes n'étaient pas soumis au risque de mariage avant leurs 18 ans), et il disparaît du fichier après 22 ans (puisque, s'étant marié une fois, il n'est plus exposé au risque de premier mariage), et entre-temps – pendant toute la période pendant laquelle il est soumis au risque – il est représenté par autant d'observations qu'il vit

de périodes pendant lesquelles il reste soumis au risque de se marier pour la première fois. Pendant les quatre premières de ces personnes-années – de 18 à 21 ans inclus –, la variable à expliquer vaut 0 puisqu'aucun mariage n'a lieu, et pendant la dernière de ces personnes-années – celle de 22 ans, pendant laquelle le mariage a lieu – la variable à expliquer vaut 1.

Mais alors, si un autre homme ne se marie jamais, comment un fichier personne-année le représente-t-il ? Toujours de la même façon : comme autant de personnes-années que d'années pendant lesquelles cette personne reste exposée au risque de premier mariage. Ainsi, s'il ne se marie jamais, et que l'on a fixé – de façon arbitraire – la fin d'observation à 40 ans, il sera représenté par une observation pour chaque année de 18 à 40 ans, la variable expliquée valant 0 pour chacune de ces 23 périodes-années.

- Les avantages des modèles de durée (à temps discret) par rapport aux modèles de régression standard

L'avantage principal des modèles de durée par rapport aux modèles de régression standard – qui peut expliquer la relative « popularité » de tels modèles au sein de la communauté scientifique, aussi bien en sciences sociales qu'en sciences de la vie (épidémiologie notamment) – consiste en ce que ces modèles permettent d'inclure des variables explicatives variables au fil du temps, ce qui à son tour permet de modéliser adéquatement le risque d'occurrence de certains événements au fil de la vie des individus.

Mais un second avantage des modèles de durée réside dans le fait qu'ils permettent de traiter adéquatement les observations « censurées », c'est-à-dire – pour ce qui nous concerne – des individus qui, à la date de l'enquête, restent toujours soumis au risque de vivre l'événement d'intérêt, sans pour autant qu'on puisse savoir s'ils le vivront un jour ou non (censure à droite). Par exemple, si nous cherchons à modéliser le risque de mariage plutôt que de maintien dans le célibat des jeunes hommes, un modèle de régression logistique se doit d'exclure tous les hommes jeunes qui – parce qu'ils sont jeunes – ne sont certes pas encore mariés mais le seront peut-être un jour, sans que l'on puisse savoir si ce sera effectivement le cas. (C'est pourquoi, dans les modèles de régression que nous avons présentés ci-dessus, nous n'avons dû sélectionner que des individus ayant atteint 40 ans – l'âge auquel nous avons considéré que le célibat devenait « définitif ».) Par contraste, un modèle de durée peut inclure ces jeunes hommes dans l'analyse, et exploiter l'information qu'ils apportent – à savoir qu'à tel âge à l'enquête ils ne sont toujours pas mariés.

Notons toutefois un point important, qui doit conduire à n'interpréter causalement qu'avec *précaution* les éventuelles relations statistiques repérées entre les variables explicatives et à expliquer d'un modèle de durée. En effet, dans un modèle de durée, seules les caractéristiques présentes d'un individu peuvent être statistiquement liées aux variations présentes de la variable à expliquer ; par exemple, seul le niveau de diplôme présent d'un individu – et non pas son niveau de diplôme futur – peut être relié à sa probabilité présente de mariage. La raison d'être de cette façon de procéder est que, le futur ne pouvant pas affecter causalement le présent, seules des causes présentes (elles-mêmes issues de caractéristiques présentes ou passées) sont supposées pouvoir avoir des conséquences causales présentes. Toutefois, comme les données statistiques qu'exploitent les modèles de durée – comme, d'ailleurs, tous les modèles – ne sont pas à proprement parler exhaustives (il reste toujours des informations inconnues au chercheur), il reste en principe possible que, pour reprendre l'exemple précédent, ce ne soit pas tel mécanisme enclenché par son *niveau de diplôme présent* qui modifie les probabilités de mariage de l'individu, mais bien plutôt un autre mécanisme enclenché par la *perspective d'un diplôme futur* – connue de l'individu et de ses conjoints potentiels, mais non prise en compte par le chercheur –, ce qui conduirait à biaiser l'estimation des « effets » du niveau de diplôme sur le risque de mariage. Pour de plus amples considérations sur l'interprétation causale des relations statistiques, cf. Winship, Morgan 1999 et Cox, Wermuth 2001.

Pour de plus amples développements sur les modèles de durée à temps discret, cf. Allison 1982 ; Allison 1984 ; et Yamaguchi 1991.

Si la transformation d'un fichier de personnes (comme celui de l'enquête EHF) en un fichier de personnes-périodes ne pose pas de problème technique majeur, elle aboutit à constituer un fichier dont il convient toutefois de préciser le contenu : quels individus retient-on, et en combien de personnes-périodes chacun d'entre eux est-il transformé ? Tout d'abord, le fichier que nous créons est un fichier *personne-année* (plutôt que *personne-mois*), parce qu'étant donné la grande taille de notre échantillon un fichier *personnes-mois* aurait été trop pléthorique (plus de 10 000 000 d'observations) pour pouvoir être exploité en un temps raisonnable. Ensuite, pour nos analyses, nous retenons les personnes des générations 1935 à 1968 (soit, des individus de dix générations supplémentaires par rapport aux individus retenus dans les modèles de régression présentés *supra*) ; et parmi les individus des générations 1935 à 1968 – et grâce à la question de l'enquête demandant aux immigrés l'année de leur arrivée en métropole –, nous sommes en mesure d'inclure dans nos analyses les immigrés une fois seulement qu'ils commencent à résider en France ; en pratique, cela revient à exclure de nos analyses les personnes-années des immigrés tant que les immigrés résident hors de France, et à inclure les personnes-années des immigrés dès l'année de leur arrivée en France.

Mais à partir de quel âge retient-on tous ces individus, et jusqu'à quel âge ? Notre analyse portant sur les comportements de mise en couple et ne pouvant débiter qu'à partir d'âges où nous disposons de suffisamment de mises en couple, nous observons les femmes à partir de leur 16^e année (inclusive) et les hommes à partir de leur 18^e année (inclusive), et ce soit – s'ils vivent l'événement modélisé, ici le mariage ou la cohabitation – jusqu'à ce qu'ils vivent l'événement (après quoi ils sont censurés : ayant vécu l'événement, ils ne sont plus au risque de le vivre, donc ils cessent d'être observés), soit – s'ils ne vivent pas l'événement – jusqu'à leur 40^e année. Ainsi nous observons les individus des générations 1935 à 1958 de leur 16^e ou 18^e année jusqu'à leur 40^e année, et nous n'observons les individus des générations 1959 à 1968 que jusqu'à un âge plus précoce que 40 ans (pour la génération 1968, c'est 30 ans).

Une fois sélectionnées, ces personnes-années des générations 1935 à 1968 dans l'enquête EHF sont au nombre de 1 010 914 hommes-années et 987 352 femmes-années. Même si l'échantillon initial d'individus comptait plus de femmes que d'hommes (64 534 femmes contre 61 536 hommes), et que notre échantillon de personnes-années observe les femmes à partir d'âges plus précoces que les hommes, il n'est pas étonnant que le fichier de personnes-années compte plus d'hommes-années que de femmes-années, puisque non seulement les hommes cohabitent et se marient en moyenne plus tard que les femmes – si bien qu'ils restent soumis au risque pendant plus longtemps et sont donc observés pendant plus

longtemps dans le fichier –, mais en outre il leur arrive plus souvent de ne jamais se mettre en couple – si bien qu'ils sont plus souvent observés jusqu'à 40 ans.

Quelles sont les caractéristiques de ces personnes-années (tableau 12) ? Tout d'abord, même si les hommes et les femmes dont sont issues ces personnes-années sont des mêmes générations (autour de la génération 1952, en moyenne), l'année moyenne à laquelle se trouvent ces individus-années est de deux ans plus tardive pour les hommes-années (1977 en moyenne) que pour les femmes-années (1975 en moyenne), et l'âge moyen de ces personnes-années est de deux ans plus élevé pour les hommes-années (24,4 ans en moyenne) que pour les femmes-années (22,4). La raison en est qu'en moyenne les hommes se mettent en couple (par cohabitation ou mariage direct) deux ans plus tard que les femmes, si bien que le fichier ici constitué observe en moyenne les hommes pendant deux années de plus que les femmes.

Ensuite, concernant le niveau d'études de ces personnes-années, on ne sera pas étonné de constater que – par rapport aux modalités incluses dans les analyses de régression – cette variable comprend une modalité supplémentaire : « n'a pas fini ses études ». En effet, comme l'enquête EHF fournit l'âge de fin d'études des individus, nous avons, pour chaque individu, imputé la modalité « n'a pas fini ses études » à chacune des personnes-années qui en est tiré tant que ces personnes-années n'ont pas atteint leur âge de fin d'études, puis nous n'avons imputé tel ou tel diplôme aux personnes-années qu'une fois qu'elles ont atteint leur âge de fin d'études. C'est ainsi que le fichier de personnes-années permet de retracer fidèlement, année par année, le parcours scolaire des individus. Par exemple, 24 % des femmes-années du fichier contre seulement 12,6 % des hommes-années n'ont pas encore fini leurs études, cette différence s'expliquant par le fait que nous observons les femmes dès l'âge de 16 ans, alors que nous n'observons les hommes qu'à partir de 18 ans.

Concernant la variable d'activité professionnelle, elle indique si la personne-année est un actif employé ou non (c'est-à-dire, inactif ou au chômage), et si oui elle précise quelle est sa PCS (cette PCS étant la dernière PCS de l'enquêté à la date de l'enquête, elle ne constitue au mieux qu'une approximation de la PCS de la personne-année). On constate notamment que les femmes-années sont comparativement deux fois plus nombreuses que les hommes-années à être inactives ou au chômage (34,8 % contre 16,6 %). Les différences entre hommes et femmes déjà signalées sont toujours visibles.

D'autres variables explicatives sont aussi présentées. Dans notre fichier, 51,9 % des hommes-années et 46,9 % des femmes-années n'ont pas encore quitté le foyer parental (cet écart entre hommes et femmes s'expliquant par le fait que les garçons quittent le foyer parental plus tard que les filles). La variable « est enceinte » indique si, étant donné les années

et mois de naissance des enfants des individus, la femme-année ou la compagne⁹⁷ de l'homme-année est tombée enceinte ; dans notre fichier, autour de 4 % des femmes-années ou des compagnes des hommes-années sont enceintes (alors qu'elles ne se sont pas mises en couple). Le nombre d'enfants que chaque personne a eu lors de chaque année d'observation est quant à lui, bien sûr, très faible, puisque par construction la plupart de nos personnes-années ne se sont encore jamais mises en couple (l'année suivant leur première mise en couple elles sortent du fichier).

Notons enfin la distribution de la variable « censure de la personne-année ». Cette variable – qui est la variable à expliquer – comprend trois modalités : soit (0) la personne-année vit toujours hors couple (c'est le cas de plus de 90 % des personnes-années), soit elle vit – c'est-à-dire que l'année considérée l'individu vit – l'un des événements modélisés, à savoir (1) la mise en couple par le biais de la cohabitation (c'est le cas d'environ 3 % des personnes-années) ou (2) la mise en couple par le biais du mariage direct (c'est le cas d'environ 5 % des personnes-années). Précisons ici que, dans le codage de cette variable, nous avons considéré qu'une première mise en couple débute par un mariage direct, plutôt que par une cohabitation, si les conjoints se marient la même année civile que l'année où ils se mettent en couple. Les modèles qui utiliseront cette variable comme variable expliquée seront des modèles à risques concurrents dans lesquels les individus hors couple peuvent changer d'état soit en cohabitant soit en se mariant directement ; ces modèles sont analogues à certains de ceux qui ont été estimés dans d'autres pays que la France (cf. Kalmijn, Luijkx 2005 ou encore Ermisch, Francesconi 2000).

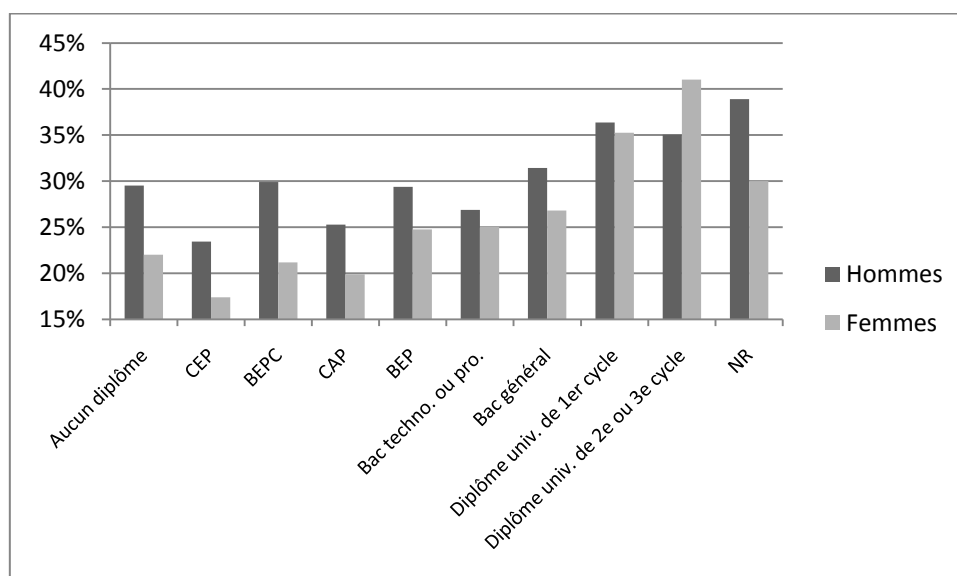
⁹⁷ Les termes de compagne et de compagnon sont ici préférés au terme de conjoint puisqu'il s'agit d'individus qui, par construction, ne se sont pas (encore) mis en couple, c'est-à-dire qu'ils ne sont ni cohabitants ni mariés.

Tableau 12. Statistiques descriptives des personnes-années hors couple des générations 1935 à 1968 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives

| | | HOMMES de 18-40 ans (N = 1 010 914) | FEMMES de 16-40 ans (N = 987 352) |
|---|---|---|---|
| Année de naissance | | 1952,9 (9,3) | 1952,8 (9,4) |
| Date où on se situe | | 1977,4 (10,6) | 1975,2 (10,8) |
| Age | | 24,4 (5,6) | 22,4 (5,9) |
| A ou non fini ses études, et si oui lesquelles | Aucun diplôme | 15 % | 12,1 % |
| | CEP | 10,2 % | 12,1 % |
| | BEPC | 6,5 % | 7,4 % |
| | CAP | 21,4 % | 11,1 % |
| | BEP | 7,2 % | 6,3 % |
| | Bac techno. ou pro. | 4,8 % | 3,8 % |
| | Bac général | 3,2 % | 4 % |
| | Dipl. univ. de 1 ^{er} cycle | 4,4 % | 5,9 % |
| | Dipl. univ. de 2 ^e ou 3 ^e cycle | 4,9 % | 3,6 % |
| | N'a pas fini ses études | 12,6 % | 24 % |
| | NR | 9,6 % | 9,7 % |
| Est parti du foyer parental | | 51,9 % | 46,9 % |
| Est actif ou non, et si oui dans quelle PCS | Agriculteur | 4,5 % | 1,9 % |
| | Indépendant | 7,4 % | 3 % |
| | Cadre ou P.I.S. | 9,2 % | 4,8 % |
| | Profession intermédiaire | 16,5 % | 13,6 % |
| | Employé | 11,6 % | 33,1 % |
| | Ouvrier | 34,2 % | 8,9 % |
| | Inactif | 16,6 % | 34,8 % |
| Censure de la personne-année | Maintien hors couple | 91,4 % | 90,6 % |
| | Cohabitation | 3,7 % | 3,6 % |
| | Mariage direct | 4,9 % | 5,9 % |
| Est enceinte | | 3,7 % | 4,9 % |
| Nombre d'enfants eus | | 0,03 (0,2) | 0,05 (0,3) |

Comme l'indique la figure 63, quelques analyses préliminaires semblent indiquer que, par rapport aux individus moins qualifiés, les individus plus qualifiés tendent à débiter relativement plus souvent leur vie de couple par une cohabitation plutôt qu'un mariage direct, bien que cette relation soit loin d'être parfaitement linéaire.

Figure 63. Part des premières vies de couple avant 40 ans débutées par une cohabitation plutôt qu'un mariage direct, par niveau de diplôme – France, générations 1935-1958



Champ : générations 1935-1958 présentes en France métropolitaine en 1999, immigrants exclus (EHF).

Mais pour entrer plus en détail – et de façon plus rigoureuse – dans ce sujet, il convient d’estimer des modèles de durée à partir du fichier personne-année que nous avons construit.

2.2.3.2. Mariage direct ou cohabitation lors de la première mise en couple : modèles de durée

Dans cette section, nous estimons plusieurs modèles de durée destinés à connaître plus précisément comment les membres des générations 1935 à 1968 se sont pour la première fois mis en couple – par un mariage direct, ou par une cohabitation –, ce qui nous permettra de tester une nouvelle fois, et de façon plus poussée, les modèles explicatifs de la baisse de la nuptialité au profit de la cohabitation.

Mais avant cela – pour avoir une vision synthétique de la mise en couple –, estimons, séparément pour les hommes et pour les femmes, deux modèles de durée dans lesquels les individus sont soumis non pas aux risques « concurrents » de mariage direct et de cohabitation, mais au seul risque de mise en couple (que ce soit par mariage direct ou par cohabitation), et reportons les *odds-ratios* de ces modèles. Qu’observe-t-on, chez les hommes et les femmes (tableaux 13 et 14) ?

Lorsque, dans un premier modèle de durée relativement fruste, on introduit seulement les variables d’âge et de génération, il apparaît d’une part que la probabilité conditionnelle de première mise en couple est maximale à 24 ans chez les hommes et 22 ans chez les femmes, et d’autre part que cette probabilité, après s’être accrue des générations 1935-1936 jusqu’aux

alentours des générations 1945-1946, s'est réduite des générations 1945-1946 jusqu'aux générations 1967-1968, chez les deux sexes (modèles 1).

L'introduction de la variable de niveau d'études dans un deuxième modèle plus complet indique quant à elle plusieurs choses (modèles 2).⁹⁸ Tout d'abord, à même âge et même génération, le niveau d'études des hommes tend clairement à accroître leur probabilité de mise en couple, tandis que pour les femmes c'est le seul fait d'avoir un diplôme (quel qu'il soit) qui accroît (légèrement) leur probabilité de mise en couple. Ensuite, par rapport au fait d'avoir terminé ses études (même sans aucun diplôme), le fait de ne pas les avoir terminées semble réduire la probabilité de mise en couple des hommes et, plus encore, des femmes. Enfin, l'introduction de cette variable de niveau d'études fait apparaître qu'une fois qu'elle est prise en compte, la probabilité conditionnelle de première mise en couple n'a *pas* baissé des générations 1945-1946 à 1967-1968 chez les femmes, alors que c'est bien le cas chez les hommes. Cela signifie que si, en termes bruts, la probabilité de mise en couple des femmes a baissé, c'est en raison du double fait que (i) à même âge les étudiantes se mettent beaucoup moins en couple que les femmes qui ont fini leurs études et (ii) la part des femmes étudiantes – soit, le niveau d'études des femmes – a augmenté au fil de ces générations. Par contraste, le fait que la probabilité de mise en couple des hommes a baissé ne s'explique pas par un effet de composition.

L'introduction de la variable de statut d'activité fait elle aussi apparaître plusieurs différences entre hommes et femmes (modèles 3). Tout d'abord, et conformément au modèle des gains de l'union issus des avantages comparatifs, le fait d'être actif employé plutôt qu'inactif ou au chômage accroît fortement la probabilité de mise en couple des hommes, alors qu'il réduit la probabilité de mise en couple des femmes. Ce résultat est important, dans la mesure où il constitue une validation empirique forte d'un modèle explicatif souvent critiqué sans arguments empiriques. En outre, l'introduction de cette variable supplémentaire inverse chez les hommes – mais pas chez les femmes – la relation statistique qui était jusque-là observée entre le fait de ne pas avoir fini ses études et la probabilité de mise en couple : cela signifie que chez les hommes le fait de ne pas avoir terminé ses études ne semble réduire la probabilité de mise en couple *que* parce que la plupart des étudiants ne travaillent pas ; à

⁹⁸ La variable de niveau d'études est une variable changeante au cours du temps (*time-varying covariate*), ce qui signifie que sa valeur correspond à « n'a pas fini ses études » tant que les individus n'ont pas obtenu leur diplôme le plus élevé, et que sa valeur correspond à « CEP », « BEPC », etc. jusqu'à « diplôme universitaire du 2^e ou 3^e cycle » une fois que les individus ont obtenu un tel diplôme (les individus sortant du système scolaire sans diplôme se voyant attribuer la valeur « aucun diplôme ») : c'est ainsi que les modèles de durée à temps discret modélisent de façon dynamique l'impact du niveau de diplôme des individus sur leur probabilité annuelle de mise en couple.

même statut d'activité les étudiants se mettent même *plus* en couple que les hommes sans diplôme. Par contraste, chez les femmes, le fait de ne pas avoir terminé ses études réduit bel et bien la probabilité de mise en couple quel que soit le statut d'activité, peut-être parce qu'à même âge les femmes encore étudiantes sont des femmes poursuivant des études relativement longues, ce qui, comme on l'a vu, accroîtraît plus leur indépendance que leur désirabilité, et retarderait donc leur mise en couple.

L'introduction d'une dernière variable indiquant si une compagne des enquêtés masculins ou les femmes enquêtées sont enceintes l'année observée (alors que l'enquêté ne s'est pas mis en couple) montre, comme on pouvait s'y attendre, qu'à même âge, même génération, même niveau d'études et même statut d'activité, le fait de tomber enceinte accroît fortement la probabilité de mise en couple (modèles 4).

Tableau 13. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple des hommes de 18-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968) (N = 1 010 914)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|
| AGE | | | | |
| 18 | ,211*** | ,228*** | ,236*** | ,247*** |
| 19 | ,474*** | ,493*** | ,501*** | ,508*** |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,968*** | 1,927*** | 1,900*** | 1,878*** |
| 22 | 2,798*** | 2,686*** | 2,625*** | 2,566*** |
| 23 | 3,493*** | 3,283*** | 3,183*** | 3,085*** |
| 24 | 3,704*** | 3,417*** | 3,282*** | 3,175*** |
| 25 | 3,528*** | 3,189*** | 3,039*** | 2,934*** |
| 26 | 3,082*** | 2,760*** | 2,615*** | 2,507*** |
| 27 | 2,763*** | 2,464*** | 2,332*** | 2,213*** |
| 28 | 2,421*** | 2,156*** | 2,045*** | 1,935*** |
| 29 | 1,965*** | 1,752*** | 1,669*** | 1,561*** |
| 30 | 1,779*** | 1,586*** | 1,519*** | 1,418*** |
| 31 | 1,445*** | 1,294*** | 1,243*** | 1,165*** |
| 32 | 1,167*** | 1,048 | 1,012 | ,955 |
| 33 | 1,023 | ,922* | ,893** | ,845*** |
| 34 | ,864*** | ,781*** | ,759*** | ,726*** |
| 35 | ,739*** | ,670*** | ,653*** | ,627*** |
| 36 | ,611*** | ,555*** | ,544*** | ,535*** |
| 37 | ,521*** | ,474*** | ,466*** | ,462*** |
| 38 | ,525*** | ,479*** | ,473*** | ,469*** |
| 39 | ,401*** | ,366*** | ,362*** | ,361*** |
| 40 | ,161*** | ,147*** | ,146*** | ,146*** |
| | | | | |
| GENERATION | | | | |
| 1935-1936 | ,784*** | ,796*** | ,793*** | ,813*** |
| 1937-1938 | ,803*** | ,814*** | ,812*** | ,834*** |
| 1939-1940 | ,824*** | ,829*** | ,830*** | ,844*** |
| 1941-1942 | ,956 | ,955* | ,953* | ,946* |
| 1943-1944 | ,944* | ,940* | ,933** | ,928** |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | ,953* | ,940** | ,939** | ,950* |
| 1949-1950 | ,953* | ,938** | ,939** | ,953* |
| 1951-1952 | ,964 | ,950* | ,952* | ,963 |
| 1953-1954 | ,952* | ,931*** | ,933** | ,951* |
| 1955-1956 | ,964 | ,942** | ,949* | ,985 |
| 1957-1958 | ,874*** | ,854*** | ,860*** | ,912*** |
| 1959-1960 | ,839*** | ,821*** | ,830*** | ,886*** |
| 1961-1962 | ,792*** | ,772*** | ,786*** | ,845*** |
| 1963-1964 | ,788*** | ,765*** | ,785*** | ,846*** |
| 1965-1966 | ,755*** | ,740*** | ,766*** | ,829*** |
| 1967-1968 | ,707*** | ,702*** | ,731*** | ,795*** |

| NIVEAU D'ETUDES | | | | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| <i>Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | 1,164*** | 1,133*** | 1,136*** |
| BEPC | | 1,351*** | 1,334*** | 1,383*** |
| CAP | | 1,393*** | 1,350*** | 1,364*** |
| BEP | | 1,299*** | 1,265*** | 1,307*** |
| Bac techno. ou pro. | | 1,469*** | 1,458*** | 1,530*** |
| Bac général | | 1,253*** | 1,271*** | 1,341*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | 1,477*** | 1,513*** | 1,610*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | 1,658*** | 1,741*** | 1,879*** |
| N'a pas fini ses études | | ,605*** | 1,052* | 1,118*** |
| Non réponse | | ,960* | ,965* | ,915*** |
| | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | 2,422*** | 2,349*** |
| | | | | |
| GROSSESSE | | | | |
| <i>Conjointe pas enceinte</i> | | | | <i>Réf</i> |
| Conjointe enceinte | | | | 4,751*** |
| | | | | |
| X² (ddl) | 41493,509*** (38) | 45872,877*** (48) | 48570,571*** (49) | 61787,343*** (50) |
| | | 4379,368*** (10) | 2697,694*** (1) | 13216,772*** (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Tableau 14. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple des femmes de 16-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968) (N = 987 352)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|
| AGE | | | | |
| 16 | ,046*** | ,075*** | ,072*** | ,078*** |
| 17 | ,134*** | ,184*** | ,178*** | ,188*** |
| 18 | ,377*** | ,428*** | ,420*** | ,432*** |
| 19 | ,667*** | ,709*** | ,702*** | ,706*** |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,219*** | 1,178*** | 1,184*** | 1,177*** |
| 22 | 1,299*** | 1,212*** | 1,221*** | 1,207*** |
| 23 | 1,265*** | 1,136*** | 1,146*** | 1,121*** |
| 24 | 1,110*** | ,965* | ,974 | ,949** |
| 25 | ,992 | ,840*** | ,848*** | ,822*** |
| 26 | ,811*** | ,678*** | ,685*** | ,663*** |
| 27 | ,699*** | ,580*** | ,585*** | ,565*** |
| 28 | ,570*** | ,472*** | ,475*** | ,460*** |
| 29 | ,489*** | ,405*** | ,407*** | ,396*** |
| 30 | ,421*** | ,348*** | ,349*** | ,341*** |
| 31 | ,316*** | ,263*** | ,263*** | ,258*** |
| 32 | ,299*** | ,250*** | ,250*** | ,246*** |
| 33 | ,249*** | ,209*** | ,209*** | ,208*** |
| 34 | ,209*** | ,176*** | ,175*** | ,177*** |
| 35 | ,175*** | ,149*** | ,148*** | ,152*** |
| 36 | ,154*** | ,131*** | ,130*** | ,136*** |
| 37 | ,125*** | ,107*** | ,106*** | ,112*** |
| 38 | ,110*** | ,095*** | ,094*** | ,099*** |
| 39 | ,096*** | ,083*** | ,082*** | ,089*** |
| 40 | ,049*** | ,042*** | ,042*** | ,046*** |
| | | | | |
| GENERATION | | | | |
| 1935-1936 | ,892*** | ,852*** | ,846*** | ,875*** |
| 1937-1938 | ,925** | ,881*** | ,877*** | ,909*** |
| 1939-1940 | ,924** | ,891*** | ,888*** | ,906*** |
| 1941-1942 | ,935** | ,926** | ,922** | ,927** |
| 1943-1944 | 1,020 | 1,022 | 1,020 | 1,022 |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | ,980 | ,993 | ,995 | ,998 |
| 1949-1950 | ,966 | ,989 | ,995 | ,996 |
| 1951-1952 | 1,018 | 1,046* | 1,049* | 1,050* |
| 1953-1954 | ,996 | 1,038 | 1,040 | 1,046* |
| 1955-1956 | 1,033 | 1,092*** | 1,092*** | 1,109*** |
| 1957-1958 | 1,035 | 1,091*** | 1,091*** | 1,113*** |
| 1959-1960 | 1,018 | 1,094*** | 1,091*** | 1,130*** |
| 1961-1962 | ,956* | 1,049* | 1,042* | 1,082*** |
| 1963-1964 | ,908*** | 1,017 | 1,008 | 1,052* |

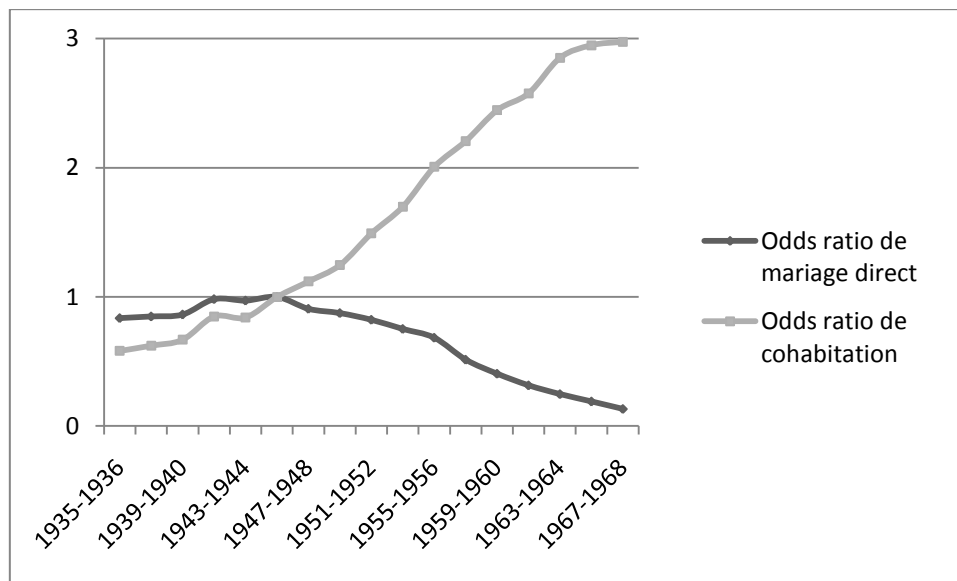
| | | | | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 1965-1966 | ,885*** | 1,020 | 1,008 | 1,063** |
| 1967-1968 | ,816*** | ,973 | ,959* | 1,013 |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | 1,130*** | 1,163*** | 1,180*** |
| BEPC | | 1,132*** | 1,166*** | 1,235*** |
| CAP | | 1,029* | 1,071*** | 1,126*** |
| BEP | | 1,003 | 1,044* | 1,127*** |
| Bac techno. ou pro. | | 1,037* | 1,080*** | 1,198*** |
| Bac général | | 1,078*** | 1,107*** | 1,225*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | 1,084*** | 1,128*** | 1,265*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | 1,221*** | 1,261*** | 1,438*** |
| N'a pas fini ses études | | ,267*** | ,232*** | ,280*** |
| Non réponse | | ,729*** | ,736*** | ,730*** |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | ,782*** | ,854*** |
| GROSSESSE | | | | |
| <i>Pas enceinte</i> | | | | <i>Réf</i> |
| Enceinte | | | | 3,264*** |
| X² (ddl) | 52259,774*** (40) | 64848,523*** (50) | 65439,204*** (51) | 74930,419*** (52) |
| | | 12588,749*** (10) | 590,681*** (1) | 9494,215*** (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Après ce premier aperçu de la mise en couple des générations 1935 à 1968, il convient d'entrer plus en détail dans les modalités de cette mise en couple : a-t-elle lieu par mariage direct, ou par cohabitation ? Pour le savoir, nous estimons des modèles de durée à risques concurrents, dans lesquels les individus des générations 1935 à 1968 qui vivent hors couple sont, à partir de 16 ans (pour les femmes) ou 18 ans (pour les hommes), exposés aux « risques » de se mettre en couple *soit* par mariage direct (c'est-à-dire, un mariage sans cohabitation préalable) *soit* par cohabitation (c'est-à-dire emménagement sans mariage). Là encore, comme dans les modèles de durée présentés précédemment, nous procédons « pas à pas », en n'introduisant dans les modèles qu'un petit nombre de variables supplémentaires à la fois, afin de pouvoir évaluer non seulement leurs « effets propres » sur les modalités de mise en couple, mais aussi les éventuels changements que l'introduction de ces variables supplémentaires occasionnent dans les estimations des effets des autres variables explicatives.

Dans les générations 1935 à 1968 (modèles 1 des tableaux 15 et 16), les probabilités conditionnelles de mise en couple par le biais d'un mariage direct et par le biais d'une cohabitation (par rapport aux probabilités de maintien hors couple) sont maximales, respectivement, pour les hommes à 24 et 25 ans, et pour les femmes à 22 et 23 ans. Le premier modèle indique aussi qu'à même âge la probabilité conditionnelle de cohabitation (plutôt que de maintien hors couple) s'est accrue au fil des générations 1935 à 1968 chez les hommes comme chez les femmes, tandis que la probabilité conditionnelle de mariage direct (plutôt que de maintien hors couple) s'est légèrement accrue jusqu'aux générations 1945-1946, avant de chuter par la suite, encore une fois chez les deux sexes (figure 64).

Figure 64. Odds ratios de mariage direct et de cohabitation plutôt que de maintien hors couple des hommes de 18-40 ans vivant hors couple, à âge contrôlé – France, générations 1935-1968 (référence 1 pour les générations 1945-1946)



Si, à ce modèle 1, on ajoute la variable de niveau d'études (tableau 15, modèle 2), on observe que chez les hommes un niveau d'études plus élevé tend à aller de pair – bien que de façon non linéaire – avec des probabilités *plus* élevées de mariage direct ainsi que de cohabitation ; ainsi, à même âge et même génération, les hommes diplômés du deuxième ou troisième cycle connaissent des rapports de chances de se marier directement et de cohabiter (plutôt que de rester hors couple) environ 1,6 fois supérieurs à ceux des hommes sans diplôme (et ces écarts se révèlent très fortement significatifs). En outre (modèle 3), à même âge, même génération et même niveau d'études, le fait d'être actif occupé plutôt qu'inactif ou au chômage accroît assez fortement (de plus de 2 fois) le rapport de chances de cohabiter et de se marier directement (plutôt que de rester hors couple). Si l'on cherche à préciser cette observation en introduisant une variable plus détaillée de catégorie socioprofessionnelle (modèle 4), on observe que le fait de ne pas être inactif ni au chômage accroît les probabilités de cohabitation et de mariage direct des hommes quelle que soit la profession qu'ils exercent, mais plus encore s'ils exercent des professions relativement rémunératrices : cadres, professions intermédiaires, et indépendants.

Chacune de ces observations tend donc à valider, au sein des générations, le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs, puisque selon ce modèle – et pour les raisons que nous avons vues – les hommes étant valorisés largement pour leurs ressources socioéconomiques, ce sont les hommes aux plus fortes ressources qui gagneraient le plus (en termes d'obtention d'une conjointe de meilleure qualité) à la mise en couple et au

mariage. Pour ce qui concerne le modèle selon lequel, au fil des générations, c'est la hausse du taux de chômage des jeunes qui aurait réduit la nuptialité au profit de la cohabitation, une de ses prédictions centrales est validée – le chômage des hommes (ici confondu avec leur inactivité) réduit bel et bien leurs chances de mariage direct –, mais une autre de ses prédictions – selon laquelle le chômage des hommes accroîtrait leurs chances de cohabitation, expliquant par là l'essor de la cohabitation au détriment du mariage – est invalidée : le fait qu'un homme soit au chômage ou inactif réduit *aussi* ses chances de cohabiter. Toutefois, on admettra que, comme le fait d'être au chômage réduit (légèrement) plus fortement la probabilité de mariage direct que celle de cohabitation, il reste envisageable que l'essor du chômage ait, chez les hommes, contribué à rendre plus fréquente la cohabitation *par rapport au mariage direct* (même si ce n'est pas le cas par rapport au maintien hors couple).

Notons au passage que l'introduction de la variable de statut d'activité professionnelle dans la régression (tableau 15, modèle 3) modifie (du négatif vers le positif) la direction de la relation statistique qu'entretient le fait de n'avoir pas fini ses études (plutôt que de les avoir finies) avec la probabilité de cohabitation (plutôt que de maintien hors couple)⁹⁹ : à même statut d'activité, le fait de ne pas avoir terminé ses études ne réduit plus mais tend à accroître la probabilité de cohabitation, ce qui signifie que si, selon les observations précédentes, les étudiants ont relativement peu de chances de cohabiter plutôt que de rester hors couple, c'est seulement parce que les étudiants n'exercent que rarement une activité professionnelle. À même statut d'activité, les étudiants ont même des chances de cohabiter (plutôt que de rester hors couple) relativement élevées, même si elles restent plus faibles que celles des diplômés de l'université. Comme par ailleurs les étudiants ont des chances relativement réduites de se marier directement (ils sont les seuls à avoir encore moins de chances de se marier directement que les hommes sans diplôme), il est clair que, lorsqu'ils se mettent en couple, c'est relativement beaucoup plus souvent par le biais de la cohabitation que par celui du mariage. Ce double fait – que c'est parce qu'ils n'exercent pas d'activité professionnelle que les étudiants se mettent relativement peu en couple, mais que lorsqu'ils le font c'est relativement souvent par une cohabitation plutôt que par un mariage direct – peut s'expliquer par le fait que les étudiants préfèrent attendre d'avoir obtenu leur diplôme et d'être entrés sur le marché du travail pour se valoriser sur le marché matrimonial et ainsi obtenir une conjointe de meilleure qualité que celle qu'ils auraient obtenu sans ce diplôme, et par le fait que n'ayant pas encore terminé leurs études ils ignorent encore certaines des caractéristiques qu'ils

⁹⁹ Le fait de ne pas avoir terminé ses études, en revanche, continue de réduire la probabilité de mariage direct (plutôt que de maintien hors couple), bien que moins fortement.

valoriseront chez leurs conjointes potentielles (son lieu de résidence, ses horaires de travail etc.), si bien que leur risque de rupture est relativement élevé et que la cohabitation leur est, relativement, beaucoup mieux adaptée que le mariage direct.

Chez les femmes (tableau 16, modèle 2), le fait d'avoir obtenu un niveau de diplôme plus élevé tend à aller de pair avec des probabilités plus élevées de cohabitation – et ce, surtout chez les femmes disposant d'un diplôme universitaire –, mais un niveau de diplôme plus élevé ne tend *pas* (contrairement à ce qui se passe chez les hommes) à aller de pair avec des probabilités plus élevées de mariage direct (comme cela avait déjà été montré (Leridon, Toulemon 1995)) : à même âge et même génération, les femmes diplômées du premier cycle universitaire connaissent même un rapport de chances de se marier (plutôt que de rester hors couple) 0,892 fois supérieur (soit, $1/0,892 = 1,121$ fois inférieur) à celui des femmes sans diplôme (cet écart étant très fortement significatif). Toutefois, cette relation négative entre niveau de diplôme universitaire (plutôt qu'absence de diplôme) et probabilité de mariage (plutôt que de maintien hors couple) s'annule et même s'inverse lorsqu'on contrôle du fait que les femmes connaissent une grossesse (modèle 5), ce qui suggère que c'est seulement parce qu'elles tombent moins souvent enceintes que les femmes disposant d'un diplôme universitaire ont une moindre tendance à se marier directement que les femmes sans diplôme.¹⁰⁰

De façon analogue, les effets de l'activité professionnelle des femmes sur leurs probabilités de mise en couple diffèrent selon la modalité de mise en couple (modèle 3). D'une part, à même âge, même génération et même niveau d'études, le fait d'être active occupée (plutôt qu'inactive ou au chômage) accroît la probabilité de cohabitation (plutôt que de maintien hors couple), même si cet effet est moins fort que chez les hommes et n'est pas observé pour les agricultrices (modèle 4). D'autre part, le fait d'être active occupée réduit fortement la probabilité de mariage direct : le rapport de chances de se marier directement plutôt que de rester hors couple lorsqu'on est active plutôt qu'inactive est de 0,629 (et très fortement significatif), et ce résultat se retrouve en tendance quelle que soit la profession de la femme (modèle 4).

Toutes ces observations tendent encore une fois à valider, au sein des générations, le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, puisque le niveau d'études et l'activité professionnelle des femmes, en accroissant leur niveau

¹⁰⁰ Notons que, chez les femmes, le fait (à même âge) de ne pas avoir fini ses études réduit fortement les probabilités de cohabitation et – plus encore – de mariage direct (plutôt que de maintien hors couple), ce qui encore une fois peut se comprendre comme une conséquence du fait que poursuivre des études relativement longues accroît plus l'indépendance des femmes que leur désirabilité aux yeux des hommes.

de salaire et en réduisant donc le volume de gains issus de l'exploitation des avantages comparatifs, réduisent les gains de l'union et tout particulièrement du mariage, ce qui accroît les risques de rupture d'union et incite donc, par souci de précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. Pour ce qui concerne le modèle selon lequel, au fil des générations, ce serait la hausse de l'activité professionnelle des femmes qui aurait réduit la nuptialité au profit de la cohabitation, ses deux prédictions centrales sont validées : l'activité professionnelle des femmes réduit leurs chances de mariage direct, et elle accroît leurs chances de cohabitation – ce qui permettrait d'expliquer à la fois une part de l'essor de la cohabitation et une part de la baisse de la nuptialité par la hausse de l'activité professionnelle des femmes. Toutefois, l'inclusion de cette variable d'activité professionnelle dans les modèles de durée (modèles 3 ou 4, par rapport au modèle 2) ne réduit pas « l'effet » de la variable génération sur les probabilités de mariage direct et de cohabitation,¹⁰¹ ce qui rend douteuse l'idée selon laquelle l'essor de l'activité professionnelle des femmes les aurait fortement conduites, au fil des générations, à cohabiter de plus en plus plutôt qu'à se marier directement.

Enfin, comme le prédisaient les modèles reliant la mise en couple et le mariage à la nécessité d'élever des enfants à deux, le fait que les compagnes des hommes vivant hors couple ou que les femmes vivant hors couple deviennent enceintes accroît fortement leur probabilité de cohabitation et, plus encore, leur probabilité de mariage direct (modèles 5 des tableaux 15 et 16). Par exemple, pour une femme, à même âge, même génération, même niveau d'études et même statut d'activité, les rapports de chances de cohabiter et de se marier directement plutôt que de rester hors couple lorsqu'elle est enceinte (plutôt que de ne pas être enceinte) sont, respectivement, de 1,766 et de 4,100 (et très fortement significatifs). Cette observation confirme des résultats déjà observés : d'une part, aux États-Unis dans les années 1970 ainsi que dans les années 1980, le fait d'être enceinte hors mariage accroît fortement la probabilité de mariage plutôt que de maintien dans le célibat (Goldscheider, Waite 1986 ; Brien, Lillard, Waite 1999) ; et d'autre part, en Suisse des générations 1945 à 1975, le fait d'être enceinte accroît fortement la probabilité de se marier directement plutôt que de cohabiter (Charton, Wanner 2001).¹⁰²

¹⁰¹ Lorsqu'on ajoute la variable d'activité professionnelle des femmes (tableau 16, modèle 3) à un modèle comprenant les seules variables d'âge, de génération et de niveau de diplôme (tableau 16, modèle 2), les coefficients associés à chaque génération (plutôt qu'aux générations de référence 1945-1946) ne se rapprochent pas de l'unité, ou seulement de façon négligeable ; par exemple, respectivement pour les coefficients associés aux générations 1955-1956, 1957-1958, et 1959-1960, les *odds ratios* de cohabitation passent de 2,255 à 2,255, de 2,574 à 2,575 et de 3,047 à 3,052, et les *odds ratios* de mariage direct passent de 0,836 à 0,836, de 0,758 à 0,757 et de 0,650 à 0,645.

¹⁰² Pour tester la qualité des données d'EHF, nous avons ajouté au tableau 15 une dernière variable (ici non montrée) destinée à vérifier si, de façon transitoire, l'allongement du service militaire et l'envoi du contingent en

Algérie à partir de 1956 n'auraient pas conduit certains hommes à repousser leur mariage, comme cela a déjà été suggéré par plusieurs travaux (Festy 1971 ; Maison, Millet 1974 ; Lery 1976 ; Ronsin 1995). Plus précisément, comme d'une part les jeunes hommes commençaient généralement leur service militaire à 20 ans, et que d'autre part la durée légale du service militaire, qui avait été fixée à partir de 1950 à 18 mois, a été rallongée de 1956 à 1962 (pendant la guerre d'Algérie) jusqu'à 30 mois, on devrait s'attendre à ce que ce soient principalement les jeunes hommes de 22 ans qui aient été touchés par cet allongement du service militaire. Ainsi, nous avons vérifié si, à même génération (et diverses autres variables contrôlées), le fait d'avoir 22 ans en 1956-1962, plutôt que de ne pas avoir 22 ans en 1956-1962, réduit la probabilité de mariage direct voire aussi de cohabitation (plutôt que de maintien hors couple). Effectivement, cet effet est très net : les hommes qui sont les plus susceptibles d'avoir vu leur service militaire prolongé pendant la guerre d'Algérie ont connu des probabilités de mariage direct – ainsi que, dans une moindre mesure, des probabilités de cohabitation – fortement réduites : le rapport de chances de se marier directement plutôt que de rester hors couple lorsqu'on a eu (plutôt que de ne pas avoir) 22 ans en 1956-1962 est de 0,453 (et très fortement significatif). De même, aux États-Unis des années 1960 au début des années 1980, le fait de faire son service militaire réduisait la primo-nuptialité masculine (Goldscheider, Waite 1986). Cet effet dépressif du service militaire sur la primo-nuptialité masculine peut se comprendre, semble-t-il, soit comme un simple effet de la réduction des opportunités de mise en couple – mis à distance de leurs conjointes potentielles, les hommes ne peuvent pas se mettre en couple – soit aussi comme une conséquence du fait que, n'étant pas encore fixés sur leur activité future, les jeunes recrues sont relativement dévalorisées sur le marché matrimonial et/ou préfèrent attendre leur démobilisation pour mieux savoir quelles caractéristiques ils rechercheront chez leur conjointe (lieu de résidence, etc.).

Tableau 15. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des hommes de 18-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968) (N = 1 010 914)

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | | Modèle 5 | |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. |
| AGE | | | | | | | | | | |
| 18 | ,244*** | ,179*** | ,261*** | ,196*** | ,272*** | ,201*** | ,274*** | ,201*** | ,277*** | ,216*** |
| 19 | ,482*** | ,466*** | ,499*** | ,486*** | ,510*** | ,491*** | ,511*** | ,492*** | ,512*** | ,504*** |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,559*** | 2,353*** | 1,527*** | 2,307*** | 1,502*** | 2,279*** | 1,504*** | 2,281*** | 1,498*** | 2,243*** |
| 22 | 2,088*** | 3,468*** | 2,001*** | 3,343*** | 1,951*** | 3,272*** | 1,955*** | 3,280*** | 1,937*** | 3,179*** |
| 23 | 2,608*** | 4,335*** | 2,445*** | 4,098*** | 2,360*** | 3,982*** | 2,368*** | 3,995*** | 2,334*** | 3,828*** |
| 24 | 2,795*** | 4,579*** | 2,571*** | 4,249*** | 2,456*** | 4,094*** | 2,465*** | 4,112*** | 2,428*** | 3,918*** |
| 25 | 2,895*** | 4,134*** | 2,615*** | 3,752*** | 2,476*** | 3,591*** | 2,488*** | 3,611*** | 2,445*** | 3,419*** |
| 26 | 2,749*** | 3,390*** | 2,464*** | 3,043*** | 2,321*** | 2,893*** | 2,335*** | 2,913*** | 2,280*** | 2,728*** |
| 27 | 2,537*** | 2,963*** | 2,266*** | 2,648*** | 2,135*** | 2,513*** | 2,150*** | 2,532*** | 2,086*** | 2,334*** |
| 28 | 2,370*** | 2,441*** | 2,115*** | 2,178*** | 1,999*** | 2,070*** | 2,016*** | 2,088*** | 1,952*** | 1,907*** |
| 29 | 1,987*** | 1,912*** | 1,777*** | 1,709*** | 1,688*** | 1,629*** | 1,704*** | 1,645*** | 1,638*** | 1,479*** |
| 30 | 1,843*** | 1,683*** | 1,649*** | 1,505*** | 1,576*** | 1,440*** | 1,592*** | 1,454*** | 1,528*** | 1,305*** |
| 31 | 1,620*** | 1,264*** | 1,455*** | 1,133** | 1,397*** | 1,088* | 1,414*** | 1,099* | 1,358*** | ,987 |
| 32 | 1,378*** | ,974 | 1,242*** | ,876* | 1,199*** | ,844*** | 1,215*** | ,853** | 1,168*** | ,776*** |
| 33 | 1,238*** | ,845* | 1,120** | ,761** | 1,086 | ,736*** | 1,100* | ,745*** | 1,058 | ,680*** |
| 34 | 1,178** | ,623*** | 1,069 | ,563*** | 1,041 | ,546*** | 1,055 | ,553*** | 1,019 | ,511*** |
| 35 | 1,013 | ,549*** | ,923 | ,496*** | ,901 | ,483*** | ,914 | ,489*** | ,884* | ,454*** |
| 36 | ,943 | ,394*** | ,861* | ,357*** | ,845* | ,349*** | ,856* | ,353*** | ,837** | ,341*** |
| 37 | ,909 | ,282*** | ,832* | ,256*** | ,819** | ,252*** | ,829* | ,255*** | ,813** | ,248*** |
| 38 | ,901 | ,317*** | ,829* | ,288*** | ,819* | ,285*** | ,831* | ,288*** | ,813** | ,280*** |
| 39 | ,747*** | ,222*** | ,687*** | ,202*** | ,683*** | ,200*** | ,693*** | ,202*** | ,682*** | ,197*** |
| 40 | ,317*** | ,087*** | ,293*** | ,079*** | ,291*** | ,078*** | ,296*** | ,079*** | ,291*** | ,078*** |
| | | | | | | | | | | |
| GENERATION | | | | | | | | | | |
| 1935-1936 | ,582*** | ,836*** | ,600*** | ,839*** | ,597*** | ,838*** | ,618*** | ,851*** | ,602*** | ,868*** |
| 1937-1938 | ,623*** | ,849*** | ,639*** | ,853*** | ,636*** | ,852*** | ,662*** | ,865*** | ,643*** | ,885*** |
| 1939-1940 | ,669*** | ,864*** | ,679*** | ,864*** | ,679*** | ,866*** | ,686*** | ,868*** | ,684*** | ,887*** |
| 1941-1942 | ,849** | ,983 | ,853** | ,979 | ,850** | ,977 | ,852** | ,978 | ,846** | ,970 |
| 1943-1944 | ,841*** | ,972 | ,841*** | ,966 | ,835*** | ,960 | ,838*** | ,959 | ,834*** | ,952 |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | 1,120* | ,908*** | 1,104* | ,896*** | 1,104* | ,894*** | 1,114* | ,898*** | 1,110* | ,906*** |
| 1949-1950 | 1,247*** | ,875*** | 1,228*** | ,860*** | 1,231*** | ,861*** | 1,246*** | ,868*** | 1,238*** | ,874*** |
| 1951-1952 | 1,492*** | ,823*** | 1,473*** | ,810*** | 1,476*** | ,810*** | 1,506*** | ,822*** | 1,481*** | ,817*** |
| 1953-1954 | 1,699*** | ,752*** | 1,664*** | ,732*** | 1,670*** | ,733*** | 1,698*** | ,745*** | 1,678*** | ,747*** |
| 1955-1956 | 2,007*** | ,684*** | 1,958*** | ,667*** | 1,974*** | ,671*** | 2,015*** | ,684*** | 1,998*** | ,699*** |
| 1957-1958 | 2,207*** | ,514*** | 2,140*** | ,501*** | 2,156*** | ,505*** | 2,198*** | ,515*** | 2,203*** | ,540*** |
| 1959-1960 | 2,446*** | ,405*** | 2,377*** | ,395*** | 2,407*** | ,399*** | 2,462*** | ,409*** | 2,465*** | ,431*** |
| 1961-1962 | 2,577*** | ,315*** | 2,487*** | ,307*** | 2,535*** | ,313*** | 2,621*** | ,323*** | 2,605*** | ,340*** |
| 1963-1964 | 2,852*** | ,247*** | 2,742*** | ,239*** | 2,818*** | ,245*** | 2,921*** | ,254*** | 2,898*** | ,267*** |

| | | | | | | | | | | |
|--|-------------------|---------|-------------------|------------|-------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|
| 1965-1966 | 2,949*** | ,190*** | 2,852*** | ,186*** | 2,958*** | ,192*** | 3,066*** | ,199*** | 3,044*** | ,210*** |
| 1967-1968 | 2,976*** | ,132*** | 2,898*** | ,132*** | 3,019*** | ,137*** | 3,143*** | ,143*** | 3,116*** | ,151*** |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | 1,042 | 1,211*** | 1,012 | 1,181*** | 1,018 | 1,169*** | 1,014 | 1,184*** |
| BEPC | | | 1,359*** | 1,340*** | 1,336*** | 1,328*** | 1,261*** | 1,243*** | 1,357*** | 1,394*** |
| CAP | | | 1,301*** | 1,458*** | 1,254*** | 1,418*** | 1,208*** | 1,366*** | 1,263*** | 1,435*** |
| BEP | | | 1,221*** | 1,388*** | 1,182*** | 1,359*** | 1,167*** | 1,285*** | 1,201*** | 1,419*** |
| Bac techno. ou pro. | | | 1,419*** | 1,508*** | 1,396*** | 1,507*** | 1,266*** | 1,347*** | 1,429*** | 1,606*** |
| Bac général | | | 1,278*** | 1,226*** | 1,283*** | 1,255*** | 1,108** | 1,100** | 1,314*** | 1,349*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | | 1,574*** | 1,377*** | 1,594*** | 1,426*** | 1,332*** | 1,217*** | 1,640*** | 1,548*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | 1,691*** | 1,620*** | 1,744*** | 1,733*** | 1,365*** | 1,420*** | 1,805*** | 1,926*** |
| N'a pas fini ses études | | | ,783*** | ,459*** | 1,300*** | ,847*** | 1,109** | ,734*** | 1,334*** | ,921* |
| Non réponse | | | 1,024 | ,915*** | 1,028 | ,920*** | ,976 | ,881*** | 1,002 | ,857*** |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | | | 2,258*** | 2,685*** | | | 2,226*** | 2,570*** |
| PCS | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | |
| Agriculteur | | | | | | | 1,100* | 2,150*** | | |
| Indép. non agricole | | | | | | | 2,370*** | 2,792*** | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | | 2,660*** | 3,004*** | | |
| Profession interm. | | | | | | | 2,438*** | 2,790*** | | |
| Employé | | | | | | | 1,935*** | 2,288*** | | |
| Ouvrier | | | | | | | 1,951*** | 2,310*** | | |
| GROSSESSE | | | | | | | | | | |
| <i>Conjointe pas enceinte</i> | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Conjointe enceinte | | | | | | | | | 2,636*** | 6,287*** |
| X² (ddl) | 64018,728*** (76) | | 68882,403*** (96) | | 71654,746*** (98) | | 72782,483*** (108) | | 86201,235*** (100) | |
| | | | 4863,675*** (20) | | 2772,343*** (2) | | 1127,737*** (10) | | 14546,489*** (2) | |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 5 qui est emboîté dans le modèle 3.

Tableau 16. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des femmes de 16-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968) (N = 987 352)

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | | Modèle 5 | |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. |
| AGE | | | | | | | | | | |
| 16 | ,057*** | ,040*** | ,087*** | ,068*** | ,089*** | ,063*** | ,090*** | ,063*** | ,091*** | ,071*** |
| 17 | ,149*** | ,127*** | ,201*** | ,174*** | ,205*** | ,163*** | ,206*** | ,163*** | ,208*** | ,178*** |
| 18 | ,440*** | ,346*** | ,504*** | ,391*** | ,510*** | ,378*** | ,510*** | ,378*** | ,513*** | ,392*** |
| 19 | ,644*** | ,678*** | ,688*** | ,717*** | ,692*** | ,705*** | ,693*** | ,705*** | ,693*** | ,710*** |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,170*** | 1,244*** | 1,119*** | 1,211*** | 1,115*** | 1,222*** | 1,113*** | 1,223*** | 1,113*** | 1,213*** |
| 22 | 1,336*** | 1,284*** | 1,221*** | 1,217*** | 1,214*** | 1,233*** | 1,211*** | 1,235*** | 1,210*** | 1,214*** |
| 23 | 1,401*** | 1,201*** | 1,223*** | 1,105*** | 1,215*** | 1,122*** | 1,209*** | 1,124*** | 1,206*** | 1,086*** |
| 24 | 1,304*** | 1,017 | 1,097*** | ,911*** | 1,089** | ,924*** | 1,083** | ,926*** | 1,079** | ,889*** |
| 25 | 1,305*** | ,839*** | 1,066* | ,735*** | 1,058* | ,746*** | 1,052 | ,747*** | 1,046 | ,712*** |
| 26 | 1,181*** | ,628*** | ,952 | ,544*** | ,945 | ,551*** | ,938* | ,553*** | ,933* | ,524*** |
| 27 | 1,067* | ,517*** | ,855*** | ,445*** | ,849*** | ,449*** | ,843*** | ,450*** | ,837*** | ,426*** |
| 28 | ,946 | ,384*** | ,757*** | ,330*** | ,752*** | ,332*** | ,747*** | ,333*** | ,742*** | ,318*** |
| 29 | ,825*** | ,323*** | ,662*** | ,277*** | ,659*** | ,278*** | ,654*** | ,279*** | ,650*** | ,267*** |
| 30 | ,752*** | ,258*** | ,603*** | ,221*** | ,601*** | ,221*** | ,597*** | ,221*** | ,594*** | ,214*** |
| 31 | ,560*** | ,202*** | ,452*** | ,173*** | ,451*** | ,173*** | ,448*** | ,173*** | ,446*** | ,168*** |
| 32 | ,572*** | ,179*** | ,465*** | ,154*** | ,465*** | ,153*** | ,462*** | ,154*** | ,461*** | ,150*** |
| 33 | ,555*** | ,123*** | ,454*** | ,106*** | ,454*** | ,105*** | ,450*** | ,105*** | ,451*** | ,104*** |
| 34 | ,459*** | ,111*** | ,378*** | ,096*** | ,378*** | ,095*** | ,375*** | ,095*** | ,378*** | ,097*** |
| 35 | ,413*** | ,088*** | ,342*** | ,076*** | ,342*** | ,075*** | ,340*** | ,076*** | ,344*** | ,078*** |
| 36 | ,408*** | ,067*** | ,340*** | ,058*** | ,340*** | ,057*** | ,338*** | ,057*** | ,343*** | ,061*** |
| 37 | ,346*** | ,054*** | ,290*** | ,047*** | ,291*** | ,046*** | ,288*** | ,046*** | ,294*** | ,049*** |
| 38 | ,316*** | ,048*** | ,265*** | ,042*** | ,266*** | ,041*** | ,264*** | ,041*** | ,270*** | ,045*** |
| 39 | ,306*** | ,037*** | ,258*** | ,032*** | ,259*** | ,032*** | ,257*** | ,032*** | ,265*** | ,035*** |
| 40 | ,153*** | ,021*** | ,129*** | ,018*** | ,130*** | ,018*** | ,129*** | ,018*** | ,134*** | ,020*** |
| | | | | | | | | | | |
| GENERATION | | | | | | | | | | |
| 1935-1936 | ,707*** | ,932** | ,706*** | ,869*** | ,708*** | ,855*** | ,719*** | ,843*** | ,715*** | ,898*** |
| 1937-1938 | ,755*** | ,960 | ,746*** | ,896*** | ,748*** | ,886*** | ,758*** | ,875*** | ,756*** | ,931* |
| 1939-1940 | ,793*** | ,952* | ,786*** | ,904*** | ,787*** | ,897*** | ,789*** | ,892*** | ,792*** | ,924** |
| 1941-1942 | ,815*** | ,963 | ,820*** | ,946* | ,821*** | ,936* | ,821*** | ,934* | ,823*** | ,943* |
| 1943-1944 | ,984 | 1,028 | ,982 | 1,032 | ,983 | 1,027 | ,983 | 1,023 | ,984 | 1,030 |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | 1,076 | ,959 | 1,075 | ,981 | 1,074 | ,985 | 1,075 | ,984 | 1,076 | ,987 |
| 1949-1950 | 1,221*** | ,912*** | 1,233*** | ,940* | 1,230*** | ,952* | 1,233*** | ,952* | 1,231*** | ,950* |
| 1951-1952 | 1,545*** | ,905*** | 1,556*** | ,938* | 1,554*** | ,945* | 1,559*** | ,945* | 1,553*** | ,941* |
| 1953-1954 | 1,718*** | ,841*** | 1,739*** | ,890*** | 1,737*** | ,894*** | 1,744*** | ,896*** | 1,739*** | ,896*** |
| 1955-1956 | 2,218*** | ,778*** | 2,255*** | ,836*** | 2,255*** | ,836*** | 2,272*** | ,837*** | 2,263*** | ,847*** |
| 1957-1958 | 2,549*** | ,707*** | 2,574*** | ,758*** | 2,575*** | ,757*** | 2,595*** | ,757*** | 2,587*** | ,771*** |
| 1959-1960 | 2,990*** | ,593*** | 3,047*** | ,650*** | 3,052*** | ,645*** | 3,086*** | ,646*** | 3,079*** | ,670*** |

| | | | | | | | | | | |
|--|-------------------|---------|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|-------------------|------------|
| 1961-1962 | 3,241*** | ,467*** | 3,344*** | ,525*** | 3,355*** | ,516*** | 3,393*** | ,516*** | 3,388*** | ,537*** |
| 1963-1964 | 3,503*** | ,360*** | 3,662*** | ,414*** | 3,678*** | ,405*** | 3,721*** | ,405*** | 3,718*** | ,423*** |
| 1965-1966 | 3,806*** | ,278*** | 4,051*** | ,330*** | 4,074*** | ,321*** | 4,128*** | ,321*** | 4,134*** | ,339*** |
| 1967-1968 | 3,862*** | ,193*** | 4,196*** | ,239*** | 4,228*** | ,231*** | 4,289*** | ,231*** | 4,293*** | ,244*** |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | 1,043 | 1,110*** | 1,028 | 1,171*** | 1,036 | 1,167*** | 1,033 | 1,197*** |
| BEPC | | | 1,200*** | 1,090*** | 1,180*** | 1,153*** | 1,162*** | 1,168*** | 1,203*** | 1,244*** |
| CAP | | | 1,047* | 1,017 | 1,026 | 1,099*** | 1,016 | 1,114*** | 1,044 | 1,177*** |
| BEP | | | 1,069* | ,990 | 1,047 | 1,068** | 1,032 | 1,080*** | 1,075** | 1,186*** |
| Bac techno. ou pro. | | | 1,168*** | ,976 | 1,142*** | 1,053* | 1,099** | 1,075** | 1,185*** | 1,209*** |
| Bac général | | | 1,290*** | ,965 | 1,270*** | 1,011 | 1,211*** | 1,038 | 1,315*** | 1,159*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | | 1,384*** | ,892*** | 1,354*** | ,956* | 1,262*** | ,987 | 1,409*** | 1,117*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | 1,516*** | ,993 | 1,489*** | 1,047 | 1,328*** | 1,034 | 1,558*** | 1,253*** |
| N'a pas fini ses études | | | ,446*** | ,169*** | ,479*** | ,128*** | ,460*** | ,129*** | ,511*** | ,165*** |
| Non réponse | | | ,860*** | ,663*** | ,855*** | ,674*** | ,842*** | ,679*** | ,853*** | ,664*** |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | | | 1,139*** | ,629*** | | | 1,173*** | ,702*** |
| PCS | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif</i> | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | |
| Agriculteur | | | | | | | 0,805*** | 0,812*** | | |
| Indép. non agricole | | | | | | | 1,288*** | 0,661*** | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | | 1,307*** | 0,667*** | | |
| Profession interm. | | | | | | | 1,214*** | 0,595*** | | |
| Employé | | | | | | | 1,105*** | 0,615*** | | |
| Ouvrier | | | | | | | 1,054* | 0,647*** | | |
| GROSSESSE | | | | | | | | | | |
| <i>Pas enceinte</i> | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Enceinte | | | | | | | | | 1,766*** | 4,100*** |
| X² (ddl) | 75292,519*** (80) | | 88927,354*** (100) | | 90470,555*** (102) | | 90750,249*** (112) | | 101238,1*** (104) | |
| | | | 13634,835*** (20) | | 1543,201*** (2) | | 279,694*** (10) | | 10767,545*** (2) | |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 5 qui est emboîté dans le modèle 3.

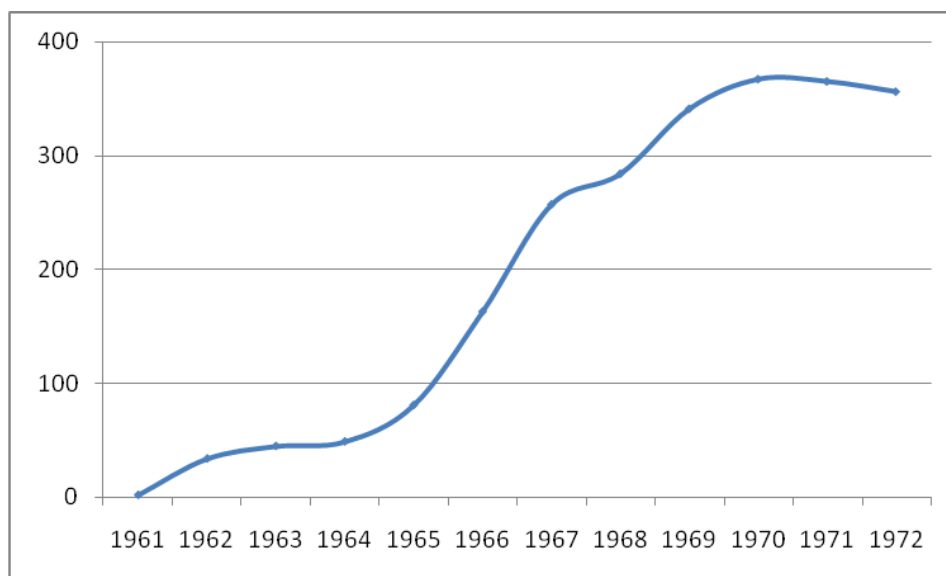
Maintenant que ces premiers modèles de durée jusqu'à la mise en couple par cohabitation ou par mariage direct nous ont permis de tester empiriquement les principales prédictions issues du modèle de la hausse de la difficulté d'insertion des jeunes et du modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes, il convient de tester les prédictions empiriques issues du modèle de la pilule. L'enquête EHF n'ayant pas demandé aux femmes si et quand (au fil de leur vie) elles ont pris la pilule – et aucune autre enquête sociodémographique française de l'ampleur d'EHF n'ayant posé cette question –, le chercheur doit donc *de lui-même* identifier les femmes qui, chaque année des années 1950 aux années 1990, ont eu le plus de chances d'avoir accès à la pilule.

Pour cela, nous proposons la stratégie suivante : construire un indicateur de disponibilité de la pilule à partir du nombre de centres du Mouvement français pour le planning familial (MFPPF) que comptait chaque année chacun des départements français. Comme nous l'avons vu (encadré 11), jusque dans les années 1970 les femmes françaises n'ont effectivement eu accès à la pilule que par le biais des « centres d'information » et des « permanences » du MFPPF si bien que, selon le modèle de la pilule – et « toutes choses égales par ailleurs » : à même génération, même âge, même niveau d'études, même statut d'activité, etc. – les femmes qui devraient avoir été les premières à réduire leur primo-nuptialité au profit de la cohabitation sont les femmes qui résidaient dans des départements dans lesquels l'accès à la pilule était le moins difficile. Rappelons ici que, selon ce modèle, les femmes résidant dans des départements facilitant l'accès à la pilule devraient avoir été les premières à réduire leur primo-nuptialité au profit de la cohabitation pour deux raisons distinctes : non seulement les femmes de ces départements qui prenaient la pilule auraient vu leur risque de grossesse inopportune réduit – ce qui aurait accru pour elles les gains de la cohabitation par rapport au mariage –, mais en outre les femmes de ces départements qui ne prenaient pas la pilule auraient été mises en concurrence avec les premières pour pouvoir se mettre en couple avec les hommes les plus désirables, incitant donc ces femmes à prendre plus de risques ou à prendre à leur tour la pilule afin de ne pas être dévalorisées sur le marché matrimonial.

En consultant les numéros de la revue mensuelle *Planning familial* (précisément, les dernières pages de chacun des numéros de décembre) de 1961 à 1972, nous avons pu reconstituer le nombre de centres du MFPPF qui, chaque année, existaient dans chacun des départements de France métropolitaine. Par exemple, le premier centre mentionné en 1961 se situe en Isère (nous l'avons vu, c'est bien à Grenoble qu'est fondé le premier centre du MFPPF, au milieu de l'année 1961), et ce département compte 5 centres du MFPPF en 1967 (l'année du vote de la loi Neuwirth), et 12 centres en 1972. Par contraste, les deux départements de Corse

ne comptent toujours aucun centre du MFPP en 1972. Au total, de 1961 à 1972, le nombre de centres du MFPP en France métropolitaine croît fortement et atteint en 1970 le nombre de 367 (avant de refluer quelque peu), comme l'indique la figure 65.

Figure 65. Nombre total de centres du Mouvement français pour le planning familial (MFPP) – France, 1961-1972



Source : revue *Planning familial* (1961-1972).

Ces données nous permettent de disposer d'un indicateur de disponibilité de la pilule dans chaque département français de 1961 jusqu'en 1972 ; mais comment peut-on prolonger cet indicateur, à la fois avant 1961 et après 1972 ? Le nombre de centres du MFPP dans chaque département français avant 1961 est clair : c'est zéro ; par conséquent, avant la date de 1961, notre indicateur vaudra 0. Après 1972 la disponibilité de la pilule dans chaque département français dépend de moins en moins étroitement du nombre de centres du MFPP, mais pour simuler la diffusion de la pilule au sein de chaque département toujours à l'aide du même indicateur nous imputons à chaque département français, à partir du nombre maximal de centres du MFPP dont il dispose en 1970-1972, un nombre (fictif) de centres calculé en multipliant ce nombre maximal de centres du MFPP par le taux de croissance annuel de la diffusion de la pilule en France (ce rythme est connu par ailleurs : cf. figure 46 (Leridon *et al.* 1987 et Maruani 2005)). Ainsi, nous obtenons, des années 1950 aux années 1990, un indicateur approximatif de disponibilité de la pilule au sein de chaque département français, même si cet indicateur devient de moins en moins fiable à partir de 1972 pour décrire les écarts de disponibilité de la pilule entre départements.

Comme l'enquête EHF n'indique pas le département de résidence des enquêtés lors de chaque année de leur vie mais seulement lors de l'année d'enquête (1999), et que les

individus résidant dans tel département en 1999 pouvaient ne pas y vivre aux âges auxquels leurs comportements de mise en couple étaient le plus susceptibles d'être influencés par le degré de disponibilité de la pilule, nous devons ici restreindre nos analyses aux seuls enquêtés dont nous pouvons approximer le département de résidence à chaque date, à savoir les individus qui déclarent à la date de l'enquête vivre dans la région de leur enfance (ce qui, entre autres, exclut tous les immigrés). Pour savoir dans quelle mesure la sélection d'un tel échantillon restreint déforme les caractéristiques des individus de l'échantillon global, nous présentons ici quelques statistiques descriptives portant sur ce nouvel échantillon (tableau 17).

Tableau 17. Statistiques descriptives des personnes-années hors couple des générations 1935 à 1968 et résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives

| | | HOMMES de 18-40 ans (N = 475 775) | FEMMES de 16-40 ans (N = 442 831) |
|---|---|---|---|
| Année de naissance | | 1953,3 (9,3) | 1953,3 (9,4) |
| Date où on se situe | | 1977,6 (10,6) | 1975,4 (10,8) |
| Age | | 24,2 (5,5) | 22,05 (5,7) |
| A ou non fini ses études, et si oui lesquelles | Aucun diplôme | 16,1 % | 11,9 % |
| | CEP | 11,5 % | 12,8 % |
| | BEPC | 6,8 % | 7,6 % |
| | CAP | 24,3 % | 12,2 % |
| | BEP | 8,4 % | 7,3 % |
| | Bac techno. ou pro. | 5,2 % | 4,5 % |
| | Bac général | 2,8 % | 4,1 % |
| | Dipl. univ. de 1 ^{er} cycle | 4,2 % | 5,8 % |
| | Dipl. univ. de 2 ^e ou 3 ^e cycle | 3,6 % | 3,2 % |
| | N'a pas fini ses études | 10,4 % | 24 % |
| | NR | 6,7 % | 6,6 % |
| Est parti du foyer parental | | 40 % | 39 % |
| Est actif ou non, et si oui dans quelle PCS | Agriculteur | 7,6 % | 2,7 % |
| | Indépendant | 7,1 % | 2,9 % |
| | Cadre ou P.I.S. | 6,9 % | 4,3 % |
| | Profession intermédiaire | 16,2 % | 13,5 % |
| | Employé | 10,9 % | 33,2 % |
| | Ouvrier | 36,5 % | 9,7 % |
| | Inactif | 14,8 % | 33,7 % |
| Censure de la personne- année | Maintien hors couple | 91,4 % | 90,1 % |
| | Cohabitation | 3,5 % | 3,5 % |
| | Mariage direct | 5,1 % | 6,4 % |
| Est enceinte | | 2,9 % | 4,1 % |
| Nombre d'enfants eus | | 0,02 (0,2) | 0,04 (0,2) |
| Nb de centres départementaux du MFPF | | 19,8 (38) | 18,7 (37,6) |

| | | | |
|---|--|-----------|------------|
| Nb de centres départementaux du MFPP pour 100 000 habitants | | 2,2 (2) | 1,9 (2) |
| Nb de centres départementaux du MFPP pour 1 000 km ² | | 2,4 (3,4) | 2,2 (3,3) |
| <i>Sex ratio</i> départemental des 20-64 ans | | -0,1 (3) | -0,4 (3,3) |

Comme on le voit, les personnes-années de cet échantillon restreint sont de générations très légèrement moins anciennes que celles de l'échantillon global (elles sont nées en moyenne en 1953,3, contre 1952,9 pour les hommes et 1952,8 pour les femmes de l'échantillon global), si bien que ces personnes-années se situent en moyenne 0,2 année plus tard que celles de l'échantillon global. De façon cohérente, les personnes-années de cet échantillon sont légèrement plus jeunes que celles de l'échantillon global (moins de 0,4 année d'écart entre les âges moyens). Pour ce qui concerne leur niveau d'études, les personnes-années de cet échantillon restreint sont proches de celles de l'échantillon global, à ceci près que les non réponses y sont moins fréquentes (6,7 % et 6,6 % respectivement pour les hommes et les femmes, contre 9,6 % et 9,7 % dans l'échantillon global). De même, le statut d'activité et la PCS des personnes-années de cet échantillon restreint, ainsi que le nombre d'enfants qu'elles ont eus, sont très proches de ceux des personnes-années de l'échantillon global. Les valeurs de la variable à expliquer sont, elles aussi, très proches entre les deux échantillons.

Concernant la principale nouvelle variable explicative introduite dans cet échantillon – le nombre de centres départementaux du MFPP pour chaque personne-année –, elle vaut en moyenne 19,8 pour les hommes-années et 18,7 pour les femmes-années (cette différence hommes-femmes s'expliquant par le fait que les hommes se mettant en couple plus tard ils sont observés plus longtemps, notamment lors de périodes pendant lesquelles la pilule a eu le temps de se diffuser), avec des écarts-types de 38 et 37,6. Mais en pratique, cette variable explicative sera utilisée sous deux formes distinctes. Tout d'abord, en supposant qu'à même nombre de centres dans un département, un plus grand nombre de résidents tend à saturer ces centres et donc à rendre leur accès plus difficile, nous calculons le nombre de centres départementaux du MFPP pour 100 000 habitants chaque année. Ensuite, en supposant qu'à même nombre de centres dans un département, une plus grande distance géographique à ces centres rend l'accès à ces centres plus difficile, nous calculons le nombre de centres

départementaux du MFPP pour 1 000 km². Dans les deux cas, la valeur moyenne de ces indicateurs est d'environ 2.

Conjointement à cet indicateur de disponibilité de la pilule, cet échantillon restreint permet d'inclure une dernière variable explicative : le *sex ratio* (soit, le rapport entre le nombre d'hommes et le nombre de femmes) dans le département de résidence pour chaque personne-année. La raison pour laquelle nous introduisons cette variable explicative est la suivante : si, par rapport aux femmes, les hommes éprouvent – comme nous l'avons vu – une préférence pour des unions relativement peu engageantes – typiquement la cohabitation plutôt que le mariage –, le fait qu'ils se trouvent en déficit relatif par rapport aux femmes – et que donc ils disposent d'un plus grand pouvoir de négociation – devrait leur permettre plus souvent d'imposer leur préférence pour de telles unions. Étant donné les statistiques disponibles, nous n'avons pu calculer pour chaque département et chaque année que le *sex ratio* des individus de 20 à 64 ans (et non pas, comme il aurait été préférable, le *sex ratio* des individus de 15 à 40 ans). Pour faciliter l'interprétation de cet indicateur de composition par sexe dans les modèles de durée, nous l'avons calculé de la façon suivante :

$$(\text{nombre d'hommes} / \text{nombre de femmes} \times 100) - 100.$$

Ainsi, c'est 0 qui constitue la valeur à laquelle les sexes s'équilibrent, une valeur négative révélant un déficit relatif d'hommes (ou un surplus relatif de femmes) et une valeur positive un surplus relatif d'hommes (ou un déficit relatif de femmes).

Si l'on réplique sur cet échantillon restreint les modèles de durée des tableaux 15 et 16, on retrouve divers résultats analogues à ceux que nous avons déjà analysés (modèles 1 des tableaux 18 et 19). Chez les deux sexes, par rapport aux probabilités de maintien hors couple, la probabilité conditionnelle de cohabitation ne cesse de croître au fil des générations 1935 à 1968, alors que la probabilité conditionnelle de mariage direct, après avoir crû légèrement jusqu'aux générations 1945-1946, baisse à partir des générations 1947-1948. Dans ces générations, les probabilités de mise en couple par le biais d'un mariage direct ou d'une cohabitation sont maximales, respectivement, pour les hommes à 24 ans et pour les femmes à 22 ans. Chez les hommes le niveau d'études tend clairement à accroître la probabilité de cohabitation et de mariage direct (le fait d'être encore étudiant, plutôt que d'avoir terminé ses études sans aucun diplôme, accroissant la probabilité de cohabitation mais pas celle de mariage direct), et le fait d'être actif occupé (plutôt qu'inactif ou au chômage) accroît lui aussi les probabilités de cohabitation ainsi que de mariage direct. Chez les femmes le niveau d'études tend, comme chez les hommes, à accroître (mais plus légèrement) la probabilité de cohabitation, mais c'est le seul fait d'avoir obtenu un diplôme – quel qu'il soit, plutôt

qu'aucun diplôme – qui accroît (légèrement) la probabilité de mariage direct (le fait d'être encore étudiante, plutôt que d'avoir terminé ses études sans aucun diplôme, réduisant fortement la probabilité de cohabitation et plus encore celle de mariage direct). Et chez les femmes, le fait d'être active occupée (plutôt qu'inactive ou au chômage) accroît, comme chez les hommes, la probabilité de cohabitation, mais elle réduit la probabilité de mariage direct. La grossesse (hors couple), enfin, accroît la probabilité de cohabitation et, plus encore, de mariage direct. Bref, nous retrouvons sur cet échantillon restreint tous les résultats observés sur échantillon global, ce qui tend à confirmer qu'il n'est pas systématiquement biaisé par rapport à l'échantillon global. On peut désormais introduire les variables explicatives spécifiques à cet échantillon (modèles 2 à 6 des tableaux 18 et 19).

Si l'on introduit tout d'abord le *sex ratio* (modèles 2), on observe, chez les hommes, que plus les hommes sont nombreux relativement aux femmes dans chaque département moins les hommes cohabitent ; plus précisément, à même âge, même génération, même niveau d'études, même statut d'activité et même statut de grossesse (ou non) de la compagne des hommes, chaque homme supplémentaire pour 100 femmes tend à multiplier par 0,985 (et de façon très fortement significative) le rapport de chances de cohabiter plutôt que de rester hors couple. Cette observation est compatible avec l'idée selon laquelle moins les hommes ont de pouvoir de négociation par rapport aux femmes moins ils parviennent à se mettre en couple de la façon qui leur est la plus avantageuse, la cohabitation. Chez les femmes, on observe que plus les hommes sont nombreux relativement aux femmes dans chaque département plus les femmes se marient directement : toujours « toutes choses égales par ailleurs », chaque homme supplémentaire pour 100 femmes tend à multiplier par 1,014 (là encore de façon très fortement significative) le rapport de chances de se marier directement plutôt que de rester hors couple. Cette observation est là encore compatible avec l'idée selon laquelle plus les femmes ont de pouvoir de négociation par rapport aux hommes plus elles parviennent à se mettre en couple de la façon qui leur est la plus avantageuse, le mariage direct. Ainsi, ces observations, qui sont relativement robustes – puisque chez les hommes comme chez les femmes, non seulement elles sont mesurées lorsque plusieurs caractéristiques individuelles sont déjà contrôlées, mais en outre elles résistent à l'introduction de variables environnementales supplémentaires –, sont parfaitement compatibles avec l'idée selon laquelle le pouvoir de négociation des hommes et des femmes leur permettrait d'imposer leurs préférences pour des unions plus ou moins engageantes.

Si l'on introduit maintenant la variable de disponibilité annuelle de la pilule pour 100 000 habitants du département (noté MFPP/HAB dans les tableaux *infra*), qu'observe-t-

on ? Même si chez les hommes ce premier indicateur de disponibilité de la pilule tendrait plutôt à accroître la probabilité de cohabitation et à réduire la probabilité de mariage direct, de telles associations statistiques se révèlent non significatives (tableau 18, modèle 3). Cela dit, si l'on introduit en outre une interaction entre cet indicateur de disponibilité de la pilule et la variable de grossesse, on observe que la disponibilité de la pilule réduit assez fortement l'impact de la grossesse (de la compagne des hommes) sur les probabilité de cohabitation et de mariage direct des hommes, comme prévu par les modèles de la pilule (tableau 18, modèle 4). D'un côté la pilule, en permettant à l'homme de décider – de pair avec sa compagne – qu'elle arrête la pilule –, lui permet d'envoyer un signal d'engagement sans pour autant avoir à se marier, ce qui rend le mariage redondant ; ainsi, la disponibilité de la pilule réduit la propension des couples dont la femme est enceinte à se marier. D'un autre côté la pilule (et l'IVG), en déculpabilisant l'homme quant à des grossesses dont il peut estimer que sa compagne aurait pu les éviter (ou les interrompre), permet à l'homme de refuser la cohabitation en cas de conception non assumée par lui (cf. note de bas de page 80).

Chez les femmes, ce même indicateur de disponibilité de la pilule tend bel et bien à accroître la probabilité de cohabitation – et ce, de façon statistiquement très fortement significative cette fois-ci : « toutes choses égales par ailleurs », chaque centre départemental supplémentaire du MFPPF (pour 100 000 habitants) multiplie par 1,025 le rapport de chances qu'ont les femmes de cohabiter plutôt que de rester hors couple (tableau 19, modèle 3). En outre, comme chez les hommes, si l'on introduit une interaction entre cet indicateur de disponibilité de la pilule et la variable de grossesse, on observe que la disponibilité de la pilule réduit (assez fortement) l'impact de la grossesse des femmes hors couple sur leurs probabilités de cohabitation et de mariage direct (tableau 19, modèle 4).

Si, plutôt que ce premier indicateur de disponibilité de la pilule, on introduit notre second indicateur – le nombre annuel de centres départementaux du MFPPF pour 1 000 km² (noté MFPPF/KM² dans les tableaux *infra*) –, qu'observe-t-on ? Chez les femmes comme chez les hommes, cet indicateur de disponibilité de la pilule tend non seulement à accroître la probabilité de cohabitation, mais aussi à réduire la probabilité de mariage direct – et ce, de façon statistiquement très fortement significative pour chacun des quatre coefficients estimés. Par exemple chez les femmes, « toutes choses égales par ailleurs », chaque centre départemental supplémentaire du MFPPF (pour 1 000 km²) multiplie par 1,008 le rapport de chances qu'ont les femmes de cohabiter plutôt que de rester hors couple et, plus encore, chaque centre départemental supplémentaire du MFPPF (pour 1 000 km²) multiplie par 0,974 le rapport de chances qu'ont les femmes de se marier directement plutôt que de rester hors

couple (modèles 5 des tableaux 18 et 19). En outre, chez les femmes comme chez les hommes, si l'on introduit une interaction entre cet indicateur de disponibilité de la pilule et la variable de grossesse, on observe que la disponibilité de la pilule réduit nettement – et de façon très fortement significative – l'impact de la grossesse des femmes hors couple sur leurs probabilités de cohabitation et de mariage direct (modèles 6 des tableaux 18 et 19).

Notons ici que l'inclusion des variables indiquant la disponibilité de la pilule dans les modèles de durée (modèles 3 ou 5, par rapport aux modèles 2) réduit effectivement « l'effet » de la variable génération sur les probabilités de mariage direct et de cohabitation,¹⁰³ ce qui rend crédible l'idée selon laquelle la mise à disposition de la pilule aurait conduit, au fil des générations, à cohabiter de plus en plus plutôt qu'à se marier directement.

Plus encore que le résultat de chacun des modèles de durée ici estimés – tous soumis aux éventuelles erreurs de mesure dues au caractère relativement grossier de nos indicateurs de disponibilité de la pilule –, c'est la convergence globale des résultats obtenus qui les rendent relativement dignes de confiance. En effet, les résultats ici obtenus sont cohérents, que l'on considère les deux indicateurs de disponibilité de la pilule, les deux sexes, et les effets de ces indicateurs sur la mise en couple ou encore leurs effets sur l'impact de la grossesse sur la probabilité de mise en couple. Selon ces modèles, il apparaît que la disponibilité de la pilule a bel et bien réduit la primo-nuptialité au profit de la cohabitation, et qu'elle a aussi réduit la propension des individus à précipiter leur mariage (et leur cohabitation) en vue de légitimer (ou d'élever à deux) leurs enfants.

¹⁰³ Par exemple, lorsqu'on ajoute la variable MFPP/KM² dans le modèle de durée des femmes (tableau 19, modèle 5) à un modèle comprenant plusieurs variables explicatives (tableau 19, modèle 2), les coefficients associés à chaque génération (plutôt qu'aux générations de référence 1945-1946) se rapprochent tous de l'unité, et ce de façon relativement nette ; par exemple, respectivement pour les coefficients associés aux générations 1955-1956, 1957-1958, et 1959-1960, les *odds ratios* de cohabitation passent de 2,533 à 2,487, de 3,037 à 2,973 et de 3,543 à 3,462, et les *odds ratios* de mariage direct passent de 0,836 à 0,878, de 0,758 à 0,806 et de 0,680 à 0,729.

Tableau 18. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des hommes de 18-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968 résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 475 775)

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | | Modèle 5 | | Modèle 6 | |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. |
| AGE | | | | | | | | | | | | |
| 18 | ,249*** | ,210*** | ,249*** | ,210*** | ,250*** | ,210*** | ,250*** | ,212*** | ,250*** | ,209*** | ,251*** | ,210*** |
| 19 | ,485*** | ,522*** | ,485*** | ,521*** | ,485*** | ,521*** | ,485*** | ,520*** | ,486*** | ,519*** | ,486*** | ,519*** |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,490*** | 2,454*** | 1,491*** | 2,452*** | 1,488*** | 2,460*** | 1,490*** | 2,481*** | 1,486*** | 2,479*** | 1,487*** | 2,495*** |
| 22 | 1,889*** | 3,734*** | 1,889*** | 3,732*** | 1,884*** | 3,745*** | 1,888*** | 3,781*** | 1,880*** | 3,781*** | 1,881*** | 3,810*** |
| 23 | 2,362*** | 4,496*** | 2,363*** | 4,492*** | 2,356*** | 4,511*** | 2,361*** | 4,552*** | 2,349*** | 4,563*** | 2,351*** | 4,601*** |
| 24 | 2,527*** | 4,700*** | 2,526*** | 4,695*** | 2,517*** | 4,718*** | 2,523*** | 4,755*** | 2,509*** | 4,782*** | 2,508*** | 4,813*** |
| 25 | 2,526*** | 3,917*** | 2,524*** | 3,912*** | 2,514*** | 3,934*** | 2,521*** | 3,965*** | 2,505*** | 3,994*** | 2,505*** | 4,015*** |
| 26 | 2,254*** | 2,976*** | 2,251*** | 2,972*** | 2,241*** | 2,991*** | 2,248*** | 3,019*** | 2,231*** | 3,045*** | 2,236*** | 3,067*** |
| 27 | 2,051*** | 2,613*** | 2,047*** | 2,609*** | 2,037*** | 2,626*** | 2,043*** | 2,648*** | 2,026*** | 2,679*** | 2,029*** | 2,695*** |
| 28 | 1,818*** | 1,974*** | 1,813*** | 1,971*** | 1,803*** | 1,986*** | 1,809*** | 2,004*** | 1,793*** | 2,030*** | 1,794*** | 2,042*** |
| 29 | 1,589*** | 1,638*** | 1,582*** | 1,636*** | 1,573*** | 1,649*** | 1,579*** | 1,664*** | 1,562*** | 1,690*** | 1,569*** | 1,708*** |
| 30 | 1,586*** | 1,307*** | 1,579*** | 1,305*** | 1,568*** | 1,316*** | 1,575*** | 1,334*** | 1,557*** | 1,352*** | 1,564*** | 1,372*** |
| 31 | 1,300*** | ,957 | 1,294*** | ,956 | 1,285*** | ,965 | 1,292*** | ,979 | 1,275*** | ,991 | 1,280*** | 1,002 |
| 32 | 1,024 | ,752*** | 1,017 | ,751*** | 1,009 | ,758*** | 1,014 | ,767** | 1,002 | ,780** | 1,004 | ,789** |
| 33 | 1,059 | ,640*** | 1,053 | ,640*** | 1,044 | ,646*** | 1,048 | ,654*** | 1,035 | ,666*** | 1,037 | ,673*** |
| 34 | 1,069 | ,544*** | 1,061 | ,543*** | 1,052 | ,549*** | 1,056 | ,554*** | 1,043 | ,566*** | 1,044 | ,569*** |
| 35 | ,828* | ,414*** | ,822* | ,413*** | ,814* | ,418*** | ,817* | ,424*** | ,806* | ,432*** | ,812* | ,437*** |
| 36 | ,805* | ,297*** | ,798* | ,297*** | ,790* | ,300*** | ,792* | ,303*** | ,782* | ,311*** | ,785* | ,313*** |
| 37 | ,748* | ,264*** | ,742* | ,263*** | ,734** | ,267*** | ,738* | ,269*** | ,726** | ,277*** | ,730** | ,281*** |
| 38 | ,873 | ,338*** | ,865 | ,338*** | ,855 | ,342*** | ,860 | ,346*** | ,846 | ,355*** | ,854 | ,360*** |
| 39 | ,937 | ,187*** | ,928 | ,186*** | ,917 | ,189*** | ,921 | ,191*** | ,907 | ,197*** | ,913 | ,199*** |
| 40 | ,262*** | ,099*** | ,259*** | ,099*** | ,256*** | ,101*** | ,257*** | ,101*** | ,253*** | ,105*** | ,254*** | ,106*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| GENERATION | | | | | | | | | | | | |
| 1935-1936 | ,471*** | ,790*** | ,455*** | ,794*** | ,458*** | ,789*** | ,456*** | ,787*** | ,464*** | ,774*** | ,464*** | ,770*** |
| 1937-1938 | ,498*** | ,825*** | ,487*** | ,827*** | ,489*** | ,823*** | ,489*** | ,823*** | ,495*** | ,809*** | ,495*** | ,807*** |
| 1939-1940 | ,600*** | ,850*** | ,592*** | ,852*** | ,595*** | ,848*** | ,595*** | ,850*** | ,599*** | ,837*** | ,600*** | ,836*** |
| 1941-1942 | ,691*** | ,911* | ,686*** | ,912* | ,688*** | ,909* | ,686*** | ,906* | ,692*** | ,900* | ,690*** | ,896* |
| 1943-1944 | ,782** | ,885** | ,783** | ,885** | ,784** | ,884** | ,783** | ,883** | ,785** | ,879** | ,784** | ,877** |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | ,958 | ,842*** | ,962 | ,842*** | ,961 | ,843*** | ,962 | ,844*** | ,958 | ,848*** | ,959 | ,849*** |
| 1949-1950 | 1,159* | ,847*** | 1,165* | ,846*** | 1,162* | ,848*** | 1,166* | ,850*** | 1,157* | ,856*** | 1,158* | ,856*** |
| 1951-1952 | 1,350*** | ,797*** | 1,360*** | ,797*** | 1,354*** | ,800*** | 1,357*** | ,801*** | 1,345*** | ,811*** | 1,346*** | ,811*** |
| 1953-1954 | 1,553*** | ,749*** | 1,565*** | ,748*** | 1,554*** | ,753*** | 1,563*** | ,756*** | 1,538*** | ,770*** | 1,541*** | ,774*** |
| 1955-1956 | 1,899*** | ,670*** | 1,912*** | ,669*** | 1,895*** | ,674*** | 1,909*** | ,677*** | 1,876*** | ,691*** | 1,880*** | ,693*** |
| 1957-1958 | 2,136*** | ,528*** | 2,138*** | ,528*** | 2,117*** | ,533*** | 2,130*** | ,533*** | 2,088*** | ,551*** | 2,096*** | ,552*** |
| 1959-1960 | 2,540*** | ,430*** | 2,538*** | ,430*** | 2,509*** | ,434*** | 2,525*** | ,434*** | 2,478*** | ,448*** | 2,487*** | ,450*** |
| 1961-1962 | 2,676*** | ,302*** | 2,660*** | ,302*** | 2,630*** | ,304*** | 2,643*** | ,304*** | 2,584*** | ,318*** | 2,599*** | ,320*** |
| 1963-1964 | 3,051*** | ,227*** | 3,029*** | ,227*** | 2,991*** | ,229*** | 3,010*** | ,229*** | 2,954*** | ,238*** | 2,972*** | ,239*** |

| | | | | | | | | | | | | |
|--|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|
| 1965-1966 | 3,138*** | ,168*** | 3,108*** | ,168*** | 3,068*** | ,170*** | 3,088*** | ,170*** | 3,020*** | ,177*** | 3,039*** | ,178*** |
| 1967-1968 | 3,326*** | ,120*** | 3,283*** | ,120*** | 3,237*** | ,121*** | 3,252*** | ,121*** | 3,185*** | ,127*** | 3,190*** | ,127*** |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | 1,111* | 1,259*** | 1,113* | 1,260*** | 1,115* | 1,259*** | 1,113* | 1,259*** | 1,115* | 1,259*** | 1,112* | 1,256*** |
| BEPC | 1,483*** | 1,496*** | 1,480*** | 1,498*** | 1,481*** | 1,498*** | 1,480*** | 1,497*** | 1,477*** | 1,498*** | 1,473*** | 1,492*** |
| CAP | 1,360*** | 1,610*** | 1,363*** | 1,610*** | 1,364*** | 1,610*** | 1,363*** | 1,612*** | 1,369*** | 1,605*** | 1,367*** | 1,603*** |
| BEP | 1,243*** | 1,591*** | 1,246*** | 1,592*** | 1,247*** | 1,592*** | 1,246*** | 1,591*** | 1,253*** | 1,581*** | 1,254*** | 1,578*** |
| Bac techno. ou pro. | 1,520*** | 1,785*** | 1,519*** | 1,786*** | 1,520*** | 1,786*** | 1,518*** | 1,784*** | 1,516*** | 1,790*** | 1,517*** | 1,790*** |
| Bac général | 1,467*** | 1,565*** | 1,463*** | 1,566*** | 1,464*** | 1,565*** | 1,462*** | 1,563*** | 1,452*** | 1,572*** | 1,448*** | 1,563*** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | 1,774*** | 1,816*** | 1,766*** | 1,817*** | 1,769*** | 1,816*** | 1,768*** | 1,814*** | 1,756*** | 1,834*** | 1,750*** | 1,821*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | 1,958*** | 2,153*** | 1,940*** | 2,154*** | 1,946*** | 2,152*** | 1,946*** | 2,154*** | 1,902*** | 2,207*** | 1,890*** | 2,191*** |
| N'a pas fini ses études | 1,579*** | ,972 | 1,567*** | ,974 | 1,569*** | ,973 | 1,572*** | ,976 | 1,550*** | ,985 | 1,545*** | ,981 |
| Non réponse | 1,239*** | 1,112** | 1,240*** | 1,111** | 1,241*** | 1,111** | 1,240*** | 1,112** | 1,239*** | 1,113** | 1,238*** | 1,110** |
| | | | | | | | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | 2,632*** | 2,794*** | 2,630*** | 2,796*** | 2,630*** | 2,796*** | 2,633*** | 2,805*** | 2,630*** | 2,798*** | 2,636*** | 2,807*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| GROSSESSE | | | | | | | | | | | | |
| <i>Conjointe pas enceinte</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Conjointe enceinte | 3,784*** | 9,185*** | 3,777*** | 9,183*** | 3,779*** | 9,181*** | 5,152*** | 11,560*** | 3,777*** | 9,164*** | 4,569*** | 10,778*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| SEX RATIO | | | ,985*** | 1,001 | ,984*** | 1,001 | ,984*** | 1,001 | ,989** | ,999 | ,989** | ,998 |
| | | | | | | | | | | | | |
| MFPP/HAB. | | | | | 1,006 | ,995 | 1,011* | 1,008 | | | | |
| | | | | | | | | | | | | |
| MFPP/HAB.* GROSSESSE | | | | | | | ,880*** | ,877*** | | | | |
| | | | | | | | | | | | | |
| MFPP/KM² | | | | | | | | | 1,010*** | ,981*** | 1,013*** | ,989*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| MFPP/KM²* GROSSESSE | | | | | | | | | | | ,929*** | ,900*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| X² (ddl) | 47806,342*** (100) | | 47823,979*** (102) | | 47826,635*** (104) | | 47965,331*** (106) | | 47886,691*** (104) | | 48039,695*** (106) | |
| | | | 17,637*** (2) | | 2,656 (2) | | 138,696*** (2) | | 62,712*** (2) | | 153,004*** (2) | |

Chaque modèle est emboîté dans le modèle précédent, sauf le modèle 5 qui est emboîté dans le modèle 2.

Tableau 19. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des femmes de 16-40 ans vivant hors couple (générations 1935-1968 résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 442 831)

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | | Modèle 5 | | Modèle 6 | |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. |
| AGE | | | | | | | | | | | | |
| 16 | ,085*** | ,065*** | ,085*** | ,066*** | ,086*** | ,066*** | ,087*** | ,067*** | ,086*** | ,065*** | ,086*** | ,065*** |
| 17 | ,199*** | ,156*** | ,199*** | ,157*** | ,201*** | ,157*** | ,201*** | ,157*** | ,200*** | ,155*** | ,200*** | ,155*** |
| 18 | ,495*** | ,368*** | ,495*** | ,369*** | ,498*** | ,370*** | ,497*** | ,368*** | ,497*** | ,367*** | ,497*** | ,366*** |
| 19 | ,690*** | ,685*** | ,690*** | ,685*** | ,691*** | ,686*** | ,691*** | ,684*** | ,690*** | ,683*** | ,690*** | ,682*** |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,153*** | 1,250*** | 1,153*** | 1,248*** | 1,144*** | 1,244*** | 1,148*** | 1,247*** | 1,150*** | 1,266*** | 1,152*** | 1,269*** |
| 22 | 1,285*** | 1,280*** | 1,284*** | 1,275*** | 1,273*** | 1,270*** | 1,277*** | 1,273*** | 1,279*** | 1,298*** | 1,282*** | 1,301*** |
| 23 | 1,247*** | 1,184*** | 1,246*** | 1,179*** | 1,232*** | 1,173*** | 1,237*** | 1,176*** | 1,240*** | 1,204*** | 1,243*** | 1,208*** |
| 24 | 1,151*** | ,923* | 1,149*** | ,918* | 1,135** | ,913* | 1,139** | ,916* | 1,143** | ,941* | 1,146** | ,944 |
| 25 | 1,080 | ,724*** | 1,077 | ,720*** | 1,060 | ,715*** | 1,066 | ,718*** | 1,069 | ,741*** | 1,073 | ,743*** |
| 26 | ,940 | ,491*** | ,938 | ,488*** | ,922 | ,484*** | ,929 | ,488*** | ,932 | ,504*** | ,934 | ,507*** |
| 27 | ,844** | ,411*** | ,842** | ,408*** | ,826*** | ,405*** | ,831*** | ,408*** | ,835*** | ,423*** | ,839*** | ,425*** |
| 28 | ,797*** | ,311*** | ,795*** | ,309*** | ,778*** | ,306*** | ,784*** | ,308*** | ,788*** | ,321*** | ,793*** | ,323*** |
| 29 | ,686*** | ,268*** | ,684*** | ,267*** | ,668*** | ,264*** | ,672*** | ,265*** | ,677*** | ,279*** | ,681*** | ,281*** |
| 30 | ,594*** | ,194*** | ,592*** | ,193*** | ,577*** | ,191*** | ,581*** | ,192*** | ,586*** | ,203*** | ,589*** | ,205*** |
| 31 | ,468*** | ,130*** | ,467*** | ,129*** | ,454*** | ,128*** | ,456*** | ,129*** | ,461*** | ,136*** | ,464*** | ,138*** |
| 32 | ,413*** | ,113*** | ,411*** | ,113*** | ,399*** | ,111*** | ,401*** | ,112*** | ,406*** | ,119*** | ,408*** | ,120*** |
| 33 | ,490*** | ,083*** | ,488*** | ,083*** | ,472*** | ,082*** | ,475*** | ,083*** | ,481*** | ,088*** | ,484*** | ,088*** |
| 34 | ,387*** | ,087*** | ,385*** | ,087*** | ,372*** | ,086*** | ,374*** | ,086*** | ,379*** | ,092*** | ,383*** | ,093*** |
| 35 | ,309*** | ,063*** | ,307*** | ,063*** | ,296*** | ,062*** | ,297*** | ,062*** | ,302*** | ,067*** | ,303*** | ,068*** |
| 36 | ,267*** | ,049*** | ,266*** | ,049*** | ,255*** | ,048*** | ,256*** | ,048*** | ,261*** | ,052*** | ,262*** | ,052*** |
| 37 | ,240*** | ,037*** | ,239*** | ,037*** | ,229*** | ,037*** | ,229*** | ,036*** | ,235*** | ,040*** | ,235*** | ,040*** |
| 38 | ,303*** | ,050*** | ,302*** | ,050*** | ,288*** | ,049*** | ,288*** | ,049*** | ,296*** | ,054*** | ,297*** | ,054*** |
| 39 | ,274*** | ,032*** | ,273*** | ,032*** | ,259*** | ,031*** | ,259*** | ,031*** | ,267*** | ,034*** | ,267*** | ,034*** |
| 40 | ,155*** | ,016*** | ,155*** | ,016*** | ,146*** | ,015*** | ,146*** | ,015*** | ,151*** | ,017*** | ,152*** | ,017*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| GENERATION | | | | | | | | | | | | |
| 1935-1936 | ,812* | ,869*** | ,803* | ,909* | ,816* | ,913* | ,813* | ,912* | ,814* | ,888** | ,813* | ,887** |
| 1937-1938 | ,749** | ,902* | ,734** | ,929 | ,745** | ,934 | ,744** | ,934 | ,742** | ,911* | ,742** | ,910* |
| 1939-1940 | ,765** | ,892** | ,762** | ,909* | ,773* | ,912* | ,769** | ,910* | ,769** | ,895** | ,767** | ,892** |
| 1941-1942 | ,894 | ,926 | ,888 | ,934 | ,897 | ,937 | ,895 | ,936 | ,893 | ,923* | ,892 | ,922* |
| 1943-1944 | ,996 | ,984 | ,994 | ,990 | 1,000 | ,992 | ,998 | ,991 | ,998 | ,983 | ,996 | ,982 |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | 1,094 | ,997 | 1,095 | ,994 | 1,089 | ,993 | 1,089 | ,993 | 1,091 | 1,001 | 1,091 | 1,002 |
| 1949-1950 | 1,305*** | ,933* | 1,307*** | ,928* | 1,296*** | ,926* | 1,298*** | ,927* | 1,301*** | ,938 | 1,301*** | ,939 |
| 1951-1952 | 1,736*** | ,929* | 1,742*** | ,920* | 1,720*** | ,917* | 1,723*** | ,917* | 1,726*** | ,937 | 1,727*** | ,938 |
| 1953-1954 | 1,921*** | ,893** | 1,928*** | ,881*** | 1,883*** | ,876*** | 1,889*** | ,876*** | 1,905*** | ,907* | 1,907*** | ,909* |
| 1955-1956 | 2,522*** | ,849*** | 2,533*** | ,836*** | 2,435*** | ,826*** | 2,451*** | ,829*** | 2,487*** | ,878*** | 2,493*** | ,882** |
| 1957-1958 | 3,030*** | ,766*** | 3,037*** | ,758*** | 2,893*** | ,747*** | 2,920*** | ,751*** | 2,973*** | ,806*** | 2,986*** | ,812*** |
| 1959-1960 | 3,539*** | ,685*** | 3,543*** | ,680*** | 3,348*** | ,668*** | 3,375*** | ,668*** | 3,462*** | ,729*** | 3,472*** | ,730*** |

| | | | | | | | | | | | | |
|--|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|--------------------|------------|
| 1961-1962 | 4,153*** | ,535*** | 4,152*** | ,534*** | 3,928*** | ,525*** | 3,960*** | ,526*** | 4,052*** | ,574*** | 4,075*** | ,578*** |
| 1963-1964 | 4,573*** | ,405*** | 4,567*** | ,406*** | 4,304*** | ,399*** | 4,338*** | ,399*** | 4,459*** | ,437*** | 4,484*** | ,439*** |
| 1965-1966 | 5,067*** | ,311*** | 5,056*** | ,312*** | 4,747*** | ,307*** | 4,778*** | ,306*** | 4,933*** | ,337*** | 4,951*** | ,338*** |
| 1967-1968 | 5,177*** | ,211*** | 5,165*** | ,212*** | 4,836*** | ,208*** | 4,867*** | ,208*** | 5,028*** | ,230*** | 5,047*** | ,231*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | 1,071 | 1,268*** | 1,071 | 1,265*** | 1,074 | 1,265*** | 1,070 | 1,264*** | 1,071 | 1,266*** | 1,071 | 1,267*** |
| BEPC | 1,193*** | 1,329*** | 1,194*** | 1,329*** | 1,195*** | 1,329*** | 1,197*** | 1,332*** | 1,193*** | 1,331*** | 1,194*** | 1,332*** |
| CAP | 1,077* | 1,185*** | 1,077* | 1,184*** | 1,077* | 1,184*** | 1,079* | 1,187*** | 1,078* | 1,185*** | 1,080* | 1,187*** |
| BEP | 1,067 | 1,251*** | 1,067 | 1,252*** | 1,067 | 1,252*** | 1,066 | 1,249*** | 1,069 | 1,249*** | 1,070 | 1,246*** |
| Bac techno. ou pro. | 1,142** | 1,207*** | 1,143** | 1,209*** | 1,143** | 1,209*** | 1,140** | 1,202*** | 1,140** | 1,218*** | 1,139** | 1,213*** |
| Bac général | 1,254*** | 1,181*** | 1,255*** | 1,176*** | 1,255*** | 1,176*** | 1,255*** | 1,174*** | 1,251*** | 1,184*** | 1,252*** | 1,182*** |
| Dipl. univ. 1 ^{er} cycle | 1,399*** | 1,079* | 1,398*** | 1,082* | 1,404*** | 1,082* | 1,401*** | 1,075* | 1,391*** | 1,094* | 1,390*** | 1,087* |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | 1,413*** | 1,187*** | 1,410*** | 1,194*** | 1,421*** | 1,196*** | 1,416*** | 1,186*** | 1,391*** | 1,235*** | 1,385*** | 1,222*** |
| N'a pas fini ses études | ,495*** | ,161*** | ,494*** | ,162*** | ,495*** | ,162*** | ,494*** | ,162*** | ,490*** | ,165*** | ,489*** | ,164*** |
| Non réponse | 1,012 | ,804*** | 1,012 | ,803*** | 1,014 | ,803*** | 1,014 | ,802*** | 1,010 | ,807*** | 1,009 | ,806*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | 1,172*** | ,744*** | 1,173*** | ,747*** | 1,172*** | ,747*** | 1,169*** | ,743*** | 1,170*** | ,749*** | 1,169*** | ,747*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| GROSSESSE | | | | | | | | | | | | |
| <i>Pas enceinte</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Enceinte | 2,413*** | 5,888*** | 2,413*** | 5,882*** | 2,416*** | 5,884*** | 3,502*** | 7,118*** | 2,415*** | 5,870*** | 2,926*** | 6,620*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| SEX RATIO | | | ,995 | 1,014*** | ,993* | 1,014*** | ,993* | 1,013*** | ,998 | 1,011*** | ,998 | 1,011*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| MFPF/HAB. | | | | | 1,025*** | 1,007 | 1,034*** | 1,022*** | | | | |
| | | | | | | | | | | | | |
| MFPF/HAB.*GROSSESSE | | | | | | | ,850*** | ,879*** | | | | |
| | | | | | | | | | | | | |
| MFPF/KM² | | | | | | | | | 1,008*** | ,974*** | 1,012*** | ,982*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| MFPF/KM²*GROSSESSE | | | | | | | | | | | ,923*** | ,914*** |
| | | | | | | | | | | | | |
| X² (ddl) | 53617,803*** (104) | | 53648,973*** (106) | | 53677,398*** (108) | | 53878,617*** (110) | | 53741,980*** (108) | | 53891,613*** (110) | |
| | | | 31,17*** (2) | | 28,425*** (2) | | 201,219*** (2) | | 93,007*** (2) | | 149,633*** (2) | |

Chaque modèle est emboîté dans le modèle précédent, sauf le modèle 5 qui est emboîté dans le modèle 2.

Résumons-nous. Les modèles de durée jusqu'à la mise en couple par le biais du mariage direct ou de la cohabitation que nous avons ici présentés fournissent plusieurs observations empiriques qui permettent d'évaluer les degrés de plausibilité respectifs des trois principaux modèles explicatifs de la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation observée en France depuis les alentours de la génération 1947 :

- i. le modèle de la hausse de la difficulté d'insertion des jeunes – et en particulier des jeunes hommes – voit une de ses prédictions validée (le chômage des hommes réduit bien leur probabilité de mariage direct plutôt que de maintien hors couple), mais pas une seconde (le chômage des hommes n'accroît pas leur probabilité de cohabitation plutôt que de maintien hors couple, il la réduit aussi) ; ce modèle ne semble donc pas pouvoir expliquer pourquoi la cohabitation est devenue plus fréquente par rapport au maintien hors couple (et non seulement par rapport au mariage direct) ;
- ii. le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes voit ses deux prédictions centrales validées (l'activité des femmes réduit bien leur probabilité de mariage direct et accroît bien leur probabilité de cohabitation, par rapport aux probabilités de maintien hors couple), mais malgré la bonne qualité de cette variable dans l'enquête EHF son introduction dans les modèles statistiques ne semble pas réduire « l'effet » de la génération sur la baisse de la probabilité de mariage direct ni sur la hausse de la probabilité de cohabitation, si bien que l'on peut douter que la hausse de l'activité professionnelle des femmes ait fortement contribué aux évolutions des modalités de mise en couple ;
- iii. le modèle de la pilule voit sa prédiction centrale validée (la disponibilité de la pilule, même identifiée de façon relativement grossière, semble bien réduire la probabilité de mariage direct et accroître la probabilité de cohabitation, par rapport aux probabilités de maintien hors couple), et son introduction dans les modèles statistiques réduit « l'effet » de la génération sur la baisse de la probabilité de mariage direct comme sur la hausse de la probabilité de cohabitation, si bien qu'il apparaît crédible que la mise à disposition de la pilule ait contribué aux évolutions des modalités de mise en couple.

Par conséquent, ce test empirique tend à rendre crédible le modèle explicatif de la pilule, au détriment des modèles de la hausse de la difficulté d'insertion des jeunes et de la hausse de l'activité professionnelle des femmes.

2.2.3.3. Mariage lors de la première cohabitation : modèles de durée

Dans cette section, nous estimons plusieurs modèles de durée destinés à connaître si les individus des générations 1935 à 1968 qui se sont pour la première fois mis en couple par une cohabitation se sont mariés, ou non, au cours de cette cohabitation. Plus précisément, nous estimons des modèles de durée dans lesquels les individus cohabitants des générations 1935 à 1968 sont, à partir du début de leur cohabitation, exposés au seul « risque » de mariage, les cohabitants qui se séparent ou dont le conjoint décède étant censurés (c'est-à-dire, enlevés du fichier) à partir de l'année de leur rupture d'union ou du décès de leur conjoint puisqu'ils ne sont plus exposés au risque de se marier dans leur première cohabitation. Comme précédemment, nous procédons « pas à pas », en n'introduisant dans les modèles qu'une variable explicative supplémentaire à la fois.

Dans les générations 1935 à 1968, les probabilités conditionnelles de mariage des cohabitants (plutôt que leurs probabilités de non mariage, c'est-à-dire de maintien en cohabitation) sont maximales pour les hommes à 20-24 ans, et pour les femmes à 16-21 ans (modèles 1 des tableaux 20 et 21). À même âge, la probabilité conditionnelle de mariage des cohabitants s'est accrue au fil des générations masculines 1935-1936 à 1959-1960, et au fil des générations féminines 1935-1936 à 1961-1962, avant de décroître. Il apparaît donc clairement que si la probabilité de mariage direct a chuté dès les alentours de la génération 1947, ce n'est qu'à partir de générations beaucoup plus tardives – d'environ 12 à 15 ans plus tardives – que la probabilité de mariage des cohabitants s'est à son tour mise à baisser (modèles 2 des tableaux 20 et 21). Cette information est importante puisqu'elle signifie que le déclenchement de la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation à partir des alentours de la génération 1947 est dû entièrement à la baisse de la propension au mariage direct, et non – pas même en partie – à la baisse de la propension au mariage après cohabitation. À même âge et même génération, enfin, la durée de cohabitation réduit fortement la probabilité annuelle de mariage des cohabitants (modèles 3 des tableaux 20 et 21) ; par exemple, chez les hommes, à même âge et même génération, chaque année de cohabitation supplémentaire multiplie par 0,787 le rapport de chances de se marier (plutôt que de ne pas se marier), cet effet se révélant très fortement significatif. Ce phénomène peut s'interpréter comme un effet de sélection, puisque à chaque durée de cohabitation les couples qui continuent de cohabiter (plutôt que de se marier) sont disproportionnellement des couples qui, pour des raisons inobservées, ont une propension au mariage relativement faible. Mais ce phénomène peut aussi s'interpréter comme la conséquence d'un mécanisme causal : la durée

de la cohabitation pouvant elle-même envoyer un signal d'engagement, elle réduit pour les conjoints l'intérêt qu'il y a à envoyer cet autre signal d'engagement qu'est le mariage.

Si, à ce modèle 3, on ajoute la variable de niveau d'études, on observe que chez les hommes cohabitants un niveau d'études plus élevé tend à aller de pair – bien que de façon non linéaire – avec des probabilités plus élevées de mariage ; ainsi, à même âge, même génération et même durée de cohabitation, les hommes cohabitants qui sont diplômés du deuxième ou troisième cycle connaissent un rapport de chances de se marier (plutôt que de ne pas se marier) qui est 1,827 fois supérieur à celui des hommes sans diplôme (et cet effet est très fortement significatif) (tableau 20, modèle 4). En outre, à même âge, même génération, même durée de cohabitation et même niveau d'études, le fait d'être actif occupé plutôt qu'inactif ou au chômage accroît lui aussi le rapport de chances de se marier (tableau 20, modèle 5). Si l'on cherche à préciser cette observation en introduisant une variable plus détaillée de statut d'activité, on observe que le fait de ne pas être inactif ni au chômage accroît les probabilités de mariage des hommes quelle que soit la profession qu'ils exercent, mais plus encore s'ils exercent les professions – relativement rémunératrices – de cadre ou, dans une moindre mesure, de profession intermédiaire ; le fait d'être cadre plutôt qu'agriculteur multiplie par 1,303 (et de façon très fortement significative) le rapport de chances qu'ont les hommes cohabitants de se marier plutôt que de ne pas se marier (modèle 6). Ces nouvelles observations tendent encore une fois à valider, au sein des générations, le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs. Pour ce qui concerne le modèle selon lequel ce serait la hausse du taux de chômage des jeunes qui, au fil des générations, aurait réduit la nuptialité au profit de la cohabitation, une de ses prédictions centrales est validée – le chômage (ou l'inactivité) des hommes cohabitants réduit bel et bien leurs chances de mariage –, mais comme on vient de le voir ce n'est pas chez les cohabitants mais bien chez les hommes vivant hors couple que s'est déclenchée, aux alentours de la génération 1947, la baisse de la primo-nuptialité.

Chez les femmes cohabitantes aussi, un niveau d'études plus élevé tend à aller de pair avec des probabilités plus élevées de mariage ; le fait de ne pas avoir terminé ses études (plutôt que de les avoir terminées sans diplôme) réduit fortement la probabilité de mariage (tableau 21, modèle 4). En outre, à même âge, même génération, même durée de cohabitation et même niveau d'études, le fait d'être active occupée plutôt qu'inactive ou au chômage réduit la probabilité de mariage des femmes cohabitantes (tableau 21, modèle 5), et ce quelle que soit la profession qu'exercent ces femmes (modèle 6) ; cette observation tend encore une fois à valider, au sein des générations, le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des

avantages comparatifs, selon lequel le niveau de revenu des femmes, en réduisant l'intérêt qu'il y a pour leur couple à ce qu'elles se spécialisent dans la production domestique, réduit pour l'intérêt qu'elles auraient à se marier plutôt qu'à continuer de cohabiter. Pour ce qui concerne le modèle selon lequel ce serait la hausse de l'activité professionnelle des femmes qui, au fil des générations, aurait réduit la primo-nuptialité au profit de la cohabitation, là encore sa prédiction centrale est validée (l'activité professionnelle des femmes cohabitantes réduit leurs chances de mariage) mais ce n'est pas chez les cohabitantes mais bien chez les femmes vivant hors couple que s'est déclenchée, aux alentours de la génération 1947, la baisse de la primo-nuptialité.

Enfin, le fait que les conjointes avec lesquelles les hommes cohabitent ou que les femmes cohabitantes deviennent enceintes accroît les probabilités qu'ont les cohabitants de se marier (modèles 7 des tableaux 20 et 21¹⁰⁴). Notamment, le fait qu'une femme cohabitante soit enceinte (plutôt que de ne pas l'être) multiplie par 1,055 son rapport de chances de se marier (plutôt que de ne pas se marier), cet effet étant significatif ; cela n'est pas étonnant puisque, comme nous l'avons vu, le mariage, mieux que la cohabitation, permet aux conjoints de se garantir mutuellement qu'ils ne se quitteront pas, ce qui leur permet de réduire leurs éventuelles réticences à investir dans leurs enfants communs. Par ailleurs, et « toutes choses égales par ailleurs », le nombre d'enfants qu'ont déjà eus les cohabitants réduit très fortement leur probabilité de mariage (modèles 8 des tableaux 20 et 21). Chaque enfant qu'une femme cohabitante a déjà eu multiplie ainsi par 0,532 son rapport de chances de se marier (plutôt que de ne pas se marier), cet effet étant très fortement significatif (tableau 21, modèle 8). De même, en Grande-Bretagne dans les générations féminines des années 1930 aux années 1970, le fait d'être mère plutôt que d'être sans enfant réduisait la probabilité de convertir (plutôt que de ne pas convertir) la cohabitation en mariage (Ermisch, Francesconi 2000). Ce fait peut s'interpréter de la façon suivante : le fait d'avoir déjà eu des enfants et de ne s'être pas quittés depuis, en envoyant un signal d'engagement, rend le mariage superflu. Ces résultats confirment donc fortement l'idée selon laquelle « c'est bien la grossesse, plus que la présence d'un enfant, qui incite les couples à se marier » (Toulemon 1996).

¹⁰⁴ Pour ce qui concerne les hommes, le coefficient associé à la grossesse de leur conjointe ne devient significativement positif qu'une fois que l'on a inclus, dans le modèle 8 du tableau 24, une autre variable explicative : le nombre d'enfants qu'il a déjà eus.

Tableau 20. Modèles de durée jusqu'au premier mariage des hommes de 18-40 ans qui sont cohabitants (générations 1935-1968) (N = 213 879)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 | Modèle 8 |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| AGE | | | | | | | | |
| 18 | 1,043 | 1,043 | 1,012 | 1,032 | 1,056 | 1,058 | 1,057 | 1,033 |
| 19 | ,754* | ,758* | ,733* | ,740* | ,746* | ,748* | ,745* | ,736* |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,049 | 1,037 | 1,058 | 1,045 | 1,038 | 1,035 | 1,038 | 1,051 |
| 22 | 1,086 | 1,071 | 1,137 | 1,099 | 1,086 | 1,082 | 1,086 | 1,108 |
| 23 | ,981 | ,973 | 1,087 | 1,028 | 1,013 | 1,008 | 1,013 | 1,037 |
| 24 | ,906 | ,907 | 1,074 | ,998 | ,978 | ,975 | ,978 | 1,007 |
| 25 | ,830** | ,835* | 1,066 | ,971 | ,951 | ,946 | ,951 | ,990 |
| 26 | ,731*** | ,739*** | 1,021 | ,913 | ,892 | ,887 | ,892 | ,932 |
| 27 | ,674*** | ,683*** | 1,039 | ,919 | ,899 | ,894 | ,898 | ,947 |
| 28 | ,579*** | ,588*** | ,991 | ,872* | ,852* | ,847* | ,851* | ,909 |
| 29 | ,515*** | ,526*** | ,983 | ,860* | ,840* | ,837* | ,839* | ,906 |
| 30 | ,421*** | ,431*** | ,904 | ,787*** | ,772*** | ,769*** | ,771*** | ,847* |
| 31 | ,366*** | ,374*** | ,882 | ,768*** | ,753*** | ,750*** | ,752*** | ,841* |
| 32 | ,286*** | ,291*** | ,773*** | ,671*** | ,659*** | ,657*** | ,659*** | ,746*** |
| 33 | ,256*** | ,263*** | ,790** | ,685*** | ,673*** | ,671*** | ,672*** | ,763*** |
| 34 | ,230*** | ,236*** | ,810* | ,702*** | ,692*** | ,690*** | ,692*** | ,794** |
| 35 | ,186*** | ,192*** | ,750*** | ,647*** | ,640*** | ,639*** | ,640*** | ,740*** |
| 36 | ,169*** | ,176*** | ,778** | ,669*** | ,662*** | ,662*** | ,662*** | ,764** |
| 37 | ,148*** | ,156*** | ,783* | ,675*** | ,673*** | ,671*** | ,673*** | ,770** |
| 38 | ,122*** | ,131*** | ,739** | ,637*** | ,634*** | ,634*** | ,635*** | ,716** |
| 39 | ,117*** | ,128*** | ,793* | ,688*** | ,684*** | ,683*** | ,684*** | ,754* |
| 40 | ,044*** | ,050*** | ,337*** | ,288*** | ,287*** | ,288*** | ,288*** | ,316*** |
| | | | | | | | | |
| GENERATION | | | | | | | | |
| 1935-1936 | | ,626*** | ,636*** | ,682*** | ,683*** | ,681*** | ,682*** | ,715*** |
| 1937-1938 | | ,701*** | ,686*** | ,739*** | ,736*** | ,740*** | ,735*** | ,762** |
| 1939-1940 | | ,807* | ,840* | ,882 | ,879 | ,884 | ,879 | ,875 |
| 1941-1942 | | ,842* | ,853* | ,861 | ,860* | ,867 | ,860* | ,859* |
| 1943-1944 | | ,942 | ,985 | 1,000 | 1,002 | 1,001 | 1,001 | ,986 |
| 1945-1946 | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | | 1,153* | 1,117 | 1,102 | 1,102 | 1,101 | 1,102 | 1,045 |
| 1949-1950 | | 1,415*** | 1,323*** | 1,301*** | 1,301*** | 1,310*** | 1,302*** | 1,196** |
| 1951-1952 | | 1,397*** | 1,349*** | 1,319*** | 1,322*** | 1,336*** | 1,323*** | 1,207** |
| 1953-1954 | | 1,598*** | 1,516*** | 1,467*** | 1,475*** | 1,486*** | 1,476*** | 1,304*** |
| 1955-1956 | | 1,406*** | 1,328*** | 1,263*** | 1,267*** | 1,281*** | 1,268*** | 1,119* |
| 1957-1958 | | 1,576*** | 1,437*** | 1,382*** | 1,387*** | 1,403*** | 1,389*** | 1,227*** |
| 1959-1960 | | 1,616*** | 1,501*** | 1,410*** | 1,414*** | 1,431*** | 1,416*** | 1,223*** |
| 1961-1962 | | 1,488*** | 1,394*** | 1,314*** | 1,322*** | 1,336*** | 1,324*** | 1,148* |
| 1963-1964 | | 1,454*** | 1,339*** | 1,269*** | 1,282*** | 1,300*** | 1,284*** | 1,093 |
| 1965-1966 | | 1,323*** | 1,226*** | 1,156* | 1,168** | 1,187** | 1,170** | 1,006 |
| 1967-1968 | | 1,290*** | 1,187** | 1,108 | 1,121* | 1,150* | 1,123* | ,960 |

| | | | | | | | | |
|-------------------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| DUREE DE COHABITATION | | | ,787*** | ,794*** | ,793*** | ,793*** | ,794*** | ,848*** |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | | ,972 | ,966 | ,962 | ,966 | ,937 |
| BEPC | | | | 1,195*** | 1,185*** | 1,135*** | 1,187*** | 1,086* |
| CAP | | | | 1,134*** | 1,124*** | 1,113*** | 1,125*** | 1,065* |
| BEP | | | | 1,308*** | 1,298*** | 1,260*** | 1,300*** | 1,197*** |
| Bac techno. ou pro. | | | | 1,440*** | 1,430*** | 1,338*** | 1,433*** | 1,268*** |
| Bac général | | | | 1,261*** | 1,255*** | 1,150** | 1,257*** | 1,083 |
| Dipl. univ. 1° cycle | | | | 1,535*** | 1,530*** | 1,370*** | 1,534*** | 1,336*** |
| Dipl. univ. 2° ou 3° cycle | | | | 1,827*** | 1,837*** | 1,549*** | 1,841*** | 1,550*** |
| N'a pas fini ses études | | | | ,997 | 1,233*** | 1,091 | 1,238*** | 1,054 |
| Non réponse | | | | ,910* | ,909* | ,885** | ,909* | ,896** |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | | | 1,556*** | | 1,556*** | 1,531*** |
| PCS | | | | | | | | |
| <i>Agriculteur</i> | | | | | | <i>Réf</i> | | |
| Indép. non agricole | | | | | | 1,025 | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | 1,303*** | | |
| Profession interm. | | | | | | 1,155* | | |
| Employé | | | | | | 1,098 | | |
| Ouvrier | | | | | | 1,022 | | |
| Inactif ou au chômage | | | | | | ,739*** | | |
| GROSSESSE | | | | | | | | |
| <i>Conjointe pas enceinte</i> | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Conjointe enceinte | | | | | | | 1,020 | 1,385*** |
| ENFANTS EUS | | | | | | | | ,541*** |
| X² (ddl) | 7529,482*** (22) | 8214,861*** (38) | 13866,562*** (39) | 14564,622*** (49) | 14668,463*** (50) | 14751,860*** (55) | 14669,614*** (51) | 16891,627*** (52) |
| | | 685,379*** (16) | 5651,701*** (1) | 698,060*** (10) | 103,841*** (1) | 187,237*** (6) | 1,151 (1) | 2222,013*** (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le modèle précédent, sauf le modèle 7 qui est emboîté dans le modèle 5.

Tableau 21. Modèles de durée jusqu'au premier mariage des femmes de 16-40 ans qui sont cohabitantes (générations 1935-1968) (N = 217 992)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 | Modèle 8 |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| AGE | | | | | | | | |
| 16 | ,698 | ,717 | ,621 | ,755 | ,737 | ,739 | ,740 | ,644 |
| 17 | ,942 | ,986 | ,882 | ,999 | ,986 | ,986 | ,984 | ,868 |
| 18 | 1,008 | 1,034 | ,961 | 1,040 | 1,034 | 1,036 | 1,033 | ,971 |
| 19 | 1,032 | 1,034 | ,978 | 1,016 | 1,013 | 1,013 | 1,012 | ,982 |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | ,952 | ,955 | 1,002 | ,974 | ,976 | ,975 | ,976 | ,993 |
| 22 | ,868** | ,877** | ,986 | ,929 | ,931 | ,930 | ,932 | ,961 |
| 23 | ,788*** | ,801*** | ,973 | ,892* | ,894* | ,893* | ,895* | ,930 |
| 24 | ,696*** | ,711*** | ,939 | ,839*** | ,841*** | ,840*** | ,842*** | ,884** |
| 25 | ,630*** | ,646*** | ,943 | ,825*** | ,827*** | ,826*** | ,828*** | ,878** |
| 26 | ,541*** | ,557*** | ,897* | ,771*** | ,774*** | ,772*** | ,773*** | ,831*** |
| 27 | ,484*** | ,500*** | ,896* | ,762*** | ,764*** | ,761*** | ,763*** | ,829*** |
| 28 | ,402*** | ,417*** | ,834*** | ,703*** | ,704*** | ,702*** | ,704*** | ,774*** |
| 29 | ,356*** | ,370*** | ,834*** | ,698*** | ,699*** | ,697*** | ,698*** | ,783*** |
| 30 | ,301*** | ,314*** | ,796*** | ,664*** | ,665*** | ,663*** | ,665*** | ,756*** |
| 31 | ,260*** | ,273*** | ,777*** | ,645*** | ,645*** | ,643*** | ,645*** | ,743*** |
| 32 | ,220*** | ,232*** | ,757*** | ,626*** | ,627*** | ,625*** | ,628*** | ,734*** |
| 33 | ,178*** | ,190*** | ,704*** | ,582*** | ,583*** | ,582*** | ,584*** | ,685*** |
| 34 | ,162*** | ,175*** | ,720*** | ,594*** | ,595*** | ,594*** | ,596*** | ,698*** |
| 35 | ,154*** | ,168*** | ,790** | ,649*** | ,650*** | ,648*** | ,651*** | ,762*** |
| 36 | ,135*** | ,150*** | ,802* | ,655*** | ,657*** | ,654*** | ,659*** | ,769** |
| 37 | ,119*** | ,135*** | ,801* | ,651*** | ,652*** | ,650*** | ,655*** | ,755** |
| 38 | ,116*** | ,134*** | ,898 | ,731** | ,732** | ,729** | ,735** | ,835 |
| 39 | ,079*** | ,094*** | ,691** | ,560*** | ,562*** | ,560*** | ,565*** | ,642*** |
| 40 | ,039*** | ,047*** | ,375*** | ,306*** | ,307*** | ,305*** | ,309*** | ,346*** |
| | | | | | | | | |
| GENERATION | | | | | | | | |
| 1935-1936 | | ,555*** | ,599*** | ,658*** | ,658*** | ,663*** | ,657*** | ,654*** |
| 1937-1938 | | ,567*** | ,607*** | ,647*** | ,647*** | ,650*** | ,646*** | ,655*** |
| 1939-1940 | | ,701*** | ,741*** | ,786* | ,785* | ,790* | ,783** | ,827* |
| 1941-1942 | | ,788** | ,824* | ,858 | ,856 | ,858 | ,856 | ,859 |
| 1943-1944 | | ,872 | ,914 | ,929 | ,929 | ,932 | ,928 | ,984 |
| 1945-1946 | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | | 1,212** | 1,188* | 1,170* | 1,170* | 1,172* | 1,170* | 1,153* |
| 1949-1950 | | 1,418*** | 1,352*** | 1,325*** | 1,329*** | 1,333*** | 1,331*** | 1,255*** |
| 1951-1952 | | 1,535*** | 1,413*** | 1,349*** | 1,352*** | 1,358*** | 1,356*** | 1,246** |
| 1953-1954 | | 1,628*** | 1,499*** | 1,425*** | 1,430*** | 1,437*** | 1,434*** | 1,310*** |
| 1955-1956 | | 1,777*** | 1,590*** | 1,496*** | 1,501*** | 1,507*** | 1,506*** | 1,357*** |
| 1957-1958 | | 1,756*** | 1,610*** | 1,476*** | 1,481*** | 1,487*** | 1,484*** | 1,347*** |
| 1959-1960 | | 1,703*** | 1,568*** | 1,426*** | 1,429*** | 1,436*** | 1,433*** | 1,281*** |
| 1961-1962 | | 1,738*** | 1,589*** | 1,422*** | 1,426*** | 1,433*** | 1,431*** | 1,266*** |
| 1963-1964 | | 1,598*** | 1,437*** | 1,279*** | 1,282*** | 1,289*** | 1,287*** | 1,127* |

| | | | | | | | | |
|--|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 1965-1966 | | 1,628*** | 1,490*** | 1,327*** | 1,329*** | 1,336*** | 1,334*** | 1,180** |
| 1967-1968 | | 1,453*** | 1,312*** | 1,165* | 1,166* | 1,173* | 1,171* | 1,031 |
| DUREE DE COHABITATION | | | ,791*** | ,801*** | ,800*** | ,800*** | ,800*** | ,855*** |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | | ,873*** | ,878** | ,878** | ,878** | ,865*** |
| BEPC | | | | 1,253*** | 1,265*** | 1,255*** | 1,269*** | 1,130*** |
| CAP | | | | 1,214*** | 1,226*** | 1,219*** | 1,229*** | 1,107** |
| BEP | | | | 1,355*** | 1,372*** | 1,358*** | 1,376*** | 1,204*** |
| Bac techno. ou pro. | | | | 1,591*** | 1,615*** | 1,594*** | 1,622*** | 1,351*** |
| Bac général | | | | 1,459*** | 1,478*** | 1,461*** | 1,486*** | 1,213*** |
| Dipl. univ. 1 ^{er} cycle | | | | 1,546*** | 1,570*** | 1,556*** | 1,577*** | 1,285*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | | 1,648*** | 1,673*** | 1,610*** | 1,683*** | 1,286*** |
| N'a pas fini ses études | | | | ,761*** | ,745*** | ,733*** | ,756*** | ,546*** |
| Non réponse | | | | ,902* | ,908* | ,904* | ,908* | ,886** |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | | | ,934** | | ,941** | ,748*** |
| PCS | | | | | | | | |
| <i>Agriculteur</i> | | | | | | <i>Réf</i> | | |
| Indép. non agricole | | | | | | 1,075 | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | 1,131 | | |
| Profession interm. | | | | | | 1,050 | | |
| Employé | | | | | | 1,075 | | |
| Ouvrier | | | | | | ,987 | | |
| Inactif ou au chômage | | | | | | 1,136 | | |
| GROSSESSE | | | | | | | | |
| <i>Pas enceinte</i> | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Enceinte | | | | | | | 1,055* | 1,401*** |
| ENFANTS EUS | | | | | | | | ,532*** |
| X² (ddl) | 7743,544*** (24) | 8860,516*** (40) | 14530,483*** (41) | 15307,378*** (51) | 15317,835*** (52) | 15331,148*** (57) | 15325,821*** (53) | 17741,745*** (54) |
| | | 1116,973*** (16) | 5669,967*** (1) | 776,895*** (10) | 10,457** (1) | 23,770** (6) | 7,986* (1) | 2415,924*** (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le modèle précédent, sauf le modèle 7 qui est emboîté dans le modèle 5.

Qu'en est-il, maintenant, des éventuels effets du *sex ratio* départemental et de la disponibilité de la pilule sur la probabilité de mariage des cohabitants ?

Notons tout d'abord que si l'on réplique sur un échantillon restreint les modèles de durée des tableaux 20 et 21, on retrouve divers résultats analogues à ceux que nous venons d'observer à partir de l'échantillon global des cohabitants (modèles 1 des tableaux 22 et 23). Dans cet échantillon restreint comme dans l'échantillon global (une fois les variables de contrôle introduites), la probabilité conditionnelle de mariage (plutôt que de non mariage) des cohabitants, après s'être accrue, décroît, et ce à partir des générations 1959-1960 chez les hommes et à partir des générations 1955-1956 chez les femmes. Chez les deux sexes, la durée de cohabitation réduit la probabilité de mariage des cohabitants. Chez les hommes cohabitants le niveau d'études tend à accroître la probabilité de mariage, tout comme le fait de n'avoir pas terminé ses études (plutôt que de les avoir terminées sans diplôme). Chez les femmes cohabitantes aussi le niveau d'études tend à accroître la probabilité de mariage (bien que moins clairement que chez les hommes), mais le fait de n'avoir pas terminé ses études (plutôt que de les avoir terminées sans diplôme) réduit fortement la probabilité de mariage. Parmi les cohabitants, le fait d'être actif occupé (plutôt qu'inactif ou au chômage) accroît la probabilité de mariage des hommes, mais réduit celle des femmes. Enfin, la grossesse des conjointes des hommes cohabitants ou celle des femmes cohabitantes accroît leurs probabilités de mariage, et le nombre d'enfants qu'ont eus les cohabitants réduit fortement leur probabilité de mariage. Bref, nous retrouvons sur cet échantillon restreint les résultats observés sur échantillon global. On peut désormais introduire les variables explicatives spécifiques à cet échantillon (modèles 2 à 6 des tableaux 22 et 23).

Si l'on introduit tout d'abord le *sex ratio* (modèles 2), on observe que, chez les hommes, une hausse du nombre d'hommes par rapport au nombre de femmes a bien tendance à accroître (plutôt qu'à réduire) la probabilité de mariage, mais ce coefficient n'est jamais statistiquement significatif. Chez les femmes, on observe que plus les hommes sont nombreux relativement aux femmes dans chaque département plus les femmes se marient : « toutes choses égales par ailleurs », chaque homme supplémentaire pour 100 femmes multiplie par 1,011 (de façon significative) le rapport de chances de se marier plutôt que de ne pas se marier. Cela dit, ces observations concernant le mariage des cohabitants ne sont pas aussi robustes que celles que nous avons faites concernant la mise en couple des individus hors couple, puisque dans des modèles ultérieurs (modèles 5 et 6) le caractère significatif de cette association disparaît. Fragiles, donc, ces observations n'en sont pas moins compatibles avec

l'idée selon laquelle plus les femmes cohabitantes auraient un pouvoir de négociation élevé face aux hommes, plus elles parviendraient à obtenir le mariage.

Si l'on introduit maintenant la variable de disponibilité de la pilule pour 100 000 habitants du département, on observe que ni chez les hommes ni chez les femmes l'effet de cet indicateur n'est statistiquement significatif; l'interaction entre cet indicateur de disponibilité de la pilule et la variable de grossesse ne s'avère pas non plus significative (modèles 3 et 4 des tableaux 22 et 23). Si, à la place de ce premier indicateur de disponibilité de la pilule, on introduit notre second indicateur – le nombre de centres départementaux du MFPP pour 1 000 km² –, qu'observe-t-on ? Chez les hommes, le coefficient associé à cet indicateur est toujours dans la direction prévue, mais il n'est toujours pas significatif (tableau 23, modèle 5). Chez les femmes en revanche, « toutes choses égales par ailleurs », chaque centre départemental supplémentaire du MFPP (pour 1 000 km²) multiplie par 0,986 le rapport de chances qu'ont les femmes de se marier plutôt que de ne pas se marier, et ce de façon très fortement significative (tableau 23, modèle 5). En outre, chez les hommes – mais pas chez les femmes –, si l'on introduit une interaction entre cet indicateur de disponibilité de la pilule et la variable de grossesse, on observe que la disponibilité de la pilule réduit nettement – et de façon significative – l'impact de la grossesse des conjointes des hommes cohabitants sur leurs probabilités de mariage (modèles 6 des tableaux 22 et 23).

Le caractère relativement peu systématique des effets de la pilule sur la probabilité de mariage des cohabitants (par contraste avec ses effets sur les probabilités de mariage direct ou de cohabitation des individus vivant hors couple) pourrait en partie être dû au fait que, la plupart des cohabitants utilisant la pilule, les variations de degré de disponibilité de la pilule entre départements n'affectent que peu l'utilisation de la pilule chez les cohabitants.

Tableau 22. Modèles de durée jusqu'au premier mariage des hommes de 18-40 ans qui sont cohabitants (générations 1935-1968 résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 92 920)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| AGE | | | | | | |
| 18 | 1,816* | 1,821* | 1,804* | 1,802* | 1,803* | 1,800* |
| 19 | ,899 | ,899 | ,896 | ,895 | ,894 | ,893 |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,299* | 1,300* | 1,303* | 1,304* | 1,300* | 1,300* |
| 22 | 1,344* | 1,346* | 1,349** | 1,351** | 1,346* | 1,346* |
| 23 | 1,206 | 1,207 | 1,211 | 1,213 | 1,209 | 1,208 |
| 24 | 1,167 | 1,168 | 1,173 | 1,175 | 1,170 | 1,168 |
| 25 | 1,228* | 1,230* | 1,236* | 1,238* | 1,232* | 1,231* |
| 26 | 1,150 | 1,152 | 1,158 | 1,160 | 1,154 | 1,153 |
| 27 | 1,157 | 1,159 | 1,167 | 1,169 | 1,162 | 1,162 |
| 28 | 1,058 | 1,060 | 1,068 | 1,070 | 1,063 | 1,063 |
| 29 | 1,157 | 1,160 | 1,169 | 1,172 | 1,163 | 1,162 |
| 30 | 1,067 | 1,069 | 1,078 | 1,081 | 1,072 | 1,073 |
| 31 | ,983 | ,986 | ,995 | ,998 | ,990 | ,991 |
| 32 | ,834 | ,836 | ,845 | ,846 | ,840 | ,841 |
| 33 | ,828 | ,830 | ,839 | ,841 | ,834 | ,833 |
| 34 | ,890 | ,893 | ,904 | ,906 | ,897 | ,898 |
| 35 | 1,027 | 1,031 | 1,043 | 1,046 | 1,035 | 1,036 |
| 36 | ,978 | ,982 | ,994 | ,997 | ,987 | ,987 |
| 37 | ,852 | ,855 | ,866 | ,868 | ,860 | ,861 |
| 38 | ,832 | ,836 | ,848 | ,850 | ,841 | ,841 |
| 39 | ,985 | ,990 | 1,006 | 1,009 | ,996 | ,997 |
| 40 | ,343*** | ,344*** | ,350*** | ,351*** | ,347*** | ,347*** |
| GENERATION | | | | | | |
| 1935-1936 | ,570*** | ,574*** | ,567*** | ,565*** | ,566*** | ,563*** |
| 1937-1938 | ,595** | ,598** | ,591** | ,589*** | ,591** | ,588*** |
| 1939-1940 | ,962 | ,966 | ,959 | ,959 | ,957 | ,956 |
| 1941-1942 | ,765* | ,767* | ,765* | ,764* | ,763* | ,762* |
| 1943-1944 | ,941 | ,941 | ,938 | ,938 | ,938 | ,934 |
| <i>1945-1946</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | 1,166 | 1,166 | 1,171 | 1,173 | 1,167 | 1,170 |
| 1949-1950 | 1,259* | 1,259* | 1,266* | 1,268* | 1,262* | 1,267* |
| 1951-1952 | 1,284* | 1,284* | 1,295* | 1,300* | 1,291* | 1,297* |
| 1953-1954 | 1,312** | 1,315** | 1,330** | 1,335** | 1,322** | 1,332** |
| 1955-1956 | 1,224* | 1,227* | 1,240* | 1,245* | 1,235* | 1,241* |
| 1957-1958 | 1,315** | 1,319** | 1,338** | 1,343** | 1,328** | 1,336** |
| 1959-1960 | 1,318** | 1,324** | 1,345** | 1,350*** | 1,334** | 1,341** |
| 1961-1962 | 1,181 | 1,188* | 1,207* | 1,211* | 1,198* | 1,206* |
| 1963-1964 | 1,116 | 1,122 | 1,141 | 1,146 | 1,130 | 1,138 |

| | | | | | | |
|--|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 1965-1966 | 1,062 | 1,069 | 1,089 | 1,093 | 1,078 | 1,084 |
| 1967-1968 | ,982 | ,990 | 1,010 | 1,014 | ,999 | 1,004 |
| DUREE DE COHABITATION | ,845*** | ,845*** | ,845*** | ,845*** | ,845*** | ,846*** |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | ,921 | ,921 | ,921 | ,921 | ,920 | ,919 |
| BEPC | 1,062 | 1,062 | 1,061 | 1,060 | 1,065 | 1,063 |
| CAP | 1,042 | 1,041 | 1,041 | 1,041 | 1,039 | 1,038 |
| BEP | 1,222*** | 1,221*** | 1,221*** | 1,220*** | 1,217*** | 1,216*** |
| Bac techno. ou pro. | 1,248*** | 1,247*** | 1,247*** | 1,247*** | 1,248*** | 1,246*** |
| Bac général | ,956 | ,958 | ,956 | ,956 | ,960 | ,960 |
| Dipl. univ. 1 ^o cycle | 1,382*** | 1,384*** | 1,381*** | 1,381*** | 1,391*** | 1,385*** |
| Dipl. univ. 2 ^o ou 3 ^o cycle | 1,517*** | 1,523*** | 1,517*** | 1,517*** | 1,540*** | 1,537*** |
| N'a pas fini ses études | 1,200* | 1,202* | 1,199* | 1,199* | 1,210* | 1,206* |
| Non réponse | ,916 | ,915 | ,914 | ,914 | ,917 | ,915 |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | 1,779*** | 1,778*** | 1,779*** | 1,777*** | 1,781*** | 1,780*** |
| GROSSESSE | | | | | | |
| <i>Conjointe pas enceinte</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Conjointe enceinte | 1,327*** | 1,327*** | 1,327*** | 1,407*** | 1,327*** | 1,445*** |
| ENFANTS EUS | ,541*** | ,542*** | ,541*** | ,541*** | ,541*** | ,542*** |
| SEX RATIO | | 1,006 | 1,006 | 1,006 | 1,003 | 1,003 |
| MFPF/HAB. | | | ,991 | ,994 | | |
| MFPF/HAB.*GROSSESSE | | | | ,981 | | |
| MFPF/KM² | | | | | ,994 | ,999 |
| MFPF/KM²*GROSSESSE | | | | | | ,976** |
| X² (ddl) | 7549,335*** (52) | 7550,792*** (53) | 7553,063*** (54) | 7554,849*** (55) | 7554,125*** (54) | 7565,163*** (55) |
| | | 1,457 (1) | 2,271 (1) | 1,786 (1) | 3,333 (1) | 11,038** (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 5 qui est emboîté dans le modèle 2.

Tableau 23. Modèles de durée jusqu'au premier mariage des femmes de 16-40 ans qui sont cohabitantes (générations 1935-1968 résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 92 888)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| AGE | | | | | | |
| 16 | ,969 | ,969 | ,970 | ,972 | ,955 | ,956 |
| 17 | ,912 | ,910 | ,913 | ,912 | ,904 | ,904 |
| 18 | ,874 | ,872 | ,873 | ,873 | ,869 | ,869 |
| 19 | ,934 | ,933 | ,933 | ,933 | ,931 | ,931 |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | ,913 | ,913 | ,912 | ,913 | ,915 | ,915 |
| 22 | ,886 | ,886 | ,885 | ,886 | ,889 | ,889 |
| 23 | ,874* | ,875* | ,874* | ,875* | ,879* | ,879* |
| 24 | ,854* | ,856* | ,854* | ,855* | ,861* | ,861* |
| 25 | ,799** | ,801** | ,799** | ,801** | ,807** | ,807** |
| 26 | ,774*** | ,776*** | ,774*** | ,776*** | ,783*** | ,783*** |
| 27 | ,779*** | ,781*** | ,779*** | ,781*** | ,791** | ,791** |
| 28 | ,666*** | ,670*** | ,667*** | ,669*** | ,679*** | ,679*** |
| 29 | ,679*** | ,683*** | ,680*** | ,682*** | ,693*** | ,693*** |
| 30 | ,668*** | ,672*** | ,670*** | ,671*** | ,682*** | ,682*** |
| 31 | ,672*** | ,676*** | ,673*** | ,674*** | ,686*** | ,686*** |
| 32 | ,644*** | ,648*** | ,645*** | ,647*** | ,659*** | ,659*** |
| 33 | ,626*** | ,630*** | ,627*** | ,629*** | ,641*** | ,641*** |
| 34 | ,543*** | ,547*** | ,545*** | ,546*** | ,557*** | ,557*** |
| 35 | ,675** | ,680** | ,676** | ,677** | ,692** | ,693** |
| 36 | ,664** | ,669** | ,665** | ,666** | ,683** | ,684** |
| 37 | ,686* | ,692* | ,688* | ,689* | ,708* | ,709* |
| 38 | ,774 | ,781 | ,776 | ,777 | ,799 | ,799 |
| 39 | ,433*** | ,437*** | ,434*** | ,435*** | ,449*** | ,449*** |
| 40 | ,285*** | ,288*** | ,286*** | ,286*** | ,296*** | ,296*** |
| | | | | | | |
| GENERATION | | | | | | |
| 1935-1936 | ,675* | ,686* | ,690* | ,689* | ,667* | ,667* |
| 1937-1938 | ,613** | ,617** | ,620** | ,619** | ,604** | ,604** |
| 1939-1940 | ,711* | ,713* | ,716* | ,715* | ,703* | ,703* |
| 1941-1942 | ,636** | ,637** | ,639** | ,639** | ,632** | ,632** |
| 1943-1944 | ,743* | ,744* | ,745* | ,745* | ,740* | ,740* |
| 1945-1946 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1947-1948 | 1,048 | 1,039 | 1,038 | 1,040 | 1,049 | 1,049 |
| 1949-1950 | 1,239 | 1,231 | 1,229 | 1,231 | 1,251* | 1,252* |
| 1951-1952 | 1,218 | 1,208 | 1,204 | 1,206 | 1,236* | 1,237* |
| 1953-1954 | 1,338* | 1,329* | 1,322* | 1,325* | 1,361** | 1,362** |
| 1955-1956 | 1,315* | 1,308* | 1,300* | 1,303* | 1,346** | 1,347** |
| 1957-1958 | 1,305* | 1,305* | 1,296* | 1,299* | 1,345** | 1,346** |
| 1959-1960 | 1,234* | 1,234* | 1,224* | 1,227* | 1,277* | 1,278* |

| | | | | | | |
|--|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 1961-1962 | 1,195 | 1,198 | 1,188 | 1,191 | 1,238* | 1,239* |
| 1963-1964 | 1,129 | 1,132 | 1,122 | 1,125 | 1,169 | 1,170 |
| 1965-1966 | 1,172 | 1,179 | 1,167 | 1,170 | 1,216* | 1,217* |
| 1967-1968 | 1,047 | 1,052 | 1,041 | 1,044 | 1,088 | 1,089 |
| | | | | | | |
| DUREE DE COHABITATION | ,859*** | ,859*** | ,859*** | ,859*** | ,859*** | ,859*** |
| | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | ,887* | ,886* | ,887* | ,886* | ,884* | ,884* |
| BEPC | 1,085 | 1,087 | 1,088 | 1,088 | 1,090 | 1,090 |
| CAP | 1,144* | 1,142* | 1,142* | 1,142* | 1,143* | 1,143* |
| BEP | 1,222*** | 1,223*** | 1,223*** | 1,223*** | 1,219*** | 1,219*** |
| Bac techno. ou pro. | 1,309*** | 1,311*** | 1,311*** | 1,311*** | 1,316*** | 1,316*** |
| Bac général | 1,197** | 1,199** | 1,199** | 1,199** | 1,206** | 1,206** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | 1,344*** | 1,346*** | 1,347*** | 1,347*** | 1,359*** | 1,359*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | 1,298*** | 1,307*** | 1,309*** | 1,309*** | 1,333*** | 1,333*** |
| N'a pas fini ses études | ,553*** | ,555*** | ,555*** | ,556*** | ,563*** | ,563*** |
| Non réponse | ,921 | ,922 | ,923 | ,923 | ,931 | ,931 |
| | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | ,807*** | ,807*** | ,807*** | ,807*** | ,812*** | ,812*** |
| | | | | | | |
| GROSSESSE | | | | | | |
| <i>Pas enceinte</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Enceinte | 1,378*** | 1,379*** | 1,379*** | 1,423*** | 1,380*** | 1,391*** |
| | | | | | | |
| ENFANTS EUS | ,532*** | ,532*** | ,532*** | ,532*** | ,532*** | ,532*** |
| | | | | | | |
| SEX RATIO | | 1,011* | 1,011* | 1,011* | 1,004 | 1,004 |
| | | | | | | |
| MFPF/HAB. | | | 1,005 | 1,007 | | |
| | | | | | | |
| MFPF/HAB.*GROSSESSE | | | | ,990 | | |
| | | | | | | |
| MFPF/KM² | | | | | ,986*** | ,987*** |
| | | | | | | |
| MFPF/KM²*GROSSESSE | | | | | | ,998 |
| | | | | | | |
| X² (ddl) | 7563,378*** (54) | 7568,967*** (55) | 7569,493*** (56) | 7570,057*** (57) | 7588,800*** (56) | 7588,903*** (57) |
| | | 5,590* (1) | 0,526 (1) | 0,564 (1) | 19,832*** (1) | 0,103 (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 5 qui est emboîté dans le modèle 2.

Résumons-nous. Les modèles de durée jusqu'au mariage des cohabitants ici présentés ne permettent pas autant que les modèles précédents (les modèles de durée jusqu'à la mise en couple par la cohabitation ou par le mariage direct) d'évaluer les degrés de plausibilité respectifs des trois principaux modèles explicatifs de la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation observée en France depuis les alentours de la génération 1947, parce que la baisse de la probabilité de mariage des cohabitants ne date que des générations nées vers la fin des années 1950 voire au début des années 1960. Les modèles de durée jusqu'au mariage des cohabitants fournissent malgré cela plusieurs observations empiriques :

- i. le fait d'être au chômage ou inactif réduit la probabilité de mariage des hommes cohabitants ;
- ii. le fait d'être active occupée réduit la probabilité de mariage des femmes cohabitantes ;
- iii. la disponibilité de la pilule réduit peut-être la probabilité de mariage des femmes cohabitantes (mais cet effet semble relativement peu robuste).

Si chacune de ces observations semble compatible avec l'un des modèles explicatifs de la baisse de la nuptialité au profit de la cohabitation, il est clair que ce n'est pas chez les cohabitants – mais plutôt chez les individus hors couple – que la primo-nuptialité a commencé à baisser à partir des alentours de la génération 1947. Par conséquent, ce n'est pas l'activation d'un de ces mécanismes au sein de couples cohabitants qui a pu enclencher la chute de la nuptialité (au profit de la cohabitation).

2.2.3.4. Mariage direct ou cohabitation lors de la première mise en couple de 1968 à 1978 : modèles de durée

C'est afin de soumettre une nouvelle fois à l'épreuve des faits les modèles explicatifs de la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation que nous proposons, dans cette dernière section, des modèles de durée centrés sur les comportements qui, les premiers, se sont modifiés – à savoir la mise en couple par la cohabitation ou par le mariage direct (et non pas le mariage des cohabitants) –, et ce lors de la période charnière qui va de 1968 à 1978, soit les dix années encadrant l'année « pivot » qu'est 1973.¹⁰⁵ Notons que la qualité de notre variable de disponibilité de la pilule sur cette période 1968-1978 est meilleure qu'elle ne l'était sur la période qui va jusqu'aux années 1990, puisque restreindre l'analyse à ces années dispense d'extrapoler les données issues du nombre de centres du MFPPF sur longue période.

¹⁰⁵ L'année 1973 constitue l'année pivot en ce qui concerne la primo-nuptialité des Français en ce sens que c'est à partir de cette année-là que les taux de primo-nuptialité aux âges de plus forte nuptialité commencent à baisser, aussi bien pour les hommes que pour les femmes (figures 59 et 60).

Pour centrer l'exposé sur les deux modèles explicatifs les plus crédibles (celui de la pilule, et celui de la hausse de l'activité professionnelle des femmes) nous n'estimons ces modèles que pour les femmes, et comme nous ne considérons que les années 1968 à 1978 nous remplaçons la variable « génération » par la variable « année » (tableau 24).¹⁰⁶

Estimons tout d'abord un modèle relativement simple (modèle 1). Lorsqu'on introduit seulement les variables d'âge et d'année, il apparaît que, chez les femmes vivant hors couple de 1968 à 1978, la probabilité de transition vers la cohabitation est maximale à 21-22 ans et la probabilité de mariage direct est maximale à 21-23 ans. En outre, la probabilité de cohabitation s'est accrue de 1968 à 1978, et la probabilité de mariage direct s'est réduite à partir de 1973 (par rapport à 1972), mais de façon significative à partir de 1975 seulement.

L'introduction de la variable de niveau d'études dans un deuxième modèle plus complet (modèle 2) indique qu'en 1968-1978 le niveau de diplôme n'accroît pas la probabilité de cohabitation (on est là dans la période transitoire entre la cohabitation traditionnelle des ouvrières et la cohabitation moderne, adoptée par les plus diplômées), et que le niveau de diplôme n'a pas d'effet clair sur la probabilité de mariage direct : les femmes qui ont le plus tendance à se marier directement semblent être celles qui disposent d'un CEP ou d'un BEPC, celles qui ont le moins tendance à se marier directement étant les femmes disposant d'un diplôme de 1^e cycle universitaire. Ce qui de nouveau apparaît clairement, toutefois, c'est que le fait, pour une femme, d'être (à même âge) toujours étudiante réduit très fortement les probabilités de cohabitation et, plus encore, de mariage direct.

Venons-en maintenant à la variable de statut d'activité (modèle 3), dont le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes prévoit que, si c'est elle qui avait déclenché la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation à partir de 1973, cette variable devrait réduire la probabilité de mariage direct et accroître la probabilité de cohabitation. Comme on le voit, le fait que les femmes exercent une activité professionnelle réduit bel et bien – et fortement – la probabilité de mariage direct, mais elle n'accroît pas la probabilité de cohabitation (cela restant vrai quels que soient les autres variables que l'on introduise dans le modèle, comme le révèlent les modèles 4 à 7).

Si, à partir du modèle 2, on introduit non plus la variable d'activité (comme dans le modèle 3) mais la variable de disponibilité de la pilule (modèle 4), on observe que – comme prévu par le modèle de la pilule – cette variable accroît la probabilité de cohabitation et réduit la probabilité de mariage direct. Selon ce modèle, chaque centre du MFPP pour 1 000 km²,

¹⁰⁶ Les effectifs de femmes à 40 ans étant insuffisants pour obtenir des estimations fiables, nous sommes contraints de restreindre notre échantillon aux femmes de 16 à 39 ans, et non pas 40 ans.

par département et par an, multiplie le rapport de chances de cohabitation (plutôt que de maintien hors couple) par 1,056 et multiplie le rapport de chances de mariage direct (plutôt que de maintien hors couple) par 0,977, et ce de façons très fortement significatives.

Chacune de ces deux observations – le fait que l’activité professionnelle des femmes réduit la probabilité de mariage direct mais n’accroît pas la probabilité de cohabitation, et le fait que la pilule à la fois réduit la probabilité de mariage direct et accroît la probabilité de cohabitation – résiste à l’inclusion de variables supplémentaires (modèle 5). Au regard de ces observations, le modèle de la pilule apparaît plus adéquat que celui de l’activité professionnelle des femmes pour expliquer non seulement la chute de la primo-nuptialité *mais aussi* l’essor de la cohabitation. En outre, l’inclusion de la variable de disponibilité de la pilule (modèle 4, par rapport au modèle 2) réduit sensiblement plus systématiquement et fortement « l’effet » de la variable année sur les probabilités de mariage direct et de cohabitation que l’inclusion de la variable d’activité professionnelle (modèle 3, par rapport au modèle 2),¹⁰⁷ ce qui rend crédible l’idée selon laquelle ce serait la mise à disposition de la pilule, plutôt que l’essor de l’activité professionnelle des femmes, qui aurait conduit les femmes, au cours de ces années charnières, à cohabiter de plus en plus plutôt qu’à se marier directement.

Notons aussi que l’inclusion de ces variables supplémentaires (modèle 5) indique que le fait d’être enceinte hors couple accroît de façon très fortement significative la probabilité de cohabitation et, plus encore, de mariage direct. En outre, plus les hommes sont nombreux par rapport aux femmes moins les femmes cohabitent, comme si une baisse du pouvoir de négociation des hommes permettait aux femmes d’échapper à la cohabitation.

Dans deux derniers modèles (modèles 6 et 7), nous examinons si, lors des années 1968-1978, l’essor de l’activité professionnelle des femmes pourrait, aussi bien que la diffusion de la pilule, expliquer la chute de la part des conceptions hors couple qui conduisent à un mariage précipité (voire à une cohabitation précipitée). De fait, le fait de travailler (modèle 6), aussi bien que la disponibilité de la pilule (modèle 7), réduit l’impact positif de la grossesse

¹⁰⁷ Lorsque, à partir d’un modèle comprenant les variables d’âge, d’année et de niveau d’études (tableau 24, modèle 2), on ajoute la variable MFPPF/KM² (tableau 24, modèle 4), les coefficients associés à chaque année (plutôt qu’à l’année de référence 1972) se rapprochent tous de l’unité, et ce de façon relativement nette ; par exemple, respectivement pour les coefficients associés aux années 1976, 1977 et 1978, les *odds ratios* de cohabitation passent de 1,668 à 1,503, 1,612 à 1,423 et 2,188 à 1,894, et les *odds ratios* de mariage direct passent de 0,923 à 0,958 (non significatif), de 0,815 à 0,852 et de 0,767 à 0,807. Par contraste, lorsqu’on ajoute la variable de statut d’activité (tableau 24, modèle 3), les coefficients associés à chaque année (plutôt qu’à l’année de référence 1972) ne se rapprochent pas tous de l’unité, et quand c’est le cas ce ne l’est que de façon négligeable : respectivement pour les coefficients associés aux années 1976, 1977 et 1978, les *odds ratios* de cohabitation passent de 1,668 à 1,666, 1,612 à 1,610 et 2,188 à 2,185, et les *odds ratios* de mariage direct passent de 0,923 à 0,917 (non significatif), de 0,815 à 0,808 et de 0,767 à 0,759.

sur les probabilités de cohabitation et de mariage direct. Il ne s'agit donc pas là d'un avantage supplémentaire que le modèle de la pilule détiendrait sur le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes.

Tableau 24. Modèles de durée jusqu'à la première mise en couple (mariage direct ou cohabitation) des femmes de 16-39 ans vivant hors couple dans les années 1968-1978 (femmes résidant toujours à l'enquête dans la région de leur enfance) (N = 143 235)

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | | Modèle 5 | | Modèle 6 | | Modèle 7 | |
|------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. | Cohab. | Mar. |
| AGE | | | | | | | | | | | | | | |
| 16 | ,056*** | ,033*** | ,083*** | ,071*** | ,082*** | ,064*** | ,084*** | ,071*** | ,086*** | ,073*** | ,087*** | ,073*** | ,086*** | ,073*** |
| 17 | ,179*** | ,095*** | ,232*** | ,149*** | ,230*** | ,138*** | ,233*** | ,149*** | ,236*** | ,148*** | ,236*** | ,148*** | ,236*** | ,147*** |
| 18 | ,460*** | ,309*** | ,510*** | ,360*** | ,507*** | ,347*** | ,510*** | ,361*** | ,511*** | ,354*** | ,512*** | ,355*** | ,510*** | ,353*** |
| 19 | ,653*** | ,618*** | ,685*** | ,657*** | ,684*** | ,645*** | ,685*** | ,658*** | ,685*** | ,650*** | ,686*** | ,650*** | ,685*** | ,649*** |
| 20 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 21 | 1,146* | 1,238*** | 1,109 | 1,200*** | 1,110 | 1,212*** | 1,075 | 1,221*** | 1,081 | 1,244*** | 1,080 | 1,240*** | 1,083 | 1,249*** |
| 22 | 1,219* | 1,285*** | 1,142 | 1,210*** | 1,144 | 1,223*** | 1,106 | 1,232*** | 1,116 | 1,267*** | 1,114 | 1,263*** | 1,120 | 1,273*** |
| 23 | 1,101 | 1,250*** | ,999 | 1,141** | 1,001 | 1,154*** | ,967 | 1,161*** | ,974 | 1,192*** | ,971 | 1,187*** | ,977 | 1,198*** |
| 24 | ,920 | 1,034 | ,813* | ,916 | ,815* | ,927 | ,786* | ,933 | ,788* | ,948 | ,787* | ,944 | ,791* | ,953 |
| 25 | 1,066 | ,817*** | ,921 | ,708*** | ,923 | ,714*** | ,885 | ,722*** | ,885 | ,725*** | ,884 | ,723*** | ,888 | ,728*** |
| 26 | ,888 | ,652*** | ,761* | ,560*** | ,762* | ,564*** | ,731** | ,571*** | ,727** | ,570*** | ,727** | ,569*** | ,732** | ,574*** |
| 27 | ,515*** | ,511*** | ,438*** | ,436*** | ,439*** | ,436*** | ,421*** | ,444*** | ,419*** | ,436*** | ,417*** | ,432*** | ,421*** | ,439*** |
| 28 | ,622** | ,419*** | ,526*** | ,354*** | ,526*** | ,354*** | ,508*** | ,360*** | ,508*** | ,361*** | ,507*** | ,358*** | ,509*** | ,362*** |
| 29 | ,369*** | ,349*** | ,312*** | ,293*** | ,311*** | ,291*** | ,300*** | ,299*** | ,299*** | ,298*** | ,298*** | ,295*** | ,300*** | ,300*** |
| 30 | ,483*** | ,299*** | ,408*** | ,251*** | ,408*** | ,248*** | ,392*** | ,256*** | ,394*** | ,262*** | ,393*** | ,259*** | ,397*** | ,264*** |
| 31 | ,336*** | ,174*** | ,286*** | ,146*** | ,286*** | ,144*** | ,277*** | ,148*** | ,277*** | ,150*** | ,276*** | ,149*** | ,278*** | ,150*** |
| 32 | ,236*** | ,175*** | ,201*** | ,147*** | ,201*** | ,144*** | ,195*** | ,149*** | ,194*** | ,150*** | ,194*** | ,150*** | ,195*** | ,151*** |
| 33 | ,266*** | ,120*** | ,227*** | ,101*** | ,226*** | ,099*** | ,221*** | ,103*** | ,226*** | ,107*** | ,224*** | ,105*** | ,226*** | ,108*** |
| 34 | ,346*** | ,135*** | ,294*** | ,113*** | ,294*** | ,110*** | ,284*** | ,115*** | ,294*** | ,125*** | ,292*** | ,123*** | ,295*** | ,125*** |
| 35 | ,268*** | ,134*** | ,228*** | ,111*** | ,227*** | ,108*** | ,220*** | ,113*** | ,230*** | ,128*** | ,231*** | ,129*** | ,232*** | ,129*** |
| 36 | ,079*** | ,061*** | ,068*** | ,050*** | ,067*** | ,049*** | ,065*** | ,051*** | ,070*** | ,060*** | ,070*** | ,060*** | ,070*** | ,060*** |
| 37 | ,215*** | ,078*** | ,183*** | ,064*** | ,182*** | ,061*** | ,176*** | ,065*** | ,189*** | ,077*** | ,189*** | ,077*** | ,188*** | ,077*** |
| 38 | ,025*** | ,081*** | ,021*** | ,066*** | ,021*** | ,064*** | ,021*** | ,067*** | ,022*** | ,078*** | ,022*** | ,078*** | ,022*** | ,078*** |
| 39 | ,027** | ,047*** | ,023** | ,039*** | ,023** | ,038*** | ,022** | ,039*** | ,024** | ,046*** | ,024** | ,046*** | ,024** | ,046*** |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| ANNEE | | | | | | | | | | | | | | |
| 1968 | ,557*** | ,907* | ,545*** | ,874** | ,545*** | ,871** | ,552*** | ,870** | ,551*** | ,889* | ,550*** | ,889* | ,551*** | ,888* |
| 1969 | ,678*** | ,916 | ,666*** | ,890* | ,667*** | ,890* | ,670*** | ,888* | ,669*** | ,905* | ,670*** | ,907* | ,670*** | ,906* |
| 1970 | ,900 | ,920 | ,891 | ,905* | ,891 | ,904* | ,893 | ,905* | ,891 | ,914 | ,892 | ,916 | ,891 | ,915 |
| 1971 | ,861 | ,951 | ,855 | ,940 | ,855 | ,937 | ,857 | ,939 | ,857 | ,946 | ,858 | ,948 | ,857 | ,946 |
| 1972 | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 1973 | 1,087 | ,986 | 1,090 | ,993 | 1,090 | ,993 | 1,078 | ,997 | 1,084 | 1,001 | 1,085 | 1,003 | 1,085 | 1,002 |
| 1974 | 1,356*** | ,960 | 1,365*** | ,978 | 1,365*** | ,973 | 1,278** | 1,002 | 1,291** | 1,006 | 1,292** | 1,007 | 1,296** | 1,013 |
| 1975 | 1,264* | ,884* | 1,273* | ,903* | 1,272* | ,896* | 1,171 | ,931 | 1,196* | ,958 | 1,197 | ,959 | 1,201* | ,965 |
| 1976 | 1,657*** | ,900* | 1,668*** | ,923 | 1,666*** | ,917 | 1,503*** | ,958 | 1,543*** | 1,002 | 1,543*** | 1,002 | 1,549*** | 1,008 |
| 1977 | 1,598*** | ,792*** | 1,612*** | ,815*** | 1,610*** | ,808*** | 1,423*** | ,852** | 1,461*** | ,893* | 1,460*** | ,892* | 1,470*** | ,900* |
| 1978 | 2,161*** | ,741*** | 2,188*** | ,767*** | 2,185*** | ,759*** | 1,894*** | ,807*** | 1,944*** | ,849** | 1,944*** | ,850** | 1,956*** | ,856** |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |

| | | | | | | | | | | | | | | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|----------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| CEP | | | ,999 | 1,183*** | 1,006 | 1,250*** | ,993 | 1,185*** | 1,020 | 1,315*** | 1,019 | 1,312*** | 1,022 | 1,319*** |
| BEPC | | | ,989 | 1,255*** | ,995 | 1,322*** | ,979 | 1,258*** | 1,029 | 1,470*** | 1,024 | 1,458*** | 1,030 | 1,472*** |
| CAP | | | ,858* | 1,044 | ,866* | 1,120** | ,846* | 1,048 | ,893 | 1,237*** | ,890 | 1,231*** | ,892 | 1,238*** |
| BEP | | | ,873 | 1,041 | ,879 | 1,102* | ,869 | 1,043 | ,934 | 1,301*** | ,932 | 1,296*** | ,933 | 1,300*** |
| Bac techno. ou pro. | | | 1,012 | 1,021 | 1,017 | 1,059 | ,993 | 1,027 | 1,081 | 1,297*** | 1,080 | 1,297*** | 1,077 | 1,293*** |
| Bac général | | | ,775* | ,910 | ,781* | ,965 | ,751** | ,919 | ,817* | 1,181** | ,813 | 1,174** | ,815* | 1,179** |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | | 1,157 | ,859** | 1,165 | ,906* | 1,124 | ,867** | 1,222* | 1,118* | 1,218* | 1,113* | 1,218* | 1,112* |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | 1,205 | 1,026 | 1,212 | 1,060 | 1,117 | 1,051 | 1,219 | 1,345*** | 1,216 | 1,340*** | 1,209 | 1,327*** |
| N'a pas fini ses études | | | ,435*** | ,159*** | ,415*** | ,117*** | ,416*** | ,161*** | ,449*** | ,173*** | ,468*** | ,185*** | ,447*** | ,173*** |
| Non réponse | | | 1,021 | ,713*** | 1,023 | ,730*** | ,999 | ,717*** | 1,023 | ,763*** | 1,022 | ,761*** | 1,020 | ,759*** |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | | | ,932 | ,623*** | | | ,969 | ,731*** | 1,036 | ,818*** | ,968 | ,729*** |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| GROSSESSE | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Pas enceinte</i> | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Enceinte | | | | | | | | | 2,811*** | 6,575*** | 4,292*** | 9,953*** | 3,356*** | 7,734*** |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| SEX RATIO | | | | | | | | | ,988* | ,998 | ,988 | ,998 | ,988* | ,998 |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| MFPF/KM² | | | | | | | | | 1,056*** | ,977*** | 1,054*** | ,979*** | 1,054*** | ,979*** |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITE* GROSSESSE | | | | | | | | | | | ,583*** | ,593*** | | |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| MFPF/KM²*GROSSESSE | | | | | | | | | | | | | ,897*** | ,882*** |
| | | | | | | | | | | | | | | |
| X² (ddl) | 10601,598*** (66) | 13286,792*** (86) | 13525,791*** (88) | 13364,304*** (88) | 17427,360*** (94) | 17485,530*** (96) | 17499,077*** (96) | | | | | | | |
| | | 2685,194*** (20) | 238,999*** (2) | 77,512*** (2) | 4063,056*** (6) | 58,17*** (2) | 71,717*** (2) | | | | | | | |

Résumons-nous. Les derniers modèles de durée jusqu'à la mise en couple par le biais du mariage direct ou de la cohabitation que nous avons ici présentés fournissent plusieurs observations empiriques qui permettent d'évaluer les degrés de plausibilité respectifs des deux principaux modèles explicatifs de la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation observée en France depuis 1973 :

- i. le modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes voit une de ses prédictions centrales validée (l'activité des femmes réduit bien leur probabilité de mariage direct, par rapport à la probabilité de maintien hors couple), mais une autre de ses prédictions est invalidée (dans les années 1968-1978 l'activité des femmes n'accroît pas leur probabilité de cohabitation, par rapport à la probabilité de maintien hors couple), si bien que ce modèle ne semble pas pouvoir expliquer pourquoi la cohabitation est devenue plus fréquente par rapport au maintien hors couple (et non seulement par rapport au mariage direct) ; en outre, l'introduction de la variable d'activité professionnelle des femmes dans les modèles statistiques ne semble pas réduire « l'effet » de l'année sur la baisse de la probabilité de mariage direct ni sur la hausse de la probabilité de cohabitation, si bien que l'on peut douter que la hausse de l'activité professionnelle des femmes ait fortement contribué aux évolutions des modalités de mise en couple ;
- ii. le modèle de la pilule voit ses deux prédictions centrales validées (la disponibilité de la pilule, même identifiée de façon relativement grossière, semble bien réduire la probabilité de mariage direct et accroître la probabilité de cohabitation, par rapport à la probabilité de maintien hors couple), et son introduction dans les modèles statistiques réduit bel et bien « l'effet » de l'année sur la baisse de la probabilité de mariage direct et (plus encore) sur la hausse de la probabilité de cohabitation, si bien qu'il apparaît crédible que la mise à disposition de la pilule a pu enclencher puis contribuer aux évolutions des modalités de mise en couple.

Par conséquent, ce test empirique tend à rendre crédible le modèle explicatif de la pilule, au détriment du modèle de la hausse de l'activité professionnelle des femmes.

2.2.4. Bilan général sur la baisse de l'intensité et le report du calendrier de la primo-nuptialité

Parvenus au terme de nos investigations sur la baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation, il convient d'en dresser un bilan. Dans un premier temps, nous avons établi deux phénomènes empiriques :

- ✓ en France, c'est à partir de la génération 1947, ou à partir de l'année 1973, que la hausse de la fréquence de la cohabitation (sans ou avant mariage) au détriment du mariage direct déclenche le mouvement de baisse de l'intensité et de report du calendrier du premier mariage des hommes et des femmes (2.1.1) ;
- ✓ dans les (autres) pays occidentaux, c'est d'abord aux États-Unis, puis en Europe du Nord, puis en Europe de l'Ouest, et enfin seulement en Europe du Sud, que se déclenche ce mouvement de baisse de l'intensité et de report du calendrier du premier mariage des hommes et des femmes (2.1.2).

Ce constat empirique pose de toute évidence plusieurs questions :

- ✓ qu'est-ce qui a conduit les Français à choisir de *cohabiter* de plus en plus souvent, plutôt que de se marier directement ? On a là en réalité deux questions distinctes :
 - quel mécanisme a *enclenché* le mouvement de baisse de la primo-nuptialité (dans la génération 1947 ou dans l'année 1973) ?
 - quels mécanismes ont par la suite *nourri* ce mouvement de baisse de la primo-nuptialité (à partir de la génération 1947 ou de l'année 1973) ?
- ✓ qu'est-ce qui a conduit certains Occidentaux à réduire leur primo-nuptialité *avant* d'autres Occidentaux ? On a là une seule question :
 - quel mécanisme s'est *enclenché* dans certains pays occidentaux avant de s'enclencher dans les autres ?

Dans un second temps, nous avons cherché à répondre à ces questions, c'est-à-dire à restituer les « bonnes raisons » qu'ont pu avoir les individus de modifier leurs comportements de mise en couple. En nous appuyant sur plusieurs modèles explicatifs proposés par la théorie du choix rationnel, nous avons montré que trois modèles apparaissaient, de prime abord, plus performants que les autres (2.1.3). Une fois ces modèles identifiés, nous les avons soumis à plusieurs tests empiriques approfondis (outre des tests sur données agrégées françaises et internationales, nous les avons soumis à des tests sur données françaises individuelles : régressions logistiques du célibat définitif (2.2.2.1), régressions linéaires de l'âge au premier

mariage (2.2.2.2), modèles de durée jusqu'à la première mise en couple par mariage direct ou par cohabitation (2.2.3.2 et 2.2.3.4), et modèles de durée jusqu'au mariage des cohabitants (2.2.3.3)). Ce sont les conclusions que nous tirons de ces divers tests empiriques de ces modèles que nous présentons ici de façon synthétique.

Selon le premier modèle, l'essor de la cohabitation au détriment du mariage direct et l'essor de l'âge au premier mariage et du célibat définitif pourraient s'être enclenchés, puis s'être en partie nourris, de l'essor du chômage des jeunes (et plus particulièrement des jeunes hommes). En effet, le chômage des jeunes, en reportant les âges auxquels les individus acquièrent certaines des caractéristiques qui les rendent désirables aux yeux de leurs conjoints potentiels, et en reportant les âges auxquels ils acquièrent certains de leurs goûts en matière de choix du conjoint, aurait rendu la qualité des appariements précoces moins prévisible, ce qui aurait incité les individus, par précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. Les tests empiriques que nous avons menés afin d'évaluer le pouvoir explicatif de ce modèle nous amènent aux conclusions suivantes :

- i. il est peu probable qu'en France ce soit l'essor du chômage des jeunes (hommes) qui ait enclenché le mouvement de baisse de la primo-nuptialité ; en effet, c'est dès 1973 que les taux de primo-nuptialité aux âges jeunes commencent à chuter (figures 58 et 59), alors que l'on ne mesure pas encore les conséquences économiques qu'aura dans les années suivantes le choc pétrolier sur la croissance économique et le taux de chômage ;
- ii. il est très peu probable que ce soit l'essor du chômage des jeunes qui explique pourquoi le mouvement de baisse de la primo-nuptialité s'est enclenché dans tels pays occidentaux avant qu'il ne s'enclenche dans tels autres ; en effet, nombreux sont les pays occidentaux dont la primo-nuptialité commence à baisser avant que les effets de la crise économique ne se fassent ressentir sur le taux de chômage des jeunes, voire avant que la crise économique elle-même n'éclate (figures 32 et 35) ;
- iii. il est en revanche possible qu'en France l'essor du chômage des jeunes hommes ait contribué à nourrir le mouvement de baisse de la primo-nuptialité, puisqu'à un niveau agrégé depuis les années 1970 l'indicateur conjoncturel de primo-nuptialité est fortement corrélé négativement au taux de chômage des jeunes (figure 45) ; cela dit, l'essor du chômage des jeunes hommes n'a vraisemblablement que faiblement contribué à nourrir le mouvement de baisse de la primo-nuptialité, puisque la hausse du célibat définitif masculin et la hausse de l'âge des hommes et des femmes au premier mariage (ainsi que la hausse de la cohabitation) ont été

plus marqués chez les individus les plus diplômés, qui sont ceux qui sont le moins soumis au risque de chômage (2.2.2.1 et 2.2.2.2) ; ajoutons que, même si l'essor du chômage des jeunes a pu contribuer à nourrir le mouvement de baisse de la primo-nuptialité puisque, par rapport aux probabilités de rester hors couple, le chômage réduit effectivement la probabilité de mariage direct des hommes, l'essor du chômage des jeunes n'a pas sensiblement contribué à nourrir le mouvement d'essor de la cohabitation puisque, toujours par rapport aux probabilités de rester hors couple, le chômage réduit aussi la probabilité de cohabitation des hommes (2.2.3.2).

Selon le deuxième modèle, l'essor de la cohabitation au détriment du mariage direct et l'essor de l'âge au premier mariage et du célibat définitif pourraient s'être enclenchés, puis s'être en partie nourris, de l'essor de l'activité professionnelle des femmes. En effet, l'activité professionnelle des femmes, en réduisant les gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, aurait non seulement réduit le volume global de gains de l'union – ce qui aurait accru le risque de rupture – mais aussi accru la composante sentimentale de ces gains – ce qui aurait rendu la qualité de l'appariement moins prévisible –, toutes choses qui auraient incité les individus, par précaution, à cohabiter plutôt qu'à se marier directement. Les tests empiriques que nous avons menés afin d'évaluer le pouvoir explicatif de ce modèle nous amènent aux conclusions suivantes :

- i. il est peu probable qu'en France ce soit l'essor de l'activité professionnelle des femmes qui ait enclenché le mouvement de baisse de la primo-nuptialité ; en effet, à un niveau agrégé, c'est par un effet de période et non pas par un effet de génération que les taux de primo-nuptialité commencent à chuter en 1973 (figure 58), et dans la mesure où le rythme de croissance du taux d'activité professionnelle des femmes s'accélère aux alentours du début des années 1970 le mouvement est surtout marqué pour les 25-29 ans (figure 39) alors que le mouvement de baisse des taux de primo-nuptialité est surtout marqué pour les 20-23 ans (figure 58) ; en outre, si l'on admettait que l'essor de l'activité professionnelle des femmes a pu contribuer à enclencher le mouvement de baisse de la primo-nuptialité puisqu'à un niveau individuel, et par rapport aux probabilités de rester hors couple, l'activité professionnelle réduit effectivement la probabilité de mariage direct des femmes en 1968-1978, l'essor de l'activité professionnelle des femmes n'a pas sensiblement contribué à déclencher le mouvement d'essor de la cohabitation puisque, toujours par rapport aux probabilités de rester hors couple, l'activité

professionnelle n'accroît pas la probabilité de cohabitation des femmes en 1968-1978 (2.2.3.4) ; enfin, dans la mesure où l'on admettrait que l'essor de l'activité professionnelle des femmes a pu contribuer à enclencher le mouvement de baisse de la primo-nuptialité, sa contribution ne serait vraisemblablement que faible, puisqu'en 1968-1978 l'introduction de la variable d'activité professionnelle ne réduit pas sensiblement « l'effet » de la variable année sur la baisse de la probabilité de mariage direct (2.2.3.4) ;

- ii. il est peu probable que ce soit l'essor de l'activité professionnelle des femmes qui explique pourquoi le mouvement de baisse de la primo-nuptialité s'est enclenché dans tels pays occidentaux avant qu'il ne s'enclenche dans tels autres ; en effet, la date à partir de laquelle chaque pays occidental voit son âge au premier mariage s'accroître n'est pas *fortement* corrélée positivement avec la date à partir de laquelle son taux d'activité professionnelle des femmes de 25-29 ans dépasse le seuil de 50 % (figure 40) ;
- iii. il est en revanche possible qu'en France l'essor de l'activité professionnelle des femmes ait contribué à nourrir le mouvement de baisse de la primo-nuptialité, puisqu'à un niveau individuel, par rapport aux probabilités de rester hors couple, l'activité professionnelle réduit effectivement la probabilité de mariage direct et accroît la probabilité de cohabitation des femmes (2.2.3.2) ; cela dit, l'essor de l'activité professionnelle des femmes n'a vraisemblablement que faiblement contribué à nourrir le mouvement de baisse de la primo-nuptialité, puisque l'introduction de la variable d'activité professionnelle ne réduit pas sensiblement « l'effet » de la variable génération sur la baisse de la probabilité de mariage direct ni sur la hausse de la probabilité de cohabitation (2.2.3.2) ; notons enfin que, même si l'essor de l'activité professionnelle des femmes a pu contribuer à nourrir le mouvement de baisse de la primo-nuptialité en France, il ne semble pas en aller de même aux États-Unis, puisque la littérature internationale sur ce pays indique fortement que l'activité professionnelle des femmes ne réduit pas la primo-nuptialité (2.2.1.1).

Selon le troisième et dernier modèle, l'essor de la cohabitation au détriment du mariage direct et l'essor de l'âge au premier mariage et du célibat définitif pourraient s'être enclenchés, puis s'être en partie nourris, par la mise à disposition de la pilule contraceptive. En effet la pilule, en réduisant le risque de conception inopportune, réduit pour les femmes le coût des relations sexuelles hors mariage (plutôt que dans le mariage), ce qui à son tour réduit

pour les femmes mais aussi pour les hommes les gains du mariage par rapport à la cohabitation. D'une part les femmes qui prennent désormais la pilule n'ayant plus à craindre une conception inopportune, elles ont moins intérêt qu'auparavant – lorsque la pilule était indisponible – à conditionner des relations sexuelles à un mariage préalable ou, tout du moins, à des promesses de mariage en cas de conception. Et d'autre part les femmes qui, malgré la mise à disposition de la pilule, ne prennent pas la pilule ont toujours à craindre une conception inopportune, et ont donc toujours autant intérêt qu'auparavant à conditionner des relations sexuelles à un mariage préalable, mais, désormais mises en concurrence sur le marché sexuel et matrimonial avec des femmes qui – parce qu'elles prennent la pilule – acceptent des relations sexuelles hors mariage, ces femmes ne parviennent plus autant qu'auparavant à imposer aux hommes leur préférence pour des unions relativement engageantes. Ce sont là les deux raisons majeures pour lesquelles la pilule aurait réduit la primo-nuptialité. Et parallèlement, en rendant plus difficile la tâche qui consiste, pour les femmes notamment, à évaluer le degré d'intention d'engagement à long terme de leur conjoint, ces conséquences de la mise à disposition de la pilule auraient incité les individus à éprouver le degré d'intention d'engagement à long terme de leur conjoint au sein de la cohabitation. Ainsi, la cohabitation serait apparue comme un compromis entre hommes et femmes – un compromis dans lequel l'homme obtient des relations sexuelles à moindres frais en termes d'engagement et la femme obtient des signaux d'intention d'engagement à long terme à moindres frais en termes de conceptions inopportunes.

Les tests empiriques que nous avons menés afin d'évaluer le pouvoir explicatif de ce modèle nous amènent aux conclusions suivantes :

- i. il est possible qu'en France ce soit la mise à disposition de la pilule qui ait enclenché le mouvement de baisse de la primo-nuptialité ; en effet, à un niveau agrégé, c'est par un effet de période datant de 1973 que les taux de primo-nuptialité commencent à chuter (figures 58 et 59), et c'est à partir des environs de 1972 (date de promulgation des derniers décrets d'application de la loi Neuwirth) que le rythme de diffusion de la pilule s'accélère (figure 46), chacun de ces deux mouvements étant surtout marqué pour la même tranche d'âge (les 20-23 ans pour la primo-nuptialité féminine (figure 58) et les 20-24 ans pour la diffusion de la pilule (figure 49)) ; notons d'ailleurs que des observations analogues ont été réalisées pour ce qui concerne les États-Unis (Goldin, Katz 2002) ; en outre, l'idée selon laquelle la mise à disposition de la pilule a pu enclencher le mouvement de baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation est corroborée par le fait

qu'à un niveau individuel, et par rapport aux probabilités de rester hors couple, la disponibilité de la pilule réduit effectivement la probabilité de mariage direct et accroît effectivement la probabilité de cohabitation des femmes en 1968-1978 (2.2.3.4) ; cette observation concorde d'ailleurs avec l'observation selon laquelle ce sont bien les femmes cohabitantes, plutôt que les femmes mariées ou les femmes vivant hors couple, qui ont le plus rapidement adopté la pilule ; enfin, l'ampleur de la contribution de la mise à disposition de la pilule dans la baisse de la primo-nuptialité ne saurait être considérée comme négligeable, puisque l'introduction de la variable de disponibilité de la pilule réduit sensiblement « l'effet » de la variable année sur la baisse de la probabilité de mariage direct comme sur la hausse de la probabilité de cohabitation (2.2.3.4) ;

- ii. il est possible que ce soit la mise à disposition de la pilule qui explique pourquoi le mouvement de baisse de la primo-nuptialité s'est enclenché dans tels pays occidentaux avant qu'il ne s'enclenche dans tels autres ; en effet, la date à partir de laquelle chaque pays occidental voit son âge au premier mariage s'accroître est fortement corrélée positivement avec la date à partir de laquelle il met la pilule à disposition (figure 51) ;
- iii. il est possible qu'en France la mise à disposition de la pilule ait contribué à nourrir le mouvement de baisse de la primo-nuptialité ; en effet, la hausse de l'âge au premier mariage (ainsi que la hausse de la cohabitation) a été plus marquée chez les femmes les plus diplômées, qui sont celles qui avaient initialement le plus de chances d'utiliser la pilule (2.2.2.2) ; en outre, l'idée selon laquelle la mise à disposition de la pilule a pu contribuer à nourrir le mouvement de baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation est corroborée par le fait que par rapport aux probabilités de rester hors couple, la disponibilité de la pilule réduit la probabilité de mariage direct et accroît la probabilité de cohabitation des femmes (2.2.3.2) ; enfin, l'ampleur de la contribution de la mise à disposition de la pilule dans la baisse de la primo-nuptialité ne saurait être considérée comme négligeable, puisque l'introduction de la variable de disponibilité de la pilule réduit sensiblement « l'effet » de la variable génération sur la baisse de la probabilité de mariage direct comme sur la hausse de la probabilité de cohabitation (2.2.3.2) ;
- iv. il est probable qu'en France mais aussi dans d'autres pays comme les États-Unis (figure 55) la mise à disposition de la pilule ait enclenché, puis contribué à nourrir, les modifications de l'état matrimonial dans lequel les couples conçoivent ou

voient naître leurs enfants ; notamment, aucun mécanisme autre que ceux reliés à la pilule ne semble capable d'expliquer pourquoi la part des conceptions hors mariage a transitoirement baissé de 1973 à 1979, avant de croître fortement de 1979 à nos jours¹⁰⁸ (figure 52), ni pourquoi le Japon – qui est le seul pays développé à n'avoir pas mis à disposition la pilule avant les années 2000 – est aussi le seul pays développé à n'avoir pas vu sa part de naissances hors mariage augmenter.

Par conséquent, même si l'essor du chômage des jeunes et du travail des femmes (voire d'autres évolutions) ont peut-être contribué à la baisse de la primo-nuptialité française au profit de la cohabitation depuis la génération 1947 ou l'année 1973 – et encore, avec les multiples restrictions susmentionnées –, le plus vraisemblable est que c'est l'introduction de la pilule qui a non seulement contribué le plus fortement à la baisse de la primo-nuptialité française au profit de la cohabitation, mais qui en outre l'a déclenchée. Le modèle explicatif de la pilule est, de loin, le plus performant pour expliquer les phénomènes observés, et considéré isolément des autres il apparaît satisfaisant : il a résisté à chacune des épreuves empiriques auxquelles nous avons pu le soumettre.

Toutefois, cela ne doit pas nous empêcher d'admettre les limites de l'analyse ici proposée. La plus grande d'entre elles – outre que, comme il arrive le plus souvent, les modèles statistiques que nous avons estimés ne rendent pas compte de *toute* la variance des variables à expliquer – est sans doute la suivante : le modèle de la pilule, pas plus que les modèles de l'essor du chômage des jeunes ou de l'essor du travail des femmes (ou les autres modèles présentés), ne permet d'expliquer pourquoi, *avant* la génération 1947 ou l'année 1973, la primo-nuptialité s'est accrue plutôt que de stagner ou même de décroître. Plus précisément, si nos analyses permettent de comprendre pourquoi, depuis 1973, l'âge moyen au premier mariage a fortement augmenté, elles ne permettent pas d'expliquer pourquoi, depuis la fin du XVIII^e siècle jusqu'aux années 1970, il a baissé (figure 11). Il s'agit là d'un véritable mystère qui mériterait des investigations approfondies.

¹⁰⁸ Rappelons ici cette explication, déjà mentionnée plus haut. Dans un premier temps, la pilule, en permettant aux couples de n'avoir que les enfants qu'ils désirent, les a conduits à ne plus concevoir d'enfants non désirés, ce qui, en réduisant la part de conceptions pré-nuptiales (c'est-à-dire de mariages précipités par un « accident »), a réduit la part de conceptions hors mariage. Dans un second temps, cet effet a été plus que compensé par une autre conséquence de la mise à disposition de la pilule : la pilule, en réduisant la crainte des femmes des conceptions inopportunes et en réduisant leur pouvoir de négociation, a conduit les couples à cohabiter hors mariage plutôt qu'à se marier directement, et pour les mêmes raisons elle a conduit les couples à s'engager par la décision commune d'arrêter la pilule plutôt que par la décision de se marier (notamment suite à une conception), ce qui, en accroissant la part des naissances hors mariage (désormais, des naissances désirées par les deux parents et valant donc engagement), a accru la part de conceptions hors mariage.

2.3. L'écart d'âge entre conjoints : observations et tests empiriques sur diverses données

I am now more than fifty years of age, and if you ask me what are the immutable rules of marriage, I can think of only one: a man never leaves his wife for an older woman. Apart from that, anything that is possible is normal.
Julian Barnes, *Talking it over*, 1991

Au sein des couples, l'homme est généralement plus âgé que la femme. Il semble même que ni les historiens ni les anthropologues ni les sociologues ou démographes n'aient rencontré de société humaine qui échappe durablement à cette régularité : presque partout, presque toujours, les couples connaissent en moyenne un écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme. Le caractère apparemment universel de l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme pose au chercheur en sciences sociales une question simple : pourquoi existe-t-il au sein des couples un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme, plutôt qu'aucun écart d'âge, ou plutôt qu'un écart d'âge moyen au profit de la femme ?

L'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme peut effectivement apparaître énigmatique à deux égards au moins. D'une part, comme « chaque âge a ses plaisirs » et ses centres d'intérêt spécifiques, et qu'au sein de leurs couples les femmes (ainsi que, dans une moindre mesure, les hommes) accordent une grande importance à la qualité des communications verbales entre conjoints (Davis 1998), on pourrait imaginer que les individus cherchent à se mettre en couple avec un conjoint d'un âge le plus proche possible du leur, ce qui conduirait (en moyenne) les conjoints à avoir entre eux un écart d'âge nul. D'autre part, on pourrait imaginer que les individus cherchent à se mettre en couple avec un conjoint d'un âge tel qu'il leur permette de minimiser leur risque de veuvage ; étant donné que dans la plupart des sociétés humaines (notamment les sociétés occidentales contemporaines) les hommes meurent plus précocement que les femmes, les conjoints seraient alors conduits à préférer un écart d'âge entre conjoints au profit de la femme (Choo, Siow 2005). Mais ce n'est pas ce que l'on observe. Alors, pourquoi les femmes et les hommes semblent-ils universellement préférer se mettre en couple avec un conjoint – respectivement – plus âgé et plus jeune qu'eux ?

C'est à cette question que nous cherchons à répondre ici. Pour cela, nous présentons un bilan de la littérature empirique internationale sur le sujet, puis nous proposons un modèle susceptible d'expliquer non seulement l'existence de l'écart d'âge entre conjoints, mais aussi

les variations de son ampleur entre sociétés et entre couples d'une même société. Nous procédons ensuite à des analyses empiriques destinées à évaluer dans quelle mesure ce modèle dispose encore d'un pouvoir explicatif en ce qui concerne les couples formés dans la France contemporaine.

2.3.1. L'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme : un phénomène universel, mais d'intensité variable

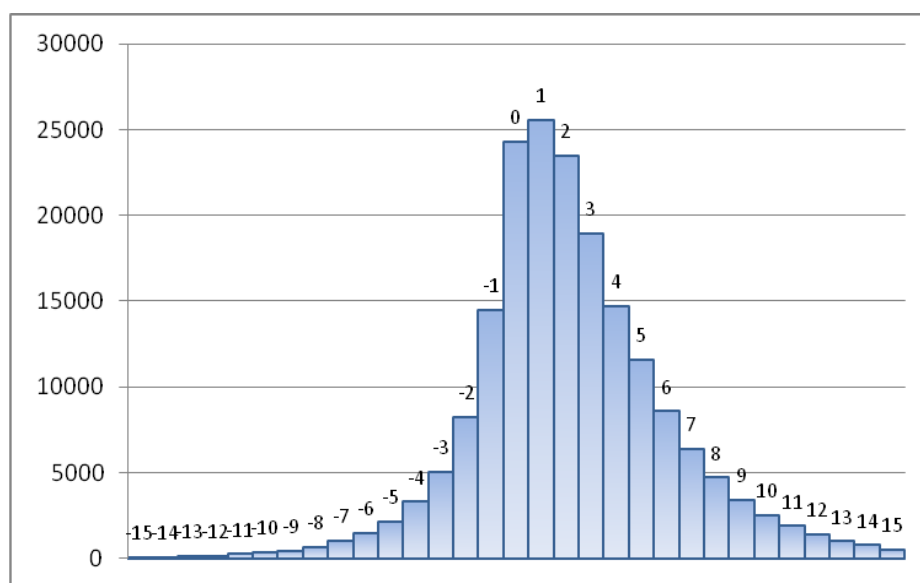
L'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme est la différence entre l'âge de l'homme et l'âge de la femme d'un couple (marié ou non). Dans les sociétés humaines, l'écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme apparaît presque toujours positif. Par exemple, dans des sociétés du passé, l'écart d'âge moyen entre époux au profit de l'homme est de trois à quatre ans dans deux cités de l'Amérique coloniale du XVIII^e siècle (Hampton dans le New Hampshire, et Perquimans en Caroline du Nord) (Gallman 1984), et il est d'environ deux ans en France des années 1790 aux années 1820 (Houdaille 1982). Il en va de même dans les sociétés contemporaines. Les hommes nouvellement mariés sont en moyenne plus âgés que leurs épouses dans chacun des 91 pays et à chacune des périodes pour lesquelles des données sont disponibles des années 1900 aux années 1980 (sauf la Yougoslavie en 1945-1949, où l'écart d'âge moyen entre conjoints est de 0,1 an au profit des femmes) (Nations Unies 1990). Les hommes nouvellement mariés sont aussi en moyenne plus âgés que leurs épouses dans 201 pays sur 202 au cours des années 1990 et 2000 (l'exception étant San Marin, où l'écart d'âge moyen entre conjoints en 1995 est de 0,1 an au profit des femmes) (Nations Unies 2000 ; Nations Unies 2007). Dans ces 202 pays observés dans les années 1990 et 2000, l'écart d'âge moyen entre nouveaux époux était de 3,5 ans au profit de l'homme, l'écart-type de la distribution étant de 1,6.

En France en 1999 (donc, « en stock »), l'homme est plus âgé que sa conjointe dans deux couples sur trois, tandis que la femme n'est plus âgée que son conjoint que dans un couple sur cinq (un couple sur dix comprenant des conjoints nés la même année) (Barre, Vanderschelden 2004).¹⁰⁹ En outre, l'écart d'âge entre conjoints se trouve être de plus grande ampleur lorsque c'est l'homme, plutôt que la femme, qui est le plus âgé : quand c'est l'homme qui est le plus âgé, dans 37 % des cas il a plus de cinq années de plus que sa conjointe, alors que lorsque c'est la femme qui est la plus âgée elle n'a plus de cinq années de plus que son conjoint que dans 21 % des cas (Barre, Vanderschelden 2004).

¹⁰⁹ Cette répartition des écarts d'âge entre conjoints se retrouve, à l'identique, dans le Canada contemporain (Duchesne 2004).

Parmi les mariages de célibataires célébrés en France en 2007 (« en flux »), les mariages les plus fréquents sont ceux qui unissent une femme à un homme d'un an son aîné. Il est frappant de constater combien les mariages inverses – dans lesquels c'est la femme qui a un an de plus que son époux – sont comparativement rares : ils sont moins fréquents que les mariages dans lesquels la femme a deux, trois ou même quatre ans de moins que son époux. La répartition des écarts d'âge entre conjoints au premier mariage est ainsi fortement biaisée au profit des couples dans lesquels l'homme est plus âgé que son épouse (figure 66).

Figure 66. Nombre de mariages par écart d'âge au profit de l'homme entre nouveaux époux – France, 2007



Champ : les 188 012 mariages entre célibataires en France métropolitaine en 2007 dont l'écart d'âge entre conjoints ne dépasse pas (en valeur absolue) 15 années.

Source : INSEE, état civil.

Si l'écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme est (presque) universellement positif, le degré auquel il est positif, lui, varie. À partir des données mises à disposition par les Nations Unies et à partir de la littérature empirique internationale sur le sujet, nous analysons ici les variations d'écart d'âge entre conjoints, tout d'abord au niveau agrégé (en observant comment l'écart d'âge varie entre pays contemporains ainsi qu'au fil du temps), puis au niveau individuel (en observant comment l'écart d'âge varie entre couples d'une même société). Cela nous permettra d'établir de façon solide plusieurs observations, qu'il s'agira par la suite d'essayer d'expliquer.

2.3.1.1.L'écart d'âge entre conjoints sur données agrégées : ses variations entre sociétés contemporaines, et au fil du temps

Dans les années 1990 et 2000, alors que l'écart d'âge moyen entre nouveaux époux n'était que de 1,2 an en Irlande et 1,3 an au Vietnam, il était de 8,8 ans en Gambie et 9 ans en Guinée. De nos jours, les variations de l'écart d'âge moyen entre conjoints entre les pays du monde sont donc d'ampleur non négligeable. Mais quelles sont les caractéristiques dont les variations sont reliées à ces variations d'écart d'âge entre conjoints ? Pour le savoir, nous avons constitué à partir des statistiques mises à disposition par les Nations Unies une base de données recensant, pour tous les pays du monde pour lesquels des données sont disponibles, non seulement l'écart d'âge moyen entre nouveaux époux, mais aussi divers indicateurs sociodémographiques ou économiques.¹¹⁰

Notons d'emblée que de telles données statistiques sont imparfaites : non seulement chacune des variables disponibles (notamment les âges moyens des femmes et des hommes au premier mariage) n'a pas été collectée dans chacun des 233 « pays ou entités »¹¹¹ recensés au total, mais en outre certaines variables ont été définies de façon légèrement différente selon les pays (et ce, malgré les efforts d'harmonisation de l'ONU), et enfin la date exacte à laquelle elles ont été collectées n'est pas toujours la même (même si c'est le plus souvent une année entre 2000 et 2007, elle peut remonter jusqu'aux années 1990, sachant que les données datant des années 1990 sont plus souvent les seules à être disponibles pour les pays les moins développés du point de vue socioéconomique). Estimant toutefois que de telles données sont trop précieuses – et irremplaçables – pour n'être pas exploitées, nous proposons de les analyser afin, tout au moins, d'en dégager quelques grandes tendances.

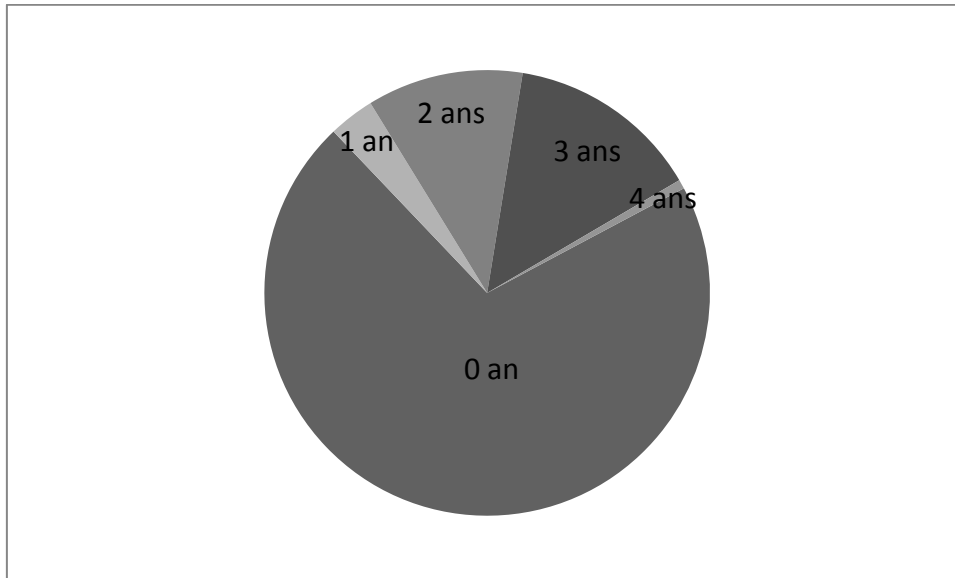
Avant d'analyser les comportements de choix du conjoint en matière d'âge, rappelons toutefois ce que permet le droit. Quel est, dans les pays contemporains, l'écart entre les âges minimaux légaux au mariage pour les hommes et pour les femmes ? Comme on le voit (figure 67), parmi les 150 pays pour lesquels des données sont disponibles, plus de 70 % ont établi des âges minimaux légaux au mariage qui sont identiques pour les hommes et les femmes, tandis que dans les pays restants l'âge minimal légal au mariage est toujours supérieur chez

¹¹⁰ Ces données statistiques sont fournies sur le site Internet des Nations Unies (United Nations Statistical Databases), et proviennent de plusieurs sources : le *Demographic Yearbook System*, la *Millennium Indicators Database*, les *Social Indicators*, les *Statistics and Indicators on Women and Men*, et l'enquête *World Contraceptive Use 2005*.

¹¹¹ Ces « pays ou entités » sont, pour la grande majorité d'entre eux, des États (dans l'ordre alphabétique, de l'Afghanistan au Zimbabwe), mais certains ne le sont pas, comme par exemple les départements d'outre-mer français, qui sont – pour une raison qui nous est inconnue – distincts de la métropole.

les hommes à ce qu'il est chez les femmes (le plus souvent supérieur de 2 ou 3 ans, mais parfois aussi d'1 ou même 4 ans).

Figure 67. Écart entre les âges légaux minimaux au mariage des hommes et des femmes – 150 pays du monde, au début des années 2000



Source : Nations Unies

Il apparaît donc que, si les différences entre les normes juridiques s'appliquant aux hommes et aux femmes sont conformes aux comportements des couples – tous les pays qui permettent aux membres d'un sexe de se marier plus précocement que les membres de l'autre sexe le permettent aux femmes, et non pas aux hommes –, dans la plupart des pays de telles différences entre les normes juridiques d'âge nubile n'existent pas. Dans de tels cas, les normes juridiques n'interdisant pas aux hommes de se marier à partir du même âge que les femmes, elles ne peuvent pas expliquer l'existence d'un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme.

Comment l'écart d'âge moyen entre conjoints varie-t-il entre les divers pays du monde, à l'époque contemporaine ? Pour le savoir, le tableau récapitulatif suivant liste les corrélations entre, d'une part, l'écart d'âge entre nouveaux époux et, d'autre part, divers indicateurs sociodémographiques et économiques (tableau 25). Qu'observe-t-on ?

Tableau 25. Corrélations bivariées (coefficient de corrélation de Pearson) entre l'écart d'âge entre conjoints et diverses variables – tous les pays du monde, années 1990-2000

| | | N | Écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme |
|---|---|-----|--|
| a | Âge moyen des hommes au 1 ^{er} mariage | 202 | -0,247*** |
| b | Âge moyen des femmes au 1 ^{er} mariage | 202 | -0,642*** |
| c | Taux brut de nuptialité | 101 | -0,094 |
| d | Part d'hommes non célibataires à 45-49 ans | 191 | 0,252*** |
| e | Part de femmes non célibataires à 45-49 ans | 195 | 0,244** |
| f | Écart entre les âges minima légaux au mariage | 141 | 0,395*** |
| g | Part de moins de 15 ans dans la population | 197 | 0,581*** |
| h | Part de 60 ans ou plus dans la population | 197 | -0,433*** |
| i | Espérance de scolarité masculine | 166 | -0,582*** |
| j | Espérance de scolarité féminine | 166 | -0,627*** |
| k | Taux d'activité masculin | 178 | 0,413*** |
| l | Taux d'activité féminin | 178 | 0,013 |
| m | Salaires féminins relativement aux salaires masculins | 63 | -0,239 |
| n | Produit intérieur brut par tête | 190 | -0,417*** |
| o | Indicateur conjoncturel de fécondité | 193 | 0,650*** |
| p | Taux de prévalence des méthodes de contraception | 165 | -0,661*** |

Source : Nations Unies

L'écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme tend à être relativement élevé dans les pays dans lesquels les hommes et, plus encore, les femmes se marient relativement tôt (a et b) et se marient relativement fréquemment (d et e), et dans lesquels les femmes sont relativement fécondes (o) et utilisent relativement peu la contraception (p). Ce sont aussi des pays relativement jeunes (g et h) et pauvres (n), dans lesquels les hommes et plus encore les femmes sont relativement peu scolarisés (i et j).¹¹² Même si ce descriptif n'est pas parfaitement univoque (l'écart d'âge entre conjoints n'est pas lié de façon significative au taux brut de nuptialité, au taux d'activité féminin ni au niveau relatif de salaire des femmes), il apparaît de façon assez claire que le développement socioéconomique et ses corrélats – scolarisation, enrichissement, report du mariage, baisse de la fécondité, vieillissement, etc. – vont de pair avec des écarts d'âge entre conjoints réduits.¹¹³ Dans une étude concernant 57 pays du monde autour de 1960, on avait déjà observé que « les maris sont plus âgés que leurs épouses dans toutes les sociétés, avec un écart d'âge allant de deux ans en Yougoslavie à neuf

¹¹² Le fait que l'écart d'âge entre conjoints tend à décroître avec le niveau d'instruction des femmes avait déjà été repéré dans une analyse portant sur les couples (mariés ou non) formés entre 1974 et 1984 dans 28 pays en développement d'Asie, d'Afrique et d'Amérique (Casterline *et al.* 1986).

¹¹³ Cette observation réalisée entre pays concorde avec l'observation réalisée entre régions françaises au XIX^e siècle. En effet, en France à cette époque, l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme est plus élevé dans le Sud – relativement pauvre et peu industrialisé – qu'il ne l'est dans le Nord (Le Bras, Todd 1981, p. 183 ; Bonneuil 1992).

ans en Libye. En général, plus les épouses sont jeunes à leur mariage plus la différence d'âge avec leur époux est grande : les hommes du Moyen Orient ont en moyenne plus de cinq années de plus que leurs épouses, l'écart d'âge baissant à trois ans en Europe occidentale » (Dixon 1971). De tels résultats ont aussi été répliqués sur des données récentes (Saardchom 2001).

Si l'on étudie non plus les variations de l'écart d'âge entre conjoints *entre pays*, mais les évolutions de l'écart d'âge entre conjoints *au fil du temps*, qu'observe-t-on ? En France, on a fait remarquer que « l'écart entre hommes et femmes tend à se réduire au fil des générations » (Barre, Vanderschelden 2004) : l'écart d'âge entre conjoints passe de 2,8 ans en moyenne pour les couples formés dans les années 1950 à 2,3 ans pour ceux formés dans les années 1990 (Vanderschelden 2006b). Alors que les couples dont l'homme a plus d'un an que sa femme constituaient 62 % des couples formés dans les années 1950 (contre 11 % de couples dans lesquels c'est la femme qui avait plus d'un an que l'homme), ils ne constituent plus « que » 54 % des couples formés dans les années 1990 (contre 16 % de couples dans lesquels c'est la femme qui avait plus d'un an que l'homme) (Vanderschelden 2006b). En France donc, au fil de la seconde moitié du XX^e siècle, l'écart d'âge entre conjoints a eu tendance à baisser.¹¹⁴

C'est ce que l'on observe plus généralement en Europe occidentale, où l'écart d'âge entre conjoints est passé de 3,7 ans dans les années 1950 à 3,5 ans dans les années 1960, 3,2 ans dans les années 1970, 2,9 ans dans les années 1980 et 2,8 ans dans les années 1990 (Nations Unies 1990 ; Nations Unies 2007). Sur plus long terme, l'écart d'âge entre nouveaux époux est passé de 4,5 ans dans les années 1850 à 2,6 ans dans les années 1970 aux Pays-Bas (avant de se stabiliser jusqu'aux années 1990) (Van Poppel *et al.* 2001), et de même il s'est réduit des années 1930 aux années 1980 dans un comté de Floride (Wheeler, Gunter 1987). Sur les quatre autres continents, l'écart d'âge a eu tendance à baisser des années 1950 ou 1960 aux années 1990 dans près de 90 % des pays (64 pays sur 72 pour lesquels des données sont disponibles) (Nations Unies 1990). En Afrique plus particulièrement, on observe « un resserrement de l'écart d'âge entre conjoints dans la quasi-totalité des pays » (Hertrich, Pilon 1997) ; sur 32 pays analysés, seuls trois ont connu un accroissement de l'écart d'âge entre conjoints entre les années 1960 et 1990 (et encore s'agit-il notamment du Rwanda et du

¹¹⁴ Même si ce n'est pas ici notre objet, notons que cette réduction de l'écart d'âge moyen entre conjoints au fil du temps peut avoir des conséquences dans des domaines relativement inattendus. Par exemple, on a montré que la baisse de l'écart d'âge entre conjoints aux États-Unis entre les générations 1900 et 1955, en réduisant le risque de veuvage pour les femmes et en accroissant celui des hommes, a réduit la propension des femmes et accru celle des hommes à fréquenter les maisons de retraite (Lakdawalla, Schoeni 2003).

Burundi, qui affichaient sur la période ancienne des écarts d'âge particulièrement faibles, de 0,8 et 2,5 ans); et alors que dans les années 1960 à peine un tiers des pays analysés connaissaient un écart d'âge moyen inférieur à six ans, c'est le cas, dans les années 1990, des deux tiers d'entre eux (Hertrich, Pilon 1997). Par exemple, l'écart d'âge moyen entre nouveaux époux est passé de 5,6 ans en 1966 à 3,7 ans en 1998 en Algérie (Ouadah-Bedidi, Vallin 2003), et de 10 ans en 1967 à 5,5 ans en 2001 à Kinshasa (Kayiba Mbelu 2005).

À un niveau agrégé, on observe donc que l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme tend à être plus élevé dans les sociétés moins développées, et que l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme tend à décroître au fil du temps dans la plupart des pays du monde. Voyons maintenant comment varie l'écart d'âge non plus entre sociétés ou au fil du temps, mais entre couples d'une même société.

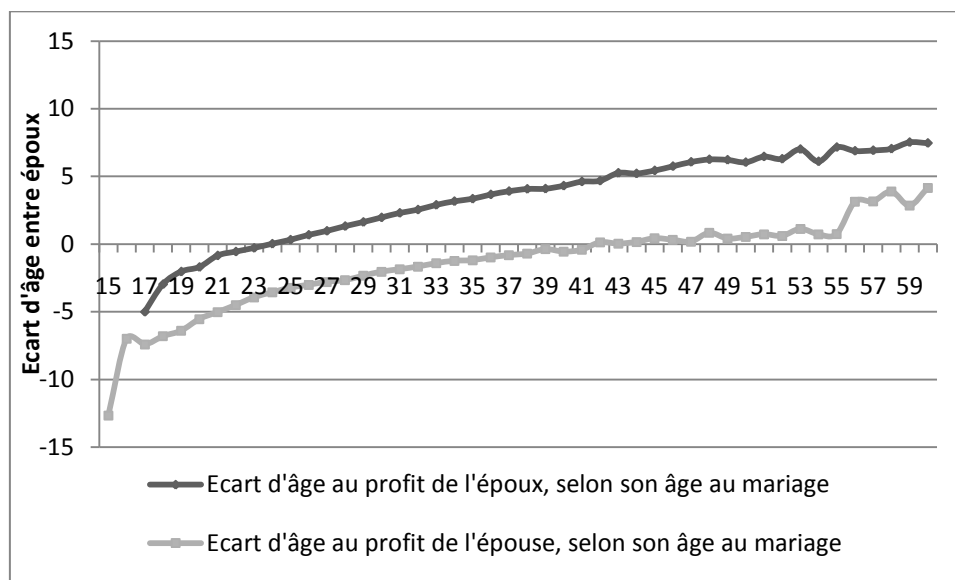
2.3.1.2.L'écart d'âge entre conjoints sur données individuelles : ses variations selon l'âge au mariage de chaque conjoint

Si la littérature empirique internationale sur l'écart d'âge entre conjoints a repéré une association statistique forte entre l'écart d'âge entre conjoints et une autre variable, c'est bien avec l'âge au mariage de chaque conjoint : à notre connaissance, dans toutes les sociétés humaines qui ont fait l'objet d'investigations sur ce point, l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme croît avec l'âge de l'homme à la mise en couple et décroît avec l'âge de la femme à la mise en couple.¹¹⁵ En d'autres termes, plus les hommes se mettent en couple tardivement plus c'est avec une femme relativement plus jeune qu'eux, alors que plus les femmes se mettent en couple tardivement moins c'est avec un homme relativement plus âgé qu'elles. En d'autres termes encore, alors que l'âge des hommes à la mise en couple creuse l'écart d'âge avec leur conjointe, l'âge des femmes à la mise en couple comble l'écart d'âge avec leur conjoint. On a parfois suggéré que plus les individus se mettent en couple tard, plus les autres membres de leur génération se sont déjà mis en couple, ce qui les conduirait à rechercher leur conjoint dans d'autres groupes d'âge que le leur ; toutefois, cela ne saurait expliquer les variations d'écart d'âge selon l'âge à la mise en couple, puisqu'on se demande pourquoi les hommes recruteraient leurs conjointes dans des groupes d'âge de plus en plus jeunes par rapport au leur, alors que dans la même situation les femmes recruteraient leurs conjoints dans des groupes d'âge de plus en plus proches du leur.

¹¹⁵ Ce phénomène observé au niveau individuel diffère donc du phénomène observé au niveau agrégé, puisqu'entre pays dans les années 1990 et 2000 l'écart d'âge moyen entre époux décroît non seulement avec l'âge moyen des femmes au mariage mais aussi – moins fortement – avec l'âge moyen des hommes au mariage (tableau 25).

Observons précisément l'écart d'âge moyen entre époux selon l'âge des époux au mariage, parmi les individus qui se sont mariés pour la première fois en France en 2007 (figure 68).

Figure 68. Écart d'âge moyen entre époux selon l'âge des époux au mariage – France, 2007



Champ : les 189 809 mariages entre célibataires en France métropolitaine en 2007.
Source : INSEE, état civil.

Sur ce graphique, plusieurs phénomènes sont repérables. Tout d'abord, les deux courbes sont croissantes (plutôt que d'être stables ou décroissantes), ce qui signifie que plus un individu (homme ou femme) se marie à un âge tardif (en abscisses), plus il a de chances d'être relativement plus âgé ou relativement moins jeune que son époux. Cela correspond au fait qu'il existe une corrélation *positive* entre les âges des époux : en matière d'âges, « qui se ressemble s'assemble ». Cette observation a déjà été réalisée dans chacun des 28 pays en développement d'Asie, d'Afrique et d'Amérique dans lesquels étaient analysés les couples (mariés ou non) formés entre 1974 et 1984 (même en contrôlant les niveaux de diplôme des conjoints (Casterline *et al.* 1986). Une part de ce phénomène pourrait s'expliquer par un pur effet probabiliste : plus on avance en âge, plus le stock de conjoints disponibles qui sont plus jeunes croît au détriment du stock de conjoints disponibles qui sont plus âgés, accroissant ainsi la probabilité de se mettre en couple avec un conjoint plus jeune, plutôt que plus âgé.

Ensuite, si l'on considère non plus la direction des courbes mais leur niveau, il apparaît que la courbe des hommes dépasse la valeur zéro (aucun écart d'âge) dès qu'ils ont atteint 24 ans (soit, bien avant l'âge moyen des hommes au premier mariage en 2007, qui est de 31,4 ans), alors que la courbe des femmes ne la dépasse qu'à 42 ans (soit, bien après l'âge moyen des femmes au premier mariage en 2007, qui est de 29,5 ans). Aux âges de plus forte

nuptialité, donc, les hommes sont en moyenne plus âgés que leur épouse, et les femmes sont en moyenne moins âgées que leur époux. Au total, l'écart d'âge moyen entre nouveaux époux en France en 2007 est de 2,22 ans, au profit de l'homme.

Enfin – et c'est le point qui importe ici le plus –, à partir de 24 ans la courbe des hommes dépasse la valeur *zéro de plus en plus* (plutôt que de se maintenir à un même niveau), et de même jusqu'à 41 ans la courbe des femmes se rapproche de *zéro de plus en plus*. Cela signifie que plus un homme se marie tard à partir de 24 ans plus il est relativement plus âgé que son épouse (plus l'écart d'âge se creuse), alors que plus une femme se marie tard jusqu'à 42 ans moins elle est relativement plus jeune que son époux (plus l'écart d'âge se comble). On observe donc bien qu'aux âges de plus forte nuptialité, plus les hommes se marient tard plus l'écart d'âge avec leur épouse se creuse, alors que plus les femmes se marient tard plus l'écart d'âge avec leur époux se comble.

Comme nous l'avons dit, un tel phénomène a été observé dans des sociétés de diverses époques et de plusieurs continents. Pour ce qui concerne des périodes historiques, « l'écart d'âge entre époux apparaît d'autant plus élevé que la mariée est plus jeune » au Canada au XVII^e siècle (Charbonneau 1980), et l'écart d'âge entre époux est d'autant plus élevé que l'homme est plus âgé lors de son premier mariage dans deux cités de l'Amérique coloniale du XVIII^e siècle (Hampton dans le New Hampshire, et Perquimans en Caroline du Nord) (Gallman 1984). Analysant les mariages de la première moitié du XX^e siècle dans un village de l'île grecque de Karpathos, dans le Dodécanèse, un chercheur note aussi : « étant donné que le vieillissement biologique a des effets différents sur la valeur matrimoniale des deux sexes, la différence d'âge entre époux variait [...] selon l'âge au mariage de l'homme. Elle était d'autant plus importante que ce dernier était plus âgé : deux ans pour les hommes de 21 à 25 ans et jusqu'à vingt ans pour les hommes de 51 à 60 ans » (Vernier 1985).

Concernant des sociétés contemporaines, on a observé qu'en RFA dans les générations 1932-1933, « à mesure qu'ils avancent en âge, les hommes choisissent leur partenaire dans un éventail élargi et épousent des femmes qui sont, par rapport à eux, de plus en plus jeunes » (Festy 1971). On a aussi observé que dans 18 pays d'Afrique subsaharienne des années 1990, l'écart d'âge entre conjoints est plus faible si la femme en est à sa seconde union ou, plus encore, à sa énième union, plutôt qu'à sa première union (Barbieri, Hertrich 2005). Il semble en aller de même en Algérie en 1998, puisque « les écarts entre conjoints sont les plus faibles là [dans les régions administratives] où l'âge moyen au premier mariage des femmes est le plus élevé » (Ouadah-Bedidi, Vallin 2003). L'écart d'âge entre nouveaux époux est aussi

d'autant plus prononcé que l'homme se marie plus tard et que la femme se marie plus tôt au Brésil en 1996 (Otta *et al.* 1999) ainsi qu'à Haïti en l'an 2000 (Cayemittes *et al.* 2001).

Concernant la France aussi, les résultats dont on dispose sont analogues. À Paris, dans les promotions de mariage 1936, 1956, 1960 et 1964, l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme est d'autant plus élevé que l'homme s'est marié plus tardivement (Vallot 1971). Dans les premières unions formées en France entre 1968 et 1985, l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme croît avec l'âge de l'homme à la mise en couple, et décroît avec l'âge de la femme à la mise en couple (Bozon 1990).¹¹⁶ Parallèlement, l'écart d'âge entre conjoints est inférieur dans les premières unions masculines à ce qu'il est dans les secondes unions masculines (9 mois contre 49 mois), alors qu'il est supérieur dans les premières unions féminines à ce qu'il est dans les secondes unions féminines (40 mois contre 25 mois) (Bozon 1990). De même, dans les premières unions en 1984, les femmes plus âgées que leur conjoint ont pour particularité de s'être mises en couple particulièrement tard (Bozon 1991b). Ce phénomène reste observé dans les périodes plus récentes : dans les premières unions l'écart d'âge entre conjoints est plus fort si l'homme s'est mis en couple plus tard et si la femme s'est mise en couple plus tôt (Vanderschelden 2006b).¹¹⁷

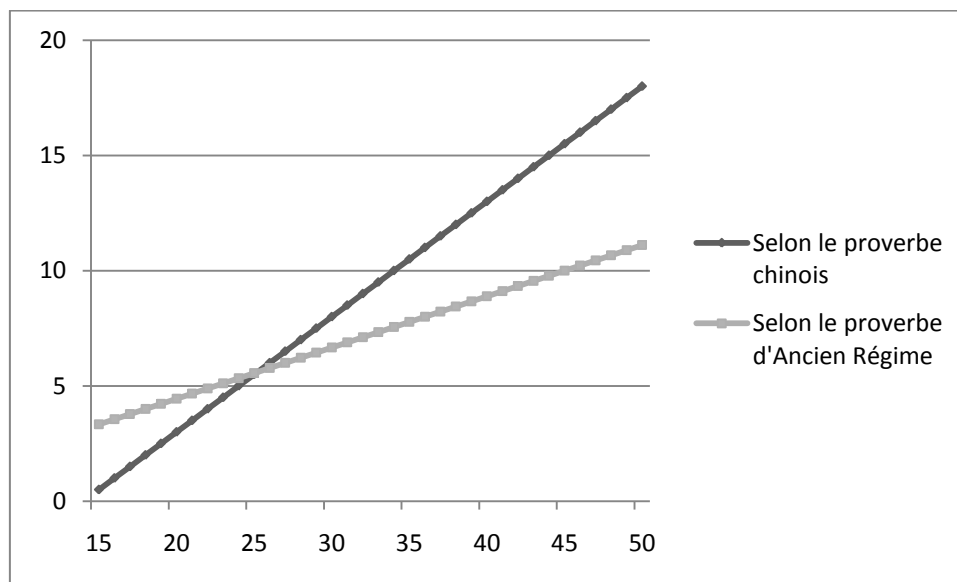
Enfin, notons que la pratique selon laquelle les hommes se mettent en couple avec des femmes d'autant plus jeunes qu'eux qu'ils sont eux-mêmes plus âgés lors de leur mise en couple est parfois explicitement désirée et recommandée. Comme on l'a constaté en France à partir des déclarations d'individus mis en couple entre 1968 et 1985, « ce sont bien les femmes les plus jeunes qui souhaitent l'écart le plus important avec leur conjoint alors que les femmes plus âgées aimeraient une différence plus réduite. Pour les hommes, l'évolution est strictement inverse : aux âges jeunes, ce sont des femmes proches par l'âge qui sont recherchées, et des femmes sensiblement plus jeunes aux âges tardifs » (Bozon 1990). Par ailleurs, si les individus respectaient les prescriptions formulées par certains proverbes –

¹¹⁶ Lorsque l'homme se met en couple à 18 ans l'écart d'âge moyen est négatif, lorsqu'il se met en couple entre 19 et 21 ans il est nul, lorsqu'il se met en couple à 22 ans il est d'une année, lorsqu'il se met en couple à 24 ans il est de deux années et demi, lorsqu'il se met en couple à 26 ans il est de trois années, et lorsqu'il se met en couple entre 28 et 30 ans il est de plus de quatre années (Bozon 1990). Par contraste, lorsque la femme se met en couple à 17 ans l'écart d'âge moyen est de cinq années et demie, lorsqu'elle se met en couple à 18 ans il est de quatre années et demie, lorsqu'elle se met en couple à 20 ans il est de moins de trois années, et lorsqu'elle se met en couple à 25 ou 26 ans il n'est plus que de neuf à dix mois (Bozon 1990).

¹¹⁷ Il est intéressant de constater que ce phénomène général est vérifié aussi dans les unions relativement atypiques que sont, dans la France du XX^e siècle, les mariages entre apparentés. Parmi les unions qui ont nécessité une dispense civile au mariage pour motif que les époux étaient consanguins – unions qui sont presque totalement des unions entre oncle et nièce ou tante et neveu –, des oncles épousent environ douze fois plus souvent leur nièce que des tantes n'épousent leur neveu en 1930-1935 (Sutter, Lévy 1959) (et encore, dans les unions entre tante et neveu des années 1930-1932 et 1946-1957 la femme n'est plus âgée que son mari que de 2,8 ans en moyenne (Sutter, Lévy 1959)), et des oncles épousent environ sept fois plus souvent leur nièce que des tantes n'épousent leur neveu en 1960-1992 (Biégelmann-Massari 1996).

« l'homme doit prendre une femme qui ait la moitié de son âge, plus sept ans » (proverbe chinois), ou l'épouse doit avoir « autant de fois sept ans qu'il (l'époux) en a de fois neuf » (proverbe d'Ancien Régime cité dans Bologne 1995) –, l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme croîtrait effectivement avec l'âge de l'homme au mariage (figure 69).

Figure 69. Écart d'âge « idéal » entre époux par âge de l'homme au mariage



À un niveau individuel, on observe donc que l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme (en pratique, mais aussi apparemment dans l'ordre des préférences) tend à croître avec l'âge de l'homme à la mise en couple et à décroître avec l'âge de la femme à la mise en couple. Voyons maintenant comment varie l'écart d'âge non plus selon les âges des conjoints à la mise en couple, mais selon leur position sociale.

2.3.1.3. L'écart d'âge entre conjoints sur données individuelles : ses variations selon la position sociale du couple

La littérature empirique internationale indique que l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme tend à être d'autant plus élevé que l'homme détient une position sociale plus élevée et, plus généralement, qu'il a plus de valeur sur le marché matrimonial. En d'autres termes, plus les hommes sont relativement dotés d'argent, de prestige et/ou de pouvoir, plus leur conjointe tend à être plus jeune qu'eux.

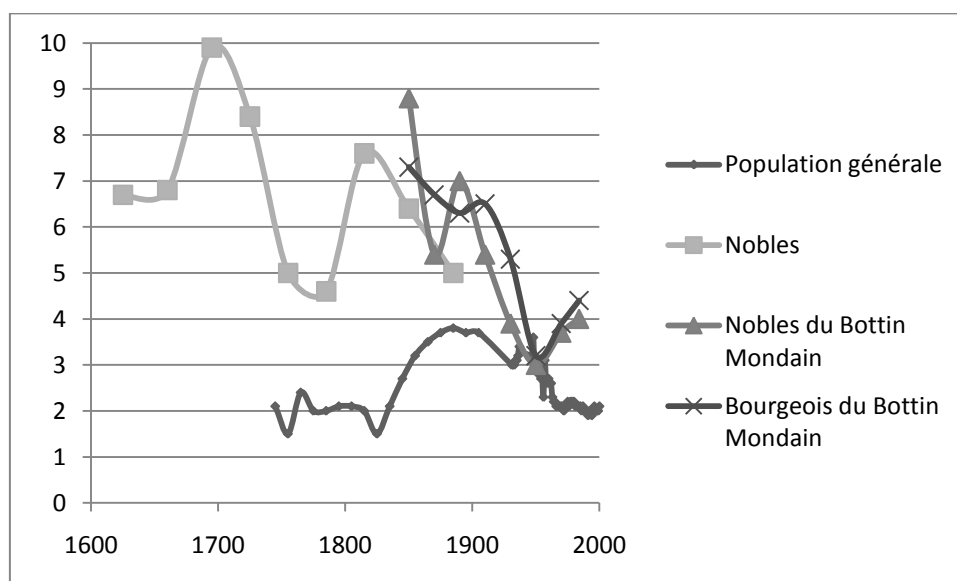
Ce phénomène a été observé à plusieurs reprises dans la France d'Ancien Régime et au XIX^e siècle. Par exemple, dans un village normand (Tourouvre-au-Perche) aux XVII^e et XVIII^e siècles, l'écart d'âge moyen entre conjoints s'élève avec la position sociale : il avoisine zéro pour les sabotiers, un peu plus d'un an pour les manœuvres, plus de deux ans

pour les artisans, et plus de trois ans pour les marchands et laboureurs (Charbonneau 1970). En France au XIX^e siècle, les écarts d'âge « sont élevés pour les propriétaires (6,3 ans), plus faibles pour les cultivateurs et les laboureurs (entre 3,8 et 4,5), encore plus faibles (entre 2,5 et 3,0) pour les domestiques, journaliers, maçons, manœuvres et manouvriers indistinctement » (Bonneuil 1992). Cette observation vaut notamment au XIX^e siècle pour la ville de Bordeaux, où « les écarts d'âge sont constamment plus importants dans la bourgeoisie que dans le peuple » (Guillaume 1972). De même encore, à Orléans parmi les premiers mariages de l'année 1911, l'écart d'âge entre conjoints (qui est en moyenne de 2 ans et 10 mois) est de 6 ans et 4 mois lorsque le mari est un bourgeois, et de 1 an et 3 mois chez les ouvriers des métaux : « il est très rare, dans la bourgeoisie, que la femme soit plus âgée que le mari, ou même qu'elle ait son âge, alors que, dans les classes moyennes, on trouve 15 % de femmes plus âgées, et 25 % chez les ouvriers. En revanche, parmi ceux-ci, on trouve 25,7 % de maris plus âgés que leur femme d'au moins 5 ans, contre 33,4 % dans les classes moyennes et 68 % dans la bourgeoisie » (Prost 1981).

Commentant les résultats d'une analyse portant sur les mariages dans la bourgeoisie parisienne de 1789 à 1804, un auteur note ainsi : « nous découvrons là un phénomène extrêmement intéressant : quand le niveau économique et social s'abaisse, il y a de plus en plus de femmes plus âgées que leurs maris. C'est ce que nous vérifions en examinant les classes paysannes. [...] Il semble donc que plus on descendait dans l'échelle sociale, plus l'âge au mariage des filles reculait, l'âge des hommes ne semblant jouer aucun rôle. D'une manière générale, quand, dans les classes pauvres, on voulait éviter le souci d'enfants à charge, on agissait sur la nuptialité et uniquement sur elle, soit en épousant des femmes plus très jeunes, soit en ne se mariant pas du tout, unique remède dans les périodes de crise (pratiquement de mauvaises récoltes) » (Duplessis-Le Guélinel 1954). Dans une analyse des âges au mariage des aristocrates français du XVII^e jusqu'au XIX^e siècle, un chercheur indique aussi que « comme dans toutes les études portant sur des groupes de privilégiés (bourgeois ou nobles), l'écart d'âge entre époux est plus grand que dans l'ensemble de la population » (Houdaille 1989). En effet, au sommet de la hiérarchie sociale européenne du XVIII^e siècle (dans les mariages contractés par les familles régnantes d'Europe, les familles ducaltes anglaises, ou les vieilles familles de la classe dirigeante de Genève), l'écart d'âge entre conjoints est plus élevé que dans la population générale (Lévy, Henry 1960).

Comme on le voit (figure 70), en France l'écart d'âge entre conjoints est effectivement sensiblement supérieur dans les classes aisées à ce qu'il est dans la population générale, au moins jusqu'à la seconde moitié du XX^e siècle.

Figure 70. Écart d'âge moyen entre époux au profit de l'homme selon la position sociale du couple – France, 1600-2000



Sources : Henry, Houdaille 1979 (population générale de 1670 à 1909), Lery 1975 (population générale de 1931 à 1938), Sardon 2005a (population générale de 1946 à 2000), Houdaille 1989 (nobles de 1600 à 1899), Grange 1996 (nobles et bourgeois du Bottin Mondain de 1840 à 1987).

Une étude monographique portant sur un village de l'île grecque de Karpathos, dans le Dodécanèse, analyse avec finesse les variations d'écart d'âge entre conjoints selon la position sociale des époux (Vernier 1977 ; Vernier 1985). Dans ce village, « sous le rapport économique, [les hommes] avaient d'autant plus de valeur qu'ils étaient plus âgés et donc, en principe, plus riches. Aussi [de 1915 à 1980] c'était lorsque l'on avait de 26 à 30 ans et que l'on combinait harmonieusement, si l'on peut dire, l'argent et la jeunesse que l'on pouvait prendre les femmes les plus jeunes (20,6 ans), et quand on avait de 31 à 35 ans, on pouvait épouser des femmes aussi jeunes (21,3 ans) que celles des hommes de 16 à 20 ans. Ceux qui se mariaient les plus jeunes et qui n'avaient donc pas eu le temps d'économiser étaient obligés d'épouser des femmes qui, en moyenne, étaient plus âgées qu'eux. Et c'était encore plus vrai quand ces hommes étaient des cadets et qu'ils ne disposaient donc pas même d'un héritage : ils épousaient des femmes qui, âgées de 22 ans en moyenne, étaient de quatre années plus vieilles qu'eux » (Vernier 1985).

Les hommes qui épousent des femmes plus âgées qu'eux, qui se marient les plus jeunes, « n'ont pas encore eu le temps de s'enrichir et sont, pour cette raison, économiquement du moins, les plus mauvais partis du village. Voulant accéder sans tarder au marché sexuel et acceptant d'en payer le prix (un mariage dévalorisé), ils sont condamnés à n'avoir pour partenaires que des filles relativement âgées qui, en position défavorable sur le marché matrimonial, sont portées à être d'autant moins regardantes sur la situation économique du

jeune homme que celle-ci ne peut que s'améliorer avec le temps. Mais en outre en épousant des femmes dévalorisées par leur âge, les hommes peuvent être d'autant plus exigeants sur le montant de la dot qu'elles ont plus de difficulté à se marier et qu'elles sont plus compromises » (Vernier 1985). La fréquence des mariages dans lesquels la femme est plus âgée que son mari « augmente quand on va de la haute classe vers la basse classe et des aînés vers les cadets des deux sexes. C'est parmi les cadets et les cadettes [soit, les individus relativement dévalorisés] de basse classe que ce type de mariage est le plus fréquent » (Vernier 1985). Et dans cette minorité de couples où la femme est plus âgée que son mari, « c'était les cadettes de basse classe qui avaient la plus forte différence d'âge avec leur mari : elles avaient en moyenne 6,3 ans de plus que leur mari contre 3,1 pour les aînées de haute classe. » De façon extrême, « le villageois qui présente avec sa femme l'écart d'âge le plus spectaculaire cumule les handicaps du cadet et de l'enfant naturel. Peu soucieux d'un capital symbolique de toute façon inexistant, il a épousé à 21 ans une femme de 40 ans qui, elle-même, du fait de son âge, était condamnée à choisir parmi tous les jeunes du village le parti le plus mauvais socialement » (Vernier 1985).

Cette analyse sur un village de l'île grecque de Karpathos est corroborée par l'évolution au fil du temps des écarts d'âge entre conjoints selon la position sociale. Un homme « a d'autant plus de chances d'épouser une femme beaucoup plus jeune que lui qu'il est aîné et de catégorie sociale élevée. Entre 1905 et 1945, les aînés *canacares* [soit, les hommes les plus valorisés sur le marché matrimonial local] ont épousé des femmes en moyenne 10 ans plus jeunes qu'eux, tandis que les cadets de bergers et de paysans pauvres ont épousé des femmes qui, en moyenne, n'avaient pas même un an de moins qu'eux. En examinant la période suivante (1945-1975), on s'aperçoit que, dans ce domaine également, les *canacares* ont perdu une grande partie de leurs privilèges. La différence d'âge avec leur femme s'est amenuisée pour eux, comme d'ailleurs pour les paysans moyens, tandis qu'elle s'est accrue pour les paysans pauvres et les bergers. [...] Sur un marché matrimonial caractérisé par son caractère clos, les *canacares* tenaient leur valeur des lois objectives du marché des biens symboliques et matériels qui valorisaient le capital économique dont ils étaient détenteurs. C'est la dévalorisation de ce type de capital sous l'effet des changements socio-économiques qui fut au principe de la disparition de leurs privilèges matrimoniaux » (Vernier 1977). « Les nouveaux Canacares [soit, ceux qui deviennent dominants], sous le rapport des privilèges matrimoniaux mesurés à la différence d'âge avec le conjoint, sont par ordre : les enseignants, les membres des professions libérales, les gros commerçants et les petits entrepreneurs. Dans toutes ces professions, les hommes se marient avec des femmes plus jeunes qu'eux d'au

moins dix ans en moyenne, avec un écart d'âge maximum pour les enseignants du secondaire (13-14 ans). Viennent ensuite les prêtres et les techniciens (8-9 ans), les artisans (7-8 ans), les employés et les maçons (6-7 ans), les petits commerçants (5-6 ans), les forgerons et les rétameurs (4-5 ans), les ouvriers d'industrie (3-4 ans) et enfin au bas de l'échelle les quelques gardes champêtres et concierges de mairie (moins d'un an). Pour comprendre cette hiérarchie des privilèges matrimoniaux, il faut savoir que l'instruction est au village l'objet d'une véritable vénération, proportionnelle bien sûr à sa rareté, mais surtout aux atouts qu'elle donne pour échapper à la misère villageoise "sans se salir les mains," ainsi qu'aux handicaps que représente le fait d'en être privé dans une société villageoise qui s'ouvre sur le monde moderne. [...] Les instituteurs, en particulier, n'auraient probablement pas une position aussi éminente, notamment par rapport aux professions libérales, si leur savoir n'était au service de l'ensemble du village et s'ils ne jouaient, par exemple, un rôle fondamental dans la promotion sociale des enfants » (Vernier 1985).

À un niveau individuel, on observe donc que, dans les sociétés agraires au moins, l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme tend à croître avec la position sociale de celui-ci.

2.3.1.4. Bilan des observations

Les investigations empiriques que nous avons menées à propos de l'écart d'âge entre conjoints nous amènent à plusieurs constats : outre que l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme semble exister dans la (quasi) totalité des sociétés humaines connues, on observe les phénomènes suivants :

- ✓ l'écart d'âge est plus élevé dans les sociétés moins développées du point de vue socioéconomique ;
- ✓ l'écart d'âge tend à baisser depuis les années 1950 dans la plupart des pays du monde ;
- ✓ l'écart d'âge croît avec l'âge de l'homme à la mise en couple et décroît avec l'âge de la femme à la mise en couple ;
- ✓ l'écart d'âge croît avec la position sociale de l'homme, tout au moins dans les sociétés agraires.

La question qui se pose, dès lors, est de savoir pourquoi on observe ces phénomènes, plutôt que d'autres phénomènes.

2.3.2. Un modèle explicatif de l'écart d'âge entre conjoints

Si, de façon universelle, les hommes se mettent en couple avec des femmes qui sont, en moyenne, plus jeunes qu'eux, c'est vraisemblablement parce que les membres de l'un des deux sexes au moins préfèrent de tels appariements à des appariements entre individus de mêmes âges (ou *a fortiori* à des appariements présentant un écart d'âge entre conjoints au profit de la femme). Effectivement, selon l'enquête menée en 2005 par l'IFOP pour le site de rencontres « Parship » auprès des internautes adultes et célibataires, même si 56 % des répondants affirment que l'âge du partenaire n'est pas un critère important et même si 10 % des répondants affirment que le partenaire doit avoir le même âge que le leur, 36 % des femmes contre seulement 5 % des hommes estiment que le partenaire doit « être plus vieux que vous (mais pas plus de 10 ans) », et 23 % des hommes contre seulement 4 % des femmes estiment que le partenaire doit être « plus jeune que vous (mais pas plus de 10 ans) ». De façon plus générale, dans un échantillon de plus de 10 000 individus issus de 37 sociétés (issues de 33 États et situées sur tous les continents, dont cinq d'entre elles sur des îles), on a observé que dans 37 sociétés sur 37 les hommes déclarent préférer des conjointes plus jeunes qu'eux (différence significative au seuil de 0,0001 dans chacune des 37 sociétés) et les femmes déclarent préférer des conjoints plus âgés qu'elles ; ces préférences étaient d'ailleurs largement traduites dans les pratiques puisque dans les sociétés pour lesquelles des données sont disponibles on observe un écart d'âge entre conjoints proche des écarts d'âge préférés par les femmes et les hommes (Buss 1989). Il apparaît donc que l'écart d'âge entre conjoints, loin d'être issu d'un simple « consentement » comme le suggère un article sur le sujet (Bozon 1990), dérive d'un véritable *désir*, partagé en outre par les membres des *deux* sexes.¹¹⁸

La question, dès lors, consiste à comprendre pourquoi les hommes et les femmes préfèrent se mettre en couple de telle façon que l'homme soit plus âgé que la femme. Par exemple, affirmer qu'il existe une « domination masculine sur le marché sexuel et matrimonial, sur lequel les hommes peuvent affirmer leur préférence pour des femmes plus jeunes » (Ferrand 2004) ne peut pas être considéré comme une explication adéquate du phénomène car – outre que cette affirmation omet de préciser que les femmes préfèrent elles aussi un écart d'âge au profit de l'homme et contribuent activement à le produire – cela ne permet pas de comprendre pourquoi les hommes, eux, préféreraient se mettre en couple avec des femmes plus jeunes (plutôt que de même âge ou plus âgées).

¹¹⁸ Ce fait semble par ailleurs admis dans l'article même auquel nous faisons ici référence (Bozon 1990), puisqu'il mentionne un « *désir* d'être dominées », un « *goût* pour les hommes mûrs », et un « *refus* de l'homme plus jeune » (c'est nous qui soulignons).

Pour expliquer l'existence – le caractère universel – de l'écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme ainsi que les variations de l'écart d'âge entre sociétés et entre couples, deux chercheurs ont proposé un modèle explicatif issu de la théorie du choix rationnel (Bergstrom, Bagnoli 1993). Présentons ici ce modèle, avant d'en évaluer le pouvoir explicatif et les éventuelles limites.¹¹⁹ Selon ce modèle de l'écart d'âge entre conjoints, les individus – rationnels – choisiraient leur propre âge au mariage de façon à pouvoir s'apparier avec le conjoint le plus désirable possible. En d'autres termes, hommes et femmes se marieraient aux âges auxquels ils connaissent leurs « pics de désirabilité » respectifs (aux yeux des membres du sexe opposé), et c'est l'écart entre les âges auxquels hommes et femmes connaîtraient leurs pics de désirabilité respectifs qui inciterait les premiers à reporter leur mariage plus longtemps que les secondes, conduisant ainsi les couples à connaître un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme.

Plus précisément, ce modèle de l'écart d'âge entre conjoints repose sur plusieurs hypothèses simplificatrices, qu'il convient d'explicitier. Tout d'abord, ce modèle suppose que les membres de chaque sexe ont le même ordre de préférences concernant les membres du sexe opposé (les hommes s'accordent tous sur la hiérarchie de désirabilité des femmes, et de même les femmes s'accordent toutes sur la hiérarchie de désirabilité des hommes), et que les individus se mettent en couple selon leur rang de désirabilité (seul l'homme le plus désirable parvient à se marier avec la femme la plus désirable, seul le deuxième homme le plus désirable parvient à se marier avec la deuxième femme la plus désirable, etc.). Ensuite, ce modèle suppose que les individus ne peuvent se mettre en couple qu'à deux âges – « l'âge précoce », et « l'âge tardif » –, et que le report de la mise en couple jusqu'à l'âge tardif engendre un coût puisqu'il prive l'individu qui l'effectue des gains (matériels et immatériels) de l'union dont il aurait pu bénéficier en se mettant en couple dès l'âge précoce. Enfin – et

¹¹⁹ D'autres modèles explicatifs de l'écart d'âge entre conjoints inspirés de la théorie du choix rationnel ont été proposés par divers chercheurs, mais nous proposons de n'en détailler ici qu'un seul, qui est le plus explicite. Par souci de complétude, notons toutefois que, selon les modèles alternatifs les plus simples (Keeley 1977 ; Oppenheimer 1988), l'existence d'un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme s'expliquerait par le fait que les coûts du report du mariage (*search costs*) sont plus élevés pour les femmes que pour les hommes, en raison du double fait qu'au fil des âges les femmes perdent plus de leur valeur aux yeux des hommes que les hommes n'en perdent aux yeux des femmes – si bien que le vieillissement coûte aux femmes en termes de qualité du conjoint qu'elles peuvent obtenir – et qu'au fil des âges les femmes perdent plus de leur fertilité que les hommes – si bien que le vieillissement coûte aux femmes en termes de fécondité potentielle. Selon d'autres modèles, relativement proches (Cohen 1987 ; Grossbard-Shechtman 1993 ; Cohen 2002), l'existence d'un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme s'expliquerait par le souci qu'auraient les femmes d'éviter une situation d'aléa moral (*moral hazard*) qui leur est défavorable : en se mettant en couple avec un homme plus âgé qu'elles, les femmes chercheraient à éviter la situation dans laquelle elles s'investiraient dans leur couple (à travers l'éducation des enfants) avant que leur conjoint n'en fasse de même (à travers le partage de ses salaires élevés de fin de carrière), ce qui pourrait tenter ce dernier de profiter des investissements de sa conjointe pour ensuite la quitter et, désormais doté de salaires élevés, se remettre en couple avec une nouvelle conjointe dont il profiterait à nouveau des investissements dans son couple.

c'est là l'hypothèse majeure –, ce modèle suppose que le degré de désirabilité d'une femme est connu des hommes dès qu'elle a atteint l'âge précoce, tandis que le degré de désirabilité des hommes n'est parfois révélé aux femmes qu'à partir du moment où ils atteignent l'âge tardif.¹²⁰

Si l'on peut admettre que les deux premières séries d'hypothèses sont nécessaires à la construction de tout modèle explicatif de l'écart d'âge, qu'est-ce qui pourrait justifier la troisième ? Pourquoi la désirabilité des femmes serait-elle révélée plus précocement aux hommes que celle des hommes ne l'est aux femmes ? Selon les auteurs, la raison en serait la suivante. Si, d'un côté, les hommes valorisent particulièrement les femmes pour leur beauté physique ainsi que pour leur degré de fertilité actuel et la durée restante de leur période fertile, le pic de désirabilité des femmes aux yeux des hommes serait atteint par les femmes – et connu par les hommes – dès un âge relativement précoce. Si, d'un autre côté, les femmes valorisent particulièrement les hommes pour le niveau ainsi que la prévisibilité du niveau de ressources socioéconomiques qu'ils parviendront à posséder, le pic de désirabilité des hommes aux yeux des femmes ne serait atteint par les hommes – et connu par les femmes – qu'à partir d'un âge relativement tardif (dans les sociétés agraires, une fois seulement qu'ils ont accumulé un capital suffisant pour acheter des terres, et dans les sociétés industrielles puis tertiaires une fois qu'ils ont terminé leurs études et/ou sont entrés sur le marché du travail voire y ont obtenu des promotions). En conséquence, les femmes, sachant qu'elles sont particulièrement valorisées à des âges relativement précoces, auraient tout intérêt à ne pas reporter leur mariage trop longtemps, tandis que les hommes, sachant eux aussi qu'ils sont particulièrement valorisés à des âges relativement tardifs, pourraient avoir intérêt à reporter leur mariage en vue de pouvoir s'apparier avec une femme plus désirable à leurs yeux que celle qu'ils auraient pu obtenir à un âge précoce.¹²¹ Certains hommes au moins se mettant alors en couple plus tardivement que les femmes, on observerait bel et bien un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme.

Notons ici que ces hypothèses – selon lesquelles les hommes accorderaient plus d'importance que les femmes aux caractéristiques physiques de leur conjoint et les femmes accorderaient plus d'importance que les hommes à la position sociale de leur conjoint – sont

¹²⁰ En d'autres termes, ce modèle suppose que les hommes disposent d'une *information parfaite* sur les caractéristiques de chaque femme dès qu'elle a atteint l'âge précoce, alors que les femmes ne disposent que d'une *information imparfaite* sur les caractéristiques de chaque homme tant qu'il n'a pas atteint l'âge tardif.

¹²¹ Comme on l'a dit, « la probabilité pour une femme de former une première union décroît rapidement avec l'âge, en raison notamment de la concurrence des femmes plus jeunes. [...] À trop temporiser, une femme court de lourds risques ! » (Bozon 1990) Par contraste, « à mesure qu'il s'éloigne de sa 20^e année, le candidat à la vie conjugale voit s'élargir sensiblement l'éventail des âges des compagnes potentielles » (Bozon 1990).

largement validées par la littérature empirique sur les goûts et pratiques en matière de choix du conjoint. Par exemple, dans des petites annonces matrimoniales françaises de la fin des années 1970, les hommes qui apparaissaient relativement désirables du point de vue physique ou socioéconomique en profitaient pour accroître leurs exigences *physiques*, tandis que les femmes qui apparaissaient relativement désirables du point de vue physique ou socioéconomique en profitaient pour accroître leurs exigences *socioéconomiques* (Singly 1984, p. 538-546). De façon plus générale, dans un échantillon de plus de 10 000 individus issus de 37 sociétés, les hommes, plus que les femmes, valorisent chez leurs partenaires potentiels les indicateurs physiques de fertilité, et les femmes, plus que les hommes, valorisent chez leurs partenaires potentiels les indicateurs d'acquisition de ressources (Buss 1989). D'une part, dans 37 sociétés sur 37 les hommes accordent plus d'importance à l'attractivité physique que les femmes (cette différence étant significative au seuil de 0,05 dans 34 sociétés). D'autre part, dans 36 sociétés sur 37 les femmes valorisent plus que les hommes les perspectives financières qu'apporte un conjoint (la seule exception étant l'Espagne, où l'effet observé est dans le sens attendu mais n'est pas significatif), et dans 29 sociétés sur 37 les femmes valorisent plus que les hommes l'ambition et l'ardeur au travail de façon significative (la seule société dans laquelle ce sont les hommes qui valorisent significativement plus l'ambition et l'ardeur au travail étant la société zoulou, dans laquelle c'est la femme qui construit la maison, va chercher l'eau et exerce d'autres tâches exigeantes physiquement) (Buss 1989).

Comme on pouvait s'en douter, hommes et femmes sont d'ailleurs parfaitement conscients des caractéristiques que les membres de l'autre sexe survalorisent chez eux ; par exemple en France, dans les petites annonces matrimoniales de la fin des années 1970, les hommes mentionnaient leurs qualités socioéconomiques plus que les femmes et les femmes mentionnaient leurs qualités physiques plus que les hommes (Singly 1984). Ainsi, on peut admettre – avec le modèle ici présenté – que les femmes anticipant une relative dévalorisation au fil des âges ont conscience du fait qu'elles ont peu intérêt à reporter leur mise en couple, tandis que les hommes anticipant une ascension professionnelle ont conscience du fait qu'ils peuvent avoir intérêt à reporter leur mise en couple jusqu'au moment où ils atteignent une position sociale qui les valorisera aux yeux des femmes.

L'importance relative qu'accordent les femmes à la position sociale de leur conjoint et qu'accordent les hommes à la jeunesse de leur conjointe se révèle non seulement dans leurs déclarations, mais aussi dans leurs comportements. C'est bien la préférence des femmes pour les hommes de position sociale élevée qui, vraisemblablement, explique pourquoi le risque de

célibat définitif tend à baisser à mesure que s'élève la position sociale des hommes (mesurée par leur niveau de diplôme), ce qui n'est pas le cas, bien au contraire, pour les femmes (Robert-Bobée, Mazuy 2005). C'est bien aussi la préférence des hommes pour les femmes jeunes qui, vraisemblablement, explique pourquoi les taux de mariage puis de remariage baissent au fil des âges à un rythme plus élevé pour les femmes que pour les hommes : alors que, dans la France contemporaine, après rupture d'union, les femmes refont leur vie cinq fois moins fréquemment si elles ont 50-54 ans plutôt que 25-29 ans, les hommes ne refont leur vie qu'une fois et demie moins fréquemment s'ils sont âgés de 50-54 ans plutôt que de 25-29 ans (Cassan *et al.* 2001). C'est encore cette préférence des hommes pour les femmes jeunes qui, vraisemblablement, explique pourquoi dans l'Iran rural du début des années 2000 l'âge de la femme au mariage réduit le montant du *mehrié* qu'elle obtient (Lebugle-Mojdehi, 2005), et pourquoi dans les sociétés polygynes les nouvelles coépouses tendent à être plus jeunes que les épouses précédentes. Dans le même ordre d'idées, on a montré qu'en France sous la Troisième République, parmi des affaires d'adultère qui ont fait l'objet de procédures pénales, 80 % des maîtresses sont plus jeunes que les épouses des maris adultérins (et dans 60 % des cas elles sont plus jeunes de plus de cinq ans) (Sohn 1995). On a aussi montré que « parmi les professionnels du spectacle [présents en couverture du magazine *Paris-Match* de 1949 à 2005], les caractéristiques d'âge sont très contrastées d'un sexe à l'autre. La tranche d'âge modale est celle des 45-49 ans chez les hommes, des 25-29 ans chez les femmes. Un tel écart suggère l'interprétation selon laquelle les qualités les plus valorisées chez les femmes sont le *sex appeal* et la beauté, dont il semble communément admis qu'ils se détériorent rapidement avec l'âge, tandis que chez les hommes le pouvoir de séduction résiste mieux à l'épreuve du vieillissement » (Chenu 2008).

Plus précisément, ce modèle d'écart d'âge entre conjoints produit le résultat suivant (Bergstrom, Bagnoli 1993).

Chaque homme atteignant l'âge précoce décide de reporter sa mise en couple à l'âge tardif s'il anticipe entre-temps un succès professionnel tel que le gain qu'il espère retirer du surcroît de désirabilité de la conjointe qu'il élit (gain lui-même permis par le surcroît de sa propre désirabilité aux yeux des conjointes potentielles) dépasse le coût qu'il s'attend à subir du fait qu'il renonce (d'ici là) aux gains d'une union. À l'inverse, un homme atteignant l'âge précoce décide de se mettre en couple immédiatement s'il anticipe un succès professionnel qui n'est pas suffisamment éclatant pour compenser le temps d'attente avant la mise en couple. Du côté des hommes, donc, ceux qui s'attendent à bénéficier d'un succès professionnel d'ampleur inférieure à un certain niveau plancher se mettent en couple à l'âge précoce, et ceux qui s'attendent à un succès professionnel d'ampleur supérieure à ce niveau plancher se mettent en couple à l'âge tardif. Du côté des femmes, toutes se mettent en couple à l'âge précoce.

Si l'on considère une génération d'hommes, l'homme le plus désirable de sa génération se met en couple à l'âge tardif avec la femme d'âge précoce la plus désirable,

l'homme qui est le deuxième plus désirable de sa génération se met en couple à l'âge tardif avec la femme d'âge précoce qui est la deuxième plus désirable, etc., jusqu'à ce qu'il n'y ait dans cette génération plus d'homme qui s'attendait à bénéficier d'un succès professionnel supérieur au niveau plancher – les hommes de cette génération qui s'attendaient à bénéficier d'un succès professionnel inférieur au niveau plancher se mettant pour leur part en couple dès l'âge précoce, et ce avec les femmes d'âge précoce qui n'étaient pas suffisamment désirables pour pouvoir attirer les hommes qui se mettaient alors en couple à l'âge tardif.¹²² Par conséquent, on observe un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme, qui est (entièrement) dû à l'écart d'âge entre conjoints au sein des couples dont les membres sont, respectivement, les plus désirables de leur génération.

Ce modèle explicatif, évidemment simplificateur à l'extrême, a pour mérite de pointer du doigt des mécanismes causaux susceptibles d'expliquer l'existence – le caractère universel – de l'écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme. Fondamentalement, selon ce modèle, ce serait l'écart entre les âges auxquels hommes et femmes connaissent leurs pics de désirabilité aux yeux des membres du sexe opposé qui serait à l'origine de l'écart d'âge entre conjoints. Comme le suggère l'article francophone de référence sur l'écart d'âge entre conjoints, « à l'âge des choix, une modeste différence de 3 ou 4 ans est suffisante pour lever l'incertitude sur le devenir socioprofessionnel d'un homme » (Bozon 1990, p. 573) ; et « tandis que, chez les (femmes) jeunes, l'homme mûr est valorisé parce que l'âge apparaît comme l'accoucheur de la position sociale de l'homme, inversement il y a dévaluation de la femme mûre par les hommes moins jeunes, parce que l'âge est ici le film sur lequel les traces d'une expérience conjugale antérieure sont irréversiblement fixées, et qu'il reste symboliquement borné par la fin de la vie fertile » (Bozon 1990, p. 350).

Mais ce modèle explicatif a aussi pour mérite de permettre d'expliquer les variations d'écart d'âge entre conjoints entre sociétés et entre couples. Premièrement, comme nous l'avons vu, l'écart d'âge croît avec l'âge de l'homme à la mise en couple et décroît avec l'âge de la femme à la mise en couple. En effet, étant donné que selon ce modèle les hommes, quel que soit leur âge, préfèrent les femmes jeunes, il n'est pas étonnant que plus les hommes se mettent en couple à un âge tardif plus leur choix se porte sur une femme *relativement* plus jeune qu'eux. C'est pourquoi « les hommes acceptent d'autant mieux de vivre avec une femme légèrement plus âgée qu'ils sont jeunes. Mais ils changent d'avis ensuite » (Ferrand 2004, p. 93). De même, comme selon ce modèle les femmes préfèrent les hommes d'âge mûr,

¹²² De même, si l'on considère une génération de femmes, la femme la plus désirable de sa génération se met en couple (à l'âge précoce) avec l'homme d'âge tardif le plus désirable, la femme qui est la deuxième plus désirable de sa génération se met en couple (à l'âge précoce) avec l'homme d'âge tardif qui est le deuxième plus désirable, etc., jusqu'à ce qu'il n'y ait plus d'homme d'âge tardif susceptible de se mettre en couple, après quoi les femmes de cette génération se mettent en couple (toujours à l'âge précoce) avec les hommes d'âge précoce qui s'attendent à bénéficier d'un succès professionnel inférieur au niveau plancher.

il n'est pas étonnant que plus les femmes se mettent en couple à un âge tardif plus leur choix se porte sur un homme d'âge plus proche. C'est pourquoi, là encore, « cette préférence pour les hommes plus âgés, mise en avant par les jeunes femmes, s'atténue après la trentaine » (Ferrand 2004, p. 93). Cette explication concorde aussi avec les déclarations des hommes et des femmes telles qu'analysées dans l'article susmentionné (Bozon 1990).

Deuxièmement, l'écart d'âge croît avec la position sociale de l'homme, tout au moins dans les sociétés agraires. En effet, selon ce modèle les hommes n'ont intérêt à reporter leur mise en couple à un âge relativement tardif que s'ils anticipent entre-temps un succès professionnel qui les valorisera suffisamment pour que cela « vaille le coût » d'attendre. Par conséquent, le fait d'anticiper une mobilité professionnelle ascendante devrait à la fois – si elle se réalise – conduire les hommes à occuper une position sociale élevée et à se marier tardivement, ce report du mariage tendant (comme nous venons de le voir) à accroître l'écart d'âge entre conjoints. Dans cette perspective, on a montré qu'aux États-Unis en 1980 les hommes qui sont mariés pour la première fois ont des salaires d'autant plus élevés qu'ils se sont mariés plus tard, peut-être parce que les hommes qui anticipaient l'obtention des salaires les plus élevés à la fois ont retardé leur mariage en vue de se mettre en couple avec les femmes les plus désirables et ont finalement obtenu les salaires les plus élevés (ce qui n'est pas le cas pour les femmes) (Bergstrom, Schoeni 1996). Selon ce modèle, le fait de ne pas anticiper de mobilité professionnelle ascendante devrait *a contrario* conduire les hommes à connaître un plus faible écart d'âge entre conjoints à leur profit. De fait, en France en 1999, les hommes de moins de trente ans détenus en prison ont, plus souvent que les autres hommes de leur âge, des conjointes plus âgées qu'eux (Cassan, Mary-Portas 2002). Et, pour prendre un exemple extrême dans lequel sont inversées les différences hommes-femmes de critères de choix du conjoint, sur le village de l'île grecque de Karpathos, « ce qui pousse [dans le troisième quart du XX^e siècle] certains hommes, et spécialement les pauvres, à épouser des filles dévalorisées par leur âge, c'est qu'ils peuvent profiter de la difficulté qu'elles ont à se marier pour réclamer davantage d'argent » (Vernier 1977). Cette explication des variations d'écart d'âge avec la position sociale semble aussi compatible avec l'observation selon laquelle les femmes se déclarent d'autant plus hostiles aux hommes plus jeunes qu'elles sont moins diplômées et qu'elles sont au chômage (Bozon 1990) : c'est que, plus leur niveau de vie hors couple risque d'être réduit, plus il leur est important de s'assurer – par le biais d'une mise en couple avec un homme d'âge mûr – que leur conjoint leur procurera un certain confort et une certaine sécurité matérielle.

Troisièmement, l'écart d'âge est plus élevé dans les sociétés moins développées du point de vue socioéconomique. Selon ce modèle, une des raisons qu'ont les hommes de préférer les femmes jeunes est que ce sont les femmes les plus fertiles et les femmes dont la durée restante de fertilité est la plus longue – donc, les femmes qui ont la plus grande fécondité potentielle. De ce point de vue, il n'est pas étonnant que la baisse de la fécondité désirée qui accompagne le développement socioéconomique réduise l'importance pour les hommes de se mettre en couple avec une femme jeune, et réduise donc l'écart d'âge entre conjoints. Dans les pays du monde lors des années 1990 et 2000, les variables qui sont les plus fortement corrélées avec l'écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme sont effectivement les variables d'intensité de la fécondité (indicateur conjoncturel de fécondité) et d'intensité d'utilisation de la contraception (taux de prévalence des méthodes de contraception) (tableau 25). Et au sein de 18 pays d'Afrique subsaharienne des années 1990, parmi les femmes en couple (marié ou non), « l'appartenance à un couple très inégalitaire en âge [dont l'écart d'âge dépasse 15 ans au profit de l'homme] est associée négativement à la pratique contraceptive » (Barbieri, Hertrich 2005) ; selon le modèle ici proposé, cela pourrait s'expliquer par le fait que si l'homme a choisi une femme relativement plus jeune – donc à la plus grande fécondité potentielle –, ce n'est pas pour qu'elle utilise une contraception, mais bien pour qu'elle fasse plus d'enfants que n'en aurait fait une femme relativement moins jeune. Enfin, comme on l'a vu, l'écart d'âge tend à baisser depuis les années 1950 dans la plupart des pays du monde. Selon ce modèle, cela pourrait s'expliquer – comme la régularité précédente – par le fait que la baisse de la fécondité désirée au fil du temps a réduit l'importance pour les hommes de se mettre en couple avec une femme jeune, ou encore par le fait que la hausse de l'activité économique des femmes a pu réduire l'importance pour les femmes de se mettre en couple avec un homme d'âge mûr.

Au total, le modèle de Bergstrom et Bagnoli paraît relativement satisfaisant, puisqu'il permet d'expliquer de façon crédible non seulement l'existence d'un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme, mais aussi les diverses variations d'écart d'âge que la littérature empirique a observées, aussi bien entre sociétés qu'au fil du temps ou entre couples d'une même société. Toutefois, la question reste ouverte de savoir si ce modèle explicatif est aussi performant pour ce qui concerne les variations d'écart d'âge entre les couples des sociétés industrielles ou tertiaires que pour ce qui concerne les variations d'écart d'âge entre les couples des sociétés agraires. En effet, on comprend bien pourquoi, dans les sociétés agraires, l'écart d'âge entre conjoints croît avec la position sociale de l'homme : c'est que, pour atteindre une position sociale élevée – typiquement, posséder des terres –, les hommes

doivent passer du temps à travailler pour se constituer le capital nécessaire à l'achat d'une terre ; les hommes qui, dans ce contexte, ont atteint une position sociale élevée sont donc des hommes qui se sont mariés relativement tard et, comme nous le savons – en raison de la préférence des hommes pour les femmes jeunes – le report du mariage accroît chez les hommes l'écart d'âge avec leur conjointe. Mais dans les sociétés industrielles et tertiaires, dans lesquelles les positions sociales élevées sont moins conditionnées par l'accumulation d'un capital physique au cours d'une période de travail, et plutôt conditionnées par l'accumulation d'un « capital humain » au cours d'une période d'études, il pourrait en aller autrement.

Les études ont ceci de spécifique, par rapport à une période de travail destinée à se constituer un capital, qu'elles se déroulent non seulement avec des membres du sexe opposé (plutôt qu'entre hommes voire entre femmes, comme ce peut être le cas du travail), mais aussi avec des membres de la même génération (ou tout au moins de la même classe d'âge). Comme on l'a déjà noté, « les femmes qui mènent des études poussées sont évidemment conduites à faire des séjours prolongés dans un cadre scolaire, et à y avoir des occasions de rencontres avec l'autre sexe. Or l'institution des études a pour effet majeur de séparer les âges non contigus » (Bozon 1990). Dans cette optique, on pourrait imaginer que l'essor de l'importance et de la durée des études, en facilitant la rencontre d'un conjoint sur le lieu même d'études, aurait contribué au fil du temps à réduire l'écart d'âge moyen entre conjoints dans la population globale, mais aussi à réduire l'écart d'âge *tout particulièrement chez les individus qui poursuivent leurs études le plus longtemps* – réduisant voire inversant ainsi le gradient social de l'écart d'âge entre conjoints. Comme on le sait, « n'importe qui ne "choisit" pas n'importe quel lieu pour "choisir" son conjoint » (Bozon, Héran 1988), et les membres des couches sociales supérieures tendent à privilégier des lieux dans lesquels on n'entre que par sélection (ou cooptation), au premier chef leur lieu d'études.

Plus précisément, il existe au moins deux raisons pour lesquelles l'essor de la durée des études aurait pu modifier le gradient social de l'écart d'âge entre conjoints. D'une part, comme nous venons de le voir, l'allongement de la scolarité dans un cadre mixte pourrait accroître la probabilité pour les étudiants – et particulièrement ceux qui poursuivent les études les plus longues – de rencontrer un conjoint d'âge proche sinon identique ; c'est ce que l'on peut appeler un « effet institution » des études. D'autre part, l'allongement de la scolarité féminine, en accroissant les revenus des femmes (en eux-mêmes, et par rapport à ceux des hommes), pourrait réduire aux yeux des femmes – et particulièrement aux yeux des femmes les plus diplômées, donc les mieux rémunérées – l'attractivité des hommes d'âge mûr, qui

sont plus sécurisants matériellement ; c'est ce que l'on peut appeler un « effet capital humain » des études pour les femmes.

Alors que dans les sociétés agraires l'écart d'âge entre conjoints croît avec la position sociale de l'homme, dans les sociétés industrielles et tertiaires l'écart d'âge pourrait donc décroître avec le niveau d'études – donc avec la position sociale – des conjoints (Van Poppel *et al.* 2001). De fait, certaines analyses suggèrent que, dans la France contemporaine, l'écart d'âge entre conjoints pourrait décroître avec le niveau d'études. Dans les premières unions en 1984, les femmes étaient moins diplômées dans les couples dans lesquels l'écart d'âge entre conjoints dépasse trois ans que dans les couples dans lesquels l'écart d'âge est négatif (Bozon 1991b). Et sur plus longue période, chez les couples formés des années 1930 aux années 1990, l'écart d'âge entre conjoints semble décroître à mesure que croît le niveau relatif d'études (soit, le niveau d'études des individus par rapport au niveau d'études moyen des membres de leur génération) (Vanderschelden 2006b). Le modèle Bergstrom-Bagnoli pourrait donc se révéler moins performant pour ce qui concerne les variations d'écart d'âge entre couples des sociétés contemporaines que pour ce qui concerne les variations d'écart d'âge entre couples des sociétés agraires.

2.3.3. L'écart d'âge entre conjoints en France en 1978-1998 : modèles d'analyse de variance sur données individuelles françaises

Dans quelle mesure le modèle Bergstrom-Bagnoli de l'écart d'âge entre conjoints – qui semble relativement satisfaisant pour comprendre les variations d'écart d'âge entre conjoints au sein des sociétés agraires – permet-il *aussi* de comprendre les variations d'écart d'âge entre conjoints entre les couples formés dans la France contemporaine ? L'allongement de la durée d'études dans les sociétés industrielles et tertiaires n'aurait-il pas – par les biais d'un « effet institution » des études et d'un « effet capital humain » des études pour les femmes – inversé le gradient social de l'écart d'âge entre conjoints ? Pour le savoir, nous exploitons ici encore les données fournies par l'enquête *Étude de l'Histoire familiale 1999* (EHF), cette fois-ci concernant les couples qui se sont formés de 1978 à 1998.

2.3.3.1. Statistiques descriptives

Parmi les individus enquêtés, nous ne sélectionnons pour nos analyses que les individus des générations 1935 à 1968 qui se sont mis en couple (que ce soit pour la première fois ou non, et que ce soit par un mariage direct ou par une cohabitation) dans les vingt années précédant l'enquête, de 1978 à 1998. En effet, comme l'enquête ne précise l'écart d'âge entre

l'enquêté et son conjoint que pour une seule des unions de l'enquêté (la première s'il n'en a connu qu'une seule, la dernière s'il en a connu plus d'une), les informations dont on dispose concernant les unions formées il y a longtemps tendent à surreprésenter les unions les plus longues ; il convient donc de se concentrer sur les unions formées relativement récemment, pour lesquelles on dispose d'informations qui sont moins fortement affectées par ce biais de sélection. On exclut par ailleurs de nos analyses les immigrés, dont les comportements de mise en couple pourraient obéir à des logiques spécifiques qui ne sont pas notre objet.

Au total, notre échantillon comprend 41 059 hommes et 39 591 femmes nés en moyenne autour de la fin des années 1950 et mis en couple autour du milieu des années 1980, et dont les caractéristiques sont présentées dans le tableau 26. Dans cet échantillon, les hommes se sont mis en couple en moyenne à 28,3 ans et les femmes à 26,6 ans, les trois quarts environ de ces mises en couple constituant la *première* mise en couple des enquêtés (si bien que plus des trois quarts des enquêtés n'ont jamais eu d'enfant avant cette mise en couple). Plus des deux tiers de ces mises en couple ont débuté par une cohabitation plutôt que par un mariage direct, et lors de leur mise en couple plus de 90 % de ces individus avaient déjà exercé une activité professionnelle.

Parmi toutes ces mises en couple, celles des enquêtés hommes comprennent un écart d'âge moyen entre conjoints de 2,6 ans, et celles des enquêtées femmes comprennent un écart d'âge moyen de 1,9 an. Cette différence s'explique largement par le fait que, même si l'écart d'âge moyen entre conjoints au sein des *premières* unions est proche quel que soit le sexe des enquêtés (2,05 ans pour les hommes, 2,24 ans pour les femmes), l'écart d'âge entre conjoints au sein des unions ultérieures est sensiblement différent selon que l'enquêté est un homme (4,69 ans) ou une femme (1,06 an) : c'est là une des conséquences du fait que, comme nous l'avons vu, l'âge à la mise en couple accroît l'écart d'âge entre conjoints chez les hommes, et le réduit chez les femmes.

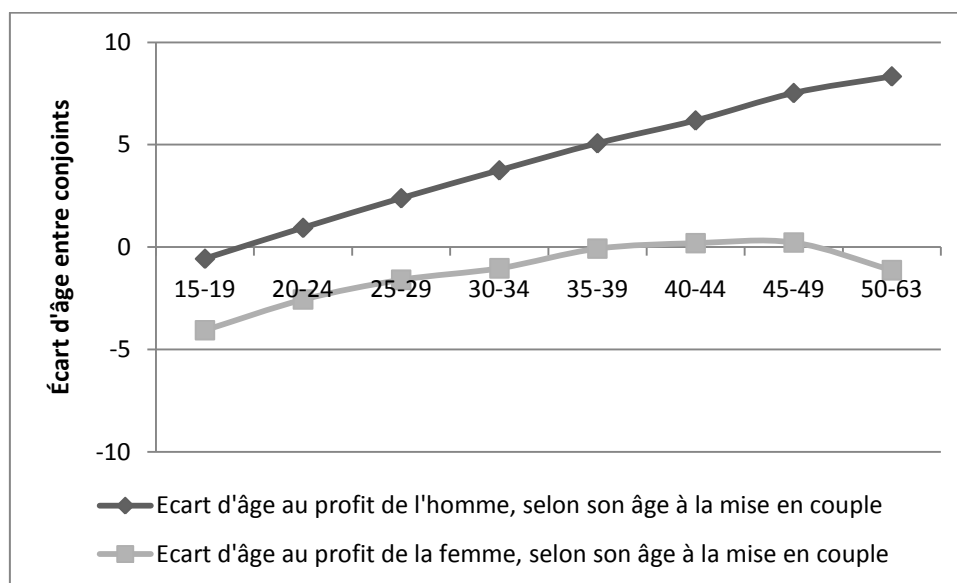
Tableau 26. Statistiques descriptives des individus non immigrés des générations 1935 à 1968 mis en couple au moins une fois à partir de 15 ans de 1978 à 1998 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives

| | | HOMMES (N = 41 059) | FEMMES (N = 39 591) |
|--|---|------------------------|------------------------|
| Génération | | 1958,7 (6,8) | 1959,7 (6,4) |
| Niveau de diplôme lors de la mise en couple | Aucun diplôme | 11,4 % | 10,8 % |
| | CEP | 5,3 % | 5,8 % |
| | BEPC | 8,1 % | 9,8 % |
| | CAP | 24,7 % | 13,9 % |
| | BEP | 10,8 % | 11,9 % |
| | Bac général | 4,1 % | 6,5 % |
| | Bac techno. ou pro. | 7,4 % | 7,5 % |
| | Dipl. univ. de 1 ^{er} cycle | 8,9 % | 11,7 % |
| | Dipl. univ. de 2 ^e ou 3 ^e cycle | 10,0 % | 7,1 % |
| | Étudiant | 5,4 % | 11,1 % |
| NR | 3,8 % | 3,7 % | |
| Statut d'activité lors de la mise en couple | N'a jamais été actif | 3,2 % | 9,5 % |
| | A déjà été actif | 96,8 % | 90,5 % |
| PCS | Agriculteur | 3,5 % | 1,5 % |
| | Indépendant | 8,1 % | 3,8 % |
| | Cadre ou P.I.S. | 17,8 % | 9,7 % |
| | Profession intermédiaire | 24,1 % | 24,1 % |
| | Employé | 12,4 % | 48,4 % |
| | Ouvrier | 33,9 % | 10,2 % |
| Inactif | 0,1 % | 2,3 % | |
| Année de la mise en couple | | 1987 (5,6) | 1986,3 (5,5) |
| Age à la mise en couple | | 28,3 (7,2) | 26,6 (7,3) |
| Rang de l'union | Première union | 77,3 % | 74,6 % |
| | Union ultérieure | 22,7 % | 25,4 % |
| A déjà eu des enfants avant la mise en couple | Non | 82 % | 78,2 % |
| | Oui | 18 % | 21,8 % |
| Modalité de mise en couple | Cohabitation | 71,6 % | 69,6 % |
| | Mariage direct | 28,4 % | 30,4 % |
| Ecart d'âge entre conjoints au profit de l'homme | | 2,6 (5,2) | 1,9 (5,5) |

Notons que, sans surprise, on retrouve dans cet échantillon les mêmes variations d'écart d'âge entre conjoints selon les âges des conjoints à la mise en couple que nous avons observées, dans la figure 68, à partir des données d'état civil portant sur l'année 2007 : l'écart

d'âge entre conjoints au profit de l'homme croît avec l'âge de l'homme à la mise en couple et devient positif dès que les hommes se mettent en couple à partir d'une vingtaine d'années, tandis que l'écart d'âge entre conjoints au profit de la femme se réduit progressivement à mesure qu'augmente l'âge de la femme à la mise en couple et ne devient positif – et encore, de très peu – qu'à partir du moment où les femmes dépassent la quarantaine d'années lors de leur mise en couple (figure 71).

Figure 71. Écart d'âge moyen entre conjoints selon l'âge des conjoints à la mise en couple – France, 1978-1998



Champ : individus non immigrés des générations 1935 à 1968 mis en couple au moins une fois à partir de 15 ans de 1978 à 1998.

Source : EHF.

En revanche, à partir de simples statistiques descriptives, on n'observe pas le phénomène selon lequel l'écart d'âge entre conjoints croît avec la position sociale du couple, que celle-ci soit mesurée par le niveau de diplôme ou la catégorie socioprofessionnelle des conjoints. Notamment, l'écart d'âge entre conjoints ne varie que peu au fil des niveaux de diplôme masculins, aucune tendance notable – ni croissante, ni décroissante – ne semblant se dégager.

On observe en revanche un autre phénomène, selon lequel les individus qui étaient encore étudiants lors de leur mise en couple diffèrent sensiblement des individus qui avaient achevé leurs études lors de leur mise en couple (que ce soit avec ou sans diplôme). En effet, parmi les premières unions masculines, l'écart d'âge moyen entre conjoints est sensiblement plus faible lorsque l'homme est encore étudiant lors de sa mise en couple (0,44 an) que lorsqu'il a terminé ses études (d'un minimum de 1,82 an lorsqu'il a obtenu un bac technologique ou professionnel à un maximum de 3,16 ans lorsqu'il n'a obtenu que le CEP).

Cette observation est compatible avec l'idée selon laquelle le lieu d'études constituant un lieu de recrutement du conjoint caractérisé par sa forte ségrégation par âges, il favorise des mises en couple avec des écarts d'âge faibles sinon nuls. Une telle interprétation tend à être confirmée par le fait que, parmi les premières unions masculines comme féminines, la dispersion de l'écart d'âge entre conjoints est plus faible lorsque les individus sont encore étudiants lors de leur mise en couple, plutôt que lorsqu'ils ont terminé leurs études : alors que l'écart-type de l'écart d'âge entre conjoints (soit, la variation moyenne autour de la moyenne de l'écart d'âge) est, tous niveaux de diplôme à la mise en couple confondus, de 4,4 ans pour les premières unions masculines et de 4,7 ans pour les premières unions féminines, il n'est respectivement que de 3 et de 3,8 ans pour les premières unions débutées alors que les enquêtés étaient encore étudiants. Bref, les étudiants forment des couples dans lesquels l'écart d'âge au profit de l'homme est relativement faible et relativement peu variable, conformément à un possible « effet institution » de la scolarité sur l'écart d'âge entre conjoints.

Cela dit, parmi les premières unions féminines l'écart d'âge moyen entre conjoints est *plus* élevé lorsque la femme est encore étudiante lors de sa mise en couple (2,9 ans) plutôt que lorsqu'elle a terminé ses études (d'un minimum de 1,83 an lorsqu'elle a obtenu le CEP à 2,52 ans lorsqu'elle n'a obtenu aucun diplôme). Si cette observation peut sembler étonnante, elle pourrait en partie être due au fait que les étudiantes qui se mettent en couple sont, le plus souvent, relativement jeunes – or, on le sait, les femmes qui se mettent en couple jeunes choisissent de préférence des hommes sensiblement plus âgés qu'elles. Pour permettre de départager les influences de ces diverses caractéristiques individuelles sur l'écart d'âge entre conjoints, et plus généralement pour affiner nos observations, il devient ici nécessaire de procéder à des analyses statistiques plus sophistiquées.

2.3.3.2. Analyse de variance

Pour cela, nous estimons, séparément pour les hommes (tableau 27) et pour les femmes (tableau 28), des modèles emboîtés d'analyse de variance dans lesquels la variable à expliquer est l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme, calculé comme la différence entre l'année de naissance de la femme et celle de l'homme du couple.

Les variables explicatives que nous introduisons successivement dans ces modèles statistiques sont destinées à tester le modèle Bergstrom-Bagnoli de l'écart d'âge entre conjoints, de pair avec les possibles effets « institution » et « capital humain » des études. Selon le modèle Bergstrom-Bagnoli, le niveau de diplôme des hommes, en accroissant leur âge à la mise en couple, devrait accroître l'écart d'âge entre conjoints ; toutefois, cet effet

positif du niveau d'études sur l'écart d'âge devrait s'annuler – ou tout au moins se réduire – une fois que l'on a contrôlé l'âge de l'homme à la mise en couple. À l'inverse, selon « l'effet institution » des études le fait d'être encore étudiant lors de la mise en couple ou le fait d'avoir poursuivi ses études plus longtemps, en accroissant la probabilité d'avoir rencontré un conjoint d'âge proche, devrait réduire l'écart d'âge, et cet effet négatif devrait en partie au moins subsister lorsqu'on contrôle l'âge de l'homme ou de la femme à la mise en couple. De même, selon « l'effet capital humain » des études des femmes, le fait d'avoir obtenu un diplôme plus élevé, en accroissant le niveau de vie et donc en réduisant l'attractivité des hommes d'âge mûr, devrait réduire l'écart d'âge, et cet effet négatif devrait en partie au moins subsister lorsqu'on contrôle l'âge de la femme à la mise en couple.

Dans la même ligne d'idées, selon le modèle Bergstrom-Bagnoli, le fait pour un homme de ne pas encore avoir débuté sa carrière professionnelle (plutôt que d'être déjà entré sur le marché du travail), en le rendant moins sécurisant matériellement pour ses conjointes potentielles, devrait le conduire à se mettre en couple avec des femmes relativement moins jeunes par rapport à lui, donc devrait réduire l'écart d'âge entre conjoints ; toutefois, comme le fait de ne pas encore avoir débuté sa carrière professionnelle est le fait d'hommes relativement jeunes, cet effet négatif devrait se réduire une fois que l'on a contrôlé l'âge de l'homme à la mise en couple. Parallèlement, le fait pour une femme de ne pas encore avoir débuté sa carrière professionnelle, en la rendant plus dépendante des revenus de son conjoint, devrait accroître l'écart d'âge entre conjoints ; et là encore, comme le fait de ne pas encore avoir débuté sa carrière professionnelle est le fait de femmes relativement jeunes, cet effet positif devrait se réduire une fois que l'on a contrôlé l'âge de la femme à la mise en couple.

Tableau 27. Modèles d'analyse de variance de l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme (hommes des générations 1935 à 1968 qui se sont mis en couple au moins une fois à partir de 15 ans de 1978 à 1998, sans immigrés) (N = 41 059)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 |
|---|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| GÉNÉRATION | -,234*** | -,227*** | -,227*** | -,072*** | -,073*** | -,074*** |
| NIVEAU D'ÉTUDES | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | -,258* | -,260* | -,350* | -,351* | -,344* |
| BEPC | | -,427*** | -,428*** | -,449*** | -,453*** | -,371** |
| CAP | | -,432*** | -,436*** | -,413*** | -,414*** | -,380*** |
| BEP | | -,393*** | -,396*** | -,407*** | -,419*** | -,391*** |
| Bac techno. ou pro. | | -,375* | -,378* | -,574*** | -,595*** | -,451** |
| Bac général | | -,557*** | -,557*** | -,697*** | -,714*** | -,606*** |
| Diplôme universitaire du 1 ^{er} cycle | | -,458*** | -,458*** | -,761*** | -,785*** | -,615*** |
| Diplôme universitaire des 2 ^e ou 3 ^e cycles | | -,277* | -,276* | -,789*** | -,831*** | -,646*** |
| Étudiant | | -1,857*** | -1,572*** | -1,134*** | -1,149*** | -,977*** |
| Non réponse | | -,233 | -,236 | -,316* | -,323* | -,300* |
| STATUT D'ACTIVITÉ LORS DE LA MISE EN COUPLE | | | | | | |
| <i>A déjà été actif</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| N'a jamais été actif | | | -,584** | -,230 | -,220 | -,216 |
| ÂGE À LA MISE EN COUPLE | | | | ,220*** | ,231*** | ,231*** |
| A DÉJÀ EU DES ENFANTS AVANT LA MISE EN COUPLE | | | | | | |
| <i>Non</i> | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Oui | | | | | -,373*** | -,350*** |
| PCS | | | | | | |
| <i>Agriculteur</i> | | | | | | <i>Réf</i> |
| Indépendant non agricole | | | | | | -,598*** |
| Cadre ou PIS | | | | | | -,636*** |
| Profession intermédiaire | | | | | | -,642*** |
| Employé | | | | | | -,548*** |
| Ouvrier | | | | | | -,396** |
| Toujours inactif | | | | | | -,429 |
| F (ddl) | 4201,949*** (1) | 404,628*** (11) | 371,878*** (12) | 539,727*** (13) | 503,129*** (14) | 353,869*** (20) |
| | | 401,111*** (10) | 10,584** (1) | 99,294*** (1) | 23,509*** (1) | 4,918*** (6) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Tableau 28. Modèles d'analyse de variance de l'écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme (femmes des générations 1935 à 1968 qui se sont mises en couple au moins une fois à partir de 15 ans de 1978 à 1998, sans immigrées) (N = 39 591)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 |
|---|----------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|----------------|
| GÉNÉRATION | ,119*** | ,112*** | ,109*** | ,015* | ,014* | ,015* |
| NIVEAU D'ÉTUDES | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | -,324* | -,261 | -,115 | -,118 | -,091 |
| BEPC | | -,039 | ,024 | ,015 | ,036 | ,076 |
| CAP | | -,271* | -,182 | -,174 | -,141 | -,099 |
| BEP | | -,089 | ,007 | ,003 | ,058 | ,101 |
| Bac techno. ou pro. | | ,060 | ,147 | ,237 | ,317* | ,376* |
| Bac général | | -,133 | -,025 | ,044 | ,124 | ,177 |
| Diplôme universitaire du 1 ^{er} cycle | | -,361** | -,254* | -,059 | ,052 | ,152 |
| Diplôme universitaire des 2 ^e ou 3 ^e cycles | | -,243 | -,142 | ,254 | ,405** | ,360* |
| Étudiante | | ,458*** | ,087 | -,147 | -,066 | ,083 |
| Non réponse | | -,159 | -,129 | -,050 | -,034 | -,024 |
| STATUT D'ACTIVITÉ LORS DE LA MISE EN COUPLE | | | | | | |
| <i>A déjà été active</i> | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| N'a jamais été active | | | 1,010*** | ,764*** | ,732*** | ,385** |
| ÂGE À LA MISE EN COUPLE | | | | -,127*** | -,146*** | -,145*** |
| A DÉJÀ EU DES ENFANTS AVANT LA MISE EN COUPLE | | | | | | |
| <i>Non</i> | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Oui | | | | | ,525*** | ,515*** |
| PCS | | | | | | |
| <i>Agricultrice</i> | | | | | | <i>Réf</i> |
| Indépendante non agricole | | | | | | ,150 |
| Cadre ou PIS | | | | | | -,254 |
| Profession intermédiaire | | | | | | -,591* |
| Employée | | | | | | -,485* |
| Ouvrière | | | | | | -,496* |
| Toujours inactive | | | | | | ,687* |
| F (ddl) | 793,382*** (1) | 78,668*** (11) | 79,634*** (12) | 119,661*** (13) | 113,976*** (14) | 83,062*** (20) |
| | | 7,075*** (10) | 88,349*** (1) | 585,858*** (1) | 38,594*** (1) | 10,543*** (6) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

À partir d'un modèle initial de l'écart d'âge entre conjoints ne comprenant comme variable explicative que la génération des enquêtés (modèle 1), nous introduisons la variable de niveau d'études.¹²³ Chez les hommes (modèle 2 du tableau 27), le fait d'être encore étudiant lors de la mise en couple (plutôt que d'avoir terminé ses études) réduit de façon très sensible l'écart d'âge entre conjoints – ce qui est conforme à un « effet institution » des études –, et le fait d'avoir obtenu un diplôme à l'issue des études (plutôt que de n'avoir obtenu aucun diplôme) réduit lui aussi l'écart d'âge entre conjoints – ce qui est clairement incompatible avec le modèle Bergstrom-Bagnoli. Chez les femmes (modèle 2 du tableau 28), le fait d'être encore étudiante lors de la mise en couple accroît l'écart d'âge entre conjoints – ce qui semble contraire à un « effet institution » des études –, et même si les effets de plusieurs modalités de diplôme ne sont pas significatifs le fait d'avoir obtenu certains diplômes à l'issue des études tend lui aussi à réduire l'écart d'âge entre conjoints – ce qui semble conforme à un « effet capital humain » des études des femmes.

À même niveau de diplôme, le fait d'être encore inactif (plutôt que d'être déjà entré sur le marché du travail) a les effets prévus sur l'écart d'âge entre conjoints. Chez les hommes (modèle 3 du tableau 27), le fait d'être encore inactif réduit l'écart d'âge entre conjoints, conformément à l'idée selon laquelle des hommes qui n'ont pas encore entamé leur carrière ne pourraient attirer que des femmes qui sont suffisamment âgées pour ne pas avoir à dépendre d'eux matériellement. Chez les femmes (modèle 3 du tableau 28), le fait d'être encore inactive accroît l'écart d'âge entre conjoints, conformément à la même idée selon laquelle des femmes dépendantes matériellement de leur conjoint tendent à choisir des hommes suffisamment âgés pour être sécurisants.

Mais qu'advient-il de ces relations statistiques lorsqu'on contrôle l'âge à la mise en couple ? Notons tout d'abord que, comme prévu par le modèle Bergstrom-Bagnoli (modèle 4), l'âge des hommes à la mise en couple accroît très fortement l'écart d'âge entre conjoints

¹²³ Même si les coefficients associés à la variable de génération des enquêtés ne présentent pas ici d'intérêt majeur – cette variable n'est introduite que dans le but que l'effet des autres variables soit mesuré au sein de chaque génération –, il convient d'expliquer pourquoi les hommes semblent connaître un écart d'âge entre conjoints de plus en plus réduit au fil des générations – ce qui est conforme aux observations sur données agrégées – alors que les femmes semblent connaître un écart d'âge entre conjoints de plus en plus élevé au fil des générations – ce qui ne l'est pas. La raison tient à la composition de notre échantillon. En effet, plus les hommes sont d'une génération récente moins ils ont eu l'occasion de se remettre en couple à des âges élevés (or, dans le cas où un enquêté s'est remis en couple c'est bien cette dernière mise en couple que nous observons, et non pas sa première mise en couple) ; comme l'âge des hommes à la mise en couple accroît l'écart d'âge, plus les hommes sont d'une génération récente moins ils ont eu de chances de connaître des écarts d'âge élevés. À l'inverse, comme l'âge des femmes à la mise en couple réduit l'écart d'âge, plus les femmes sont d'une génération récente moins elles ont eu l'occasion de connaître des écarts d'âge réduits. C'est ce dont témoigne le fait que, pour les hommes comme pour les femmes, l'introduction de la variable d'âge à la mise en couple (modèle 4) réduit très sensiblement l'ampleur du coefficient associé à la variable génération.

(et de façon très fortement significative), tandis que l'âge des femmes à la mise en couple le réduit fortement (et de façon très fortement significative). En d'autres termes, plus un homme se met en couple tardivement plus sa conjointe est jeune par rapport à lui, tandis que plus une femme se met en couple tardivement moins son conjoint est âgé par rapport à elle. Plus précisément, chez les hommes chaque année d'âge supplémentaire à la mise en couple tend à accroître l'écart d'âge avec leur conjointe de 0,22 an, tandis que chez les femmes chaque année d'âge supplémentaire à la mise en couple tend à réduire l'écart d'âge avec leur conjoint de 0,12 an (modèles 4). L'âge à la mise en couple reste, de loin, le déterminant majeur de l'écart d'âge, ce qui s'explique vraisemblablement par le fait que les hommes préfèrent les femmes relativement jeunes – donc plus ils se mettent en couple tard, plus les femmes qu'ils estiment attractives sont jeunes par rapport à eux – et par le fait que les femmes préfèrent les hommes relativement mûrs – donc plus elles se mettent en couple tard, moins les hommes qu'elles estiment sécurisants sont âgés par rapport à elles.

Chez les hommes (modèle 4 du tableau 27), à *âge donné de mise en couple*, le fait d'être encore étudiant réduit l'écart d'âge, et le niveau de diplôme obtenu à l'issue des études tend lui aussi à réduire l'écart d'âge entre conjoints. Ces deux observations sont à la fois inexplicables par le modèle Bergstrom-Bagnoli et conformes à un « effet institution » des études. Il semble clair que, pour ce qui concerne les hommes, le gradient social de l'écart d'âge entre conjoints s'est inversé dans la France contemporaine par rapport à ce qu'il était jusque vers la première moitié du XX^e siècle : le lieu d'études constituant un lieu de recrutement du conjoint propice à des unions avec des femmes d'âge proche du leur, les hommes les plus diplômés (ainsi que les étudiants) sont désormais ceux qui connaissent les écarts d'âge les plus faibles avec leur conjointe. Par ailleurs, une fois que l'on contrôle par l'âge à la mise en couple, le fait pour les hommes de n'être pas encore entré sur le marché du travail ne réduit plus significativement l'écart d'âge entre conjoints, peut-être parce que les hommes qui se mettent en couple avant leur entrée sur le marché du travail sont trop peu nombreux pour qu'un tel effet soit ici mesurable (d'autant que la modalité « étudiant » est aussi incluse dans le modèle).

Chez les femmes (modèle 4 du tableau 28), à *âge donné de mise en couple*, ni le fait d'être encore étudiante ni le niveau de diplôme obtenu à l'issue des études n'ont d'effet significatif sur l'écart d'âge, ce qui implique que pour elles ni « l'effet institution » ni « l'effet capital humain » des études ne sont véritablement observés. Apparemment, le fait pour une femme d'être étudiante (plutôt que d'avoir terminé ses études) ne modifie pas sensiblement ses critères de choix du conjoint en matière d'âge, et le fait d'avoir obtenu un diplôme

relativement élevé (plutôt qu'un diplôme de niveau inférieur) ne réduit pas sensiblement sa préférence pour des hommes d'âge mûr (ce serait même le contraire pour les diplômes universitaires les plus élevés, dans les modèles 5 et 6). En outre – et comme prévu – le fait de contrôler par l'âge à la mise en couple réduit mais n'annule pas l'effet positif du fait de ne pas encore avoir débuté sa carrière professionnelle, ce qui tend à confirmer que pour une femme le fait de ne pas encore avoir débuté sa carrière professionnelle, en la rendant plus dépendante des revenus de son conjoint, l'incite à choisir un conjoint d'âge suffisamment mûr pour être sécurisant matériellement.

Plusieurs analyses ici non reportées confirmant le résultat déjà obtenu selon lequel c'est moins le rang de l'union (première union, ou union ultérieure) que le fait d'avoir déjà eu des enfants qui modifie l'écart d'âge entre conjoints dans la France contemporaine (Vanderschelden 2006b), nous introduisons une variable indiquant si l'enquêté a – ou non – déjà eu des enfants à la date de sa mise en couple (modèle 5). À ce propos, en admettant – avec le modèle Bergstrom-Bagnoli – que l'âge des hommes est en partie perçu par les femmes comme un indicateur de position sociale et que l'âge des femmes est en partie perçu par les hommes comme un indicateur de fertilité, on peut s'attendre à observer deux phénomènes. D'une part, le fait pour un homme d'avoir déjà eu des enfants dans un couple précédent, en réduisant son désir d'avoir des enfants dans son nouveau couple, devrait réduire le degré auquel il préfère une conjointe plus jeune que lui, ce qui devrait réduire l'écart d'âge. D'autre part, le fait pour une femme d'avoir la charge des enfants qu'elle a eus dans un couple précédent, en accroissant la valeur qu'elle accorde à la sécurité matérielle que peut lui procurer un conjoint, devrait accroître le degré auquel elle préfère un conjoint plus âgé qu'elle, ce qui devrait accroître l'écart d'âge.

Effectivement, à même génération, même âge à la mise en couple, même niveau d'études et même statut d'activité lors de la mise en couple, le fait pour un homme d'avoir déjà eu des enfants tend à réduire (de façon très fortement significative) l'écart d'âge entre conjoints (modèle 5 du tableau 27), tandis que pour une femme le fait d'avoir déjà eu des enfants tend à accroître (de façon très fortement significative) l'écart d'âge entre conjoints (modèle 5 du tableau 28). En outre, l'introduction de cette variable dans les modèles ne modifie que peu les coefficients associés aux variables de niveau d'études, de statut d'activité et d'âge à la mise en couple, ce qui signifie que les régularités que nous avons observées entre ces variables et l'écart d'âge sont relativement robustes.

Enfin, dans un dernier modèle, nous examinons si le gradient social de l'écart d'âge entre conjoints est effectivement inverse à celui qui prévaut dans les sociétés agraires et à

celui qui est prévu par le modèle Bergstrom-Bagnoli, mais en utilisant non plus le seul niveau de diplôme, mais aussi la catégorie socioprofessionnelle des individus. Notons que nous n'avons pas utilisé cet indicateur dans les premiers modèles car la catégorie que renseigne l'enquête est la catégorie socioprofessionnelle *à la date de l'enquête*, et non pas à la date de la mise en couple, ce qui expose cette variable à toute une série de biais. Quoi qu'il en soit, à même niveau de diplôme et à autres variables contrôlées, pour les hommes c'est chez les agriculteurs, et pour les femmes c'est chez les inactives (puis chez les agricultrices voire les indépendantes non agricoles) que l'écart d'âge entre conjoints est le plus élevé (modèle 6). Cela pourrait en partie s'expliquer par le fait qu'il s'agirait là des individus qui ont la plus grande fécondité désirée, ce qui à la fois inciterait ces hommes à choisir des femmes relativement jeunes (donc plus fertiles, et encore fertiles pendant plus longtemps) et inciterait ces femmes à choisir des hommes relativement mûrs (donc mieux à même d'assumer la charge de plusieurs enfants). En effet, dans notre échantillon, les hommes les plus féconds sont bien les agriculteurs (1,9 enfant en moyenne, contre 1,81 dans la population générale), et les femmes les plus fécondes sont bien les inactives (2,91 enfants en moyenne) ainsi que les agricultrices (2,23 enfants en moyenne, contre 1,91 dans la population générale).¹²⁴

Pour ce qui concerne les variations d'écart d'âge entre conjoints selon la catégorie socioprofessionnelle des hommes, il apparaît que l'écart d'âge tend bien à *décroître* avec la position sociale. En effet, mis à part les agriculteurs – qui sont les hommes qui connaissent le plus fort écart d'âge –, les ouvriers connaissent un écart d'âge plus élevé que les employés et indépendants, qui eux-mêmes connaissent un écart d'âge plus élevé que les professions intermédiaires et les cadres ou professions intellectuelles supérieures. De même qu'avec le niveau de diplôme, on observe qu'avec la catégorie socioprofessionnelle des hommes l'écart d'âge entre conjoints décroît de nos jours à mesure que s'élève la position sociale. De ce point de vue, il est clair que le gradient social de l'écart d'âge entre conjoints qui est observé dans la France contemporaine est inverse à celui qui est observé dans les sociétés agraires pour lesquelles des données sont disponibles : alors que des données brutes indiquent que l'écart d'âge entre conjoints croît avec la position sociale de l'homme dans les sociétés agraires mais que ce n'est plus le cas dans la France contemporaine, les résultats nets indiquent que dans la

¹²⁴ Le fait que les agriculteurs connaissent un écart d'âge entre conjoints relativement élevé ne saurait ici s'expliquer par le fait qu'ils passent un temps relativement long à accumuler le capital nécessaire à l'acquisition d'une exploitation – ce qui accroîtrait leur âge à la mise en couple et par suite l'écart d'âge avec leur conjointe – parce que les analyses ici reportées identifient l'effet de la profession des hommes sur l'écart d'âge *à même âge à la mise en couple*.

France contemporaine l'écart d'âge entre conjoints décroît avec la position sociale de l'homme.

2.3.4. Bilan général sur l'écart d'âge entre conjoints

Parvenus au terme de nos investigations sur l'écart d'âge entre conjoints, il convient d'en dresser un bilan. Dans un premier temps, nous avons établi plusieurs phénomènes empiriques :

- ✓ il existe un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme dans la quasi totalité des sociétés humaines connues, quels que soient le lieu et la période ;
- ✓ au fil du temps aussi bien qu'entre sociétés, cet écart d'âge moyen entre conjoints tend à décroître avec le développement socioéconomique ;
- ✓ au sein de toutes ces sociétés, l'écart d'âge moyen entre conjoints croît avec l'âge de l'homme à la mise en couple et décroît avec l'âge de la femme à la mise en couple ;
- ✓ au sein des sociétés agraires, l'écart d'âge moyen entre conjoints croît avec la position sociale du couple.

Dans un second temps, nous avons cherché à expliquer ces phénomènes, c'est-à-dire à restituer les « bonnes raisons » que peuvent avoir les individus de former des couples comportant un écart d'âge entre conjoints au profit de l'homme. En nous appuyant sur un modèle explicatif proposé par la théorie du choix rationnel, nous avons montré que le fait qu'il existe un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme dans la (quasi) totalité des sociétés humaines connues semble fondamentalement dériver du fait – apparemment lui aussi universel – que les hommes préfèrent les femmes jeunes et que les femmes préfèrent les hommes d'âge mûr, et ce en raison de l'importance qu'accorderaient les hommes à l'attractivité physique ainsi qu'à la fertilité de leurs conjointes, et en raison de l'importance qu'accorderaient les femmes au niveau ainsi qu'à la stabilité des revenus ou ressources de leurs conjoints.

À cet égard, il n'est pas étonnant qu'au fil du temps aussi bien qu'entre sociétés le développement socioéconomique réduise l'écart d'âge entre conjoints. D'une part, le fait que les hommes désirent de moins en moins d'enfants réduit pour eux l'importance d'avoir pour conjointe une femme jeune ; en accord avec cette explication, nous avons observé que dans la France contemporaine les individus qui font le plus d'enfants font partie des catégories socioprofessionnelles qui connaissent les écarts d'âge les plus élevés, et nous avons observé que les hommes qui ont déjà eu des enfants connaissent dans leur nouveau couple des écarts

d'âge relativement réduits. D'autre part, le fait que les femmes deviennent indépendantes économiquement réduit pour elles l'importance d'avoir pour conjoint un homme d'âge mûr ; et de fait, dans la France contemporaine, nous avons observé que les femmes qui n'ont pas encore débuté leur carrière professionnelle tendent à choisir des hommes avec lesquels elles entretiennent un écart d'âge plus grand que celles qui l'ont déjà débutée.

De même, il n'est pas étonnant que, dans toutes les sociétés humaines qui ont été analysées – et notamment, ici, la France contemporaine –, l'écart d'âge croisse avec l'âge de l'homme à la mise en couple et décroisse avec celui de la femme à la mise en couple. La préférence des hommes pour des femmes jeunes les conduit à se mettre en couple avec des femmes d'autant plus jeunes par rapport à eux qu'ils sont eux-mêmes plus âgés, et la préférence des femmes pour des hommes d'âge mûr les conduit à se mettre en couple avec des hommes d'autant moins âgés par rapport à elles qu'elles sont elles-mêmes plus âgées.

Les recherches que nous avons menées à partir de la littérature empirique sur diverses sociétés agraires ainsi qu'à partir de modèles d'analyse de variance sur la France contemporaine indiquent en outre que le gradient social de l'écart d'âge entre conjoints s'est inversé. Alors que, dans les sociétés agraires, l'écart d'âge croît avec la position sociale des hommes – car ne peuvent atteindre une position sociale élevée que les hommes qui reportent leur mariage pour se constituer un capital, ce report du mariage accroissant leur écart d'âge avec leur épouse –, dans la France contemporaine l'écart d'âge décroît à mesure que s'élève le niveau de diplôme des hommes, vraisemblablement parce que le fait de prolonger ses études accroît la probabilité de rencontrer sa conjointe sur son lieu d'études, un lieu sur lequel sont concentrées des femmes d'âges très proches. Ces observations menées sur la société française contemporaine tendent donc à indiquer que la prolongation de la scolarité des hommes, mais aussi l'entrée des femmes sur le marché du travail ainsi que la baisse de la fécondité désirée enclenchent divers mécanismes (« effet institution » des études des hommes, « effet indépendance » du travail des femmes) qui incitent les individus à réduire l'écart d'âge au profit de l'homme au sein de leurs couples. En revanche, il n'existe pas de raison forte de penser que l'écart d'âge entre conjoints serait près de disparaître.

3. La dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle : intensité, calendrier et initiative

Après avoir présenté une analyse des comportements de formation des couples, nous proposons dans cette partie d'analyser – toujours au prisme de la théorie du choix rationnel – les comportements de dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle. Pour cela, il convient de présenter les phénomènes majeurs qui sont observés en France au cours de la seconde moitié du XX^e siècle à partir de données agrégées (3.1), avant d'analyser les phénomènes de séparation et de divorce grâce à des modélisations statistiques de données individuelles tirées de l'enquête *Étude de l'histoire familiale* 1999 (3.2). Le lecteur qui voudrait connaître les conclusions de ces investigations peut lire le bilan que nous en tirons, à la section 3.2.3. Concernant non plus les questions d'intensité ou de calendrier de la rupture d'union, mais plutôt la question de l'initiative du divorce, nous testons enfin un modèle explicatif de la féminité de l'initiative du divorce (3.3).

3.1. La hausse de l'intensité et le maintien du calendrier de la divortialité : observations sur données agrégées

De même que pour la primo-nuptialité, les démographes ont développé des indicateurs d'intensité et de calendrier de la divortialité, et ce aussi bien au sein des « promotions » de mariage (soit, l'ensemble des individus mariés une même année civile) qu'au sein des périodes (tableau 29).

Tableau 29. Typologie des indicateurs de divortialité

| | Divortialité des promotions | Divortialité du moment |
|------------|---|--|
| Intensité | Part des mariages dissous par divorce | Indicateur conjoncturel de divortialité |
| Calendrier | Durée moyenne du mariage au divorce (au sein d'une promotion de mariage donnée) | Durée moyenne du mariage au divorce (une année donnée) |

L'indicateur d'intensité de la divortialité des promotions de mariage peut s'appeler « part des mariages dissous par divorce » : c'est la part des mariages d'une année donnée qui aboutissent à un divorce au bout d'une durée de mariage au-delà de laquelle on admet que le nombre de divorces devient négligeable, habituellement 40 ans de mariage. Par exemple, si en France 16 % des mariages conclus en 1960 aboutissent à un divorce au bout de 40 ans de mariage (soit, en 2000), on dira que la part des mariages de la promotion 1960 dissous par divorce atteint 16 %. L'indicateur du calendrier de la divortialité des promotions de mariage, quant à lui, s'appelle « durée moyenne (ou médiane) du mariage au divorce » : comme son nom l'indique, c'est la moyenne (ou la médiane) des durées du mariage au moment du divorce parmi les couples mariés une année donnée. Par exemple, si en France les mariages de la promotion 1960 qui ont abouti à un divorce se sont achevés en moyenne au bout de 17,3 ans, on dira que la durée moyenne du mariage au divorce au sein de la promotion de mariage 1960 est de 17,3 ans.

L'indicateur du calendrier de la divortialité du moment s'appelle lui aussi « durée moyenne du mariage au divorce » : c'est la moyenne des durées du mariage au moment du divorce parmi les couples divorcés une année donnée. Par exemple, si en France les divorces de l'année 2000 ont en moyenne été prononcés au bout de 13,9 ans de mariage, on dira que la durée moyenne du mariage au divorce en 2000 est de 13,9 ans. L'indicateur d'intensité de la divortialité du moment, qui s'appelle « indicateur conjoncturel de divortialité », est plus complexe à comprendre : c'est l'analogue, pour le divorce, de ce qu'est l'indicateur

conjoncturel de primo-nuptialité pour le premier mariage. Cet indicateur de propension à divorcer plutôt qu'à ne pas divorcer est calculé de la façon suivante : c'est, parmi les couples mariés présents dans une population lors d'une année donnée, la somme des taux de divortialité à chaque durée de mariage (part des couples mariés depuis une année qui divorcent, part des couples mariés depuis deux années qui divorcent, etc., jusqu'à la part des couples mariés depuis 40 ans qui divorcent). Exprimé en pourcentage, cet indicateur conjoncturel de divortialité indique la part des mariages d'une promotion fictive donnée qui se concluraient par un divorce si les taux de divortialité par durée de mariage observés une année donnée étaient vécus à chaque durée de mariage par les couples d'une même promotion (fictive) ; par exemple, le fait qu'en France en 2000 l'indicateur conjoncturel de divortialité soit de 38 % peut s'interpréter comme suit : si la propension au divorce à chaque durée de mariage observée en France en 2000 se perpétuait sur le long terme, 38 % des mariages de chaque promotion se concluraient par un divorce. Cet indicateur est de bonne qualité, puisqu'il est insensible à la structure par durée de mariage de la population mariée.

Encadré 17. L'histoire de la séparation de corps et du divorce en France

Le divorce est la dissolution du mariage du vivant des époux par décision judiciaire, qui permet à chacun des époux de se remarier. À cet égard, le divorce doit être distingué non seulement de la simple séparation (ou « séparation de fait »), qui est l'acte non juridique par lequel deux conjoints cohabitants rompent leur union ou l'acte non juridique par lequel deux époux cessent de vivre ensemble sans pour autant formaliser leur rupture, mais aussi de la « séparation de corps », qui est l'acte juridique par lequel deux époux sont dispensés de vivre ensemble tout en restant unis par certains liens du mariage (notamment le devoir mutuel de secours), ce qui ne leur permet pas de se remarier.

- **La période révolutionnaire : une législation très libérale**

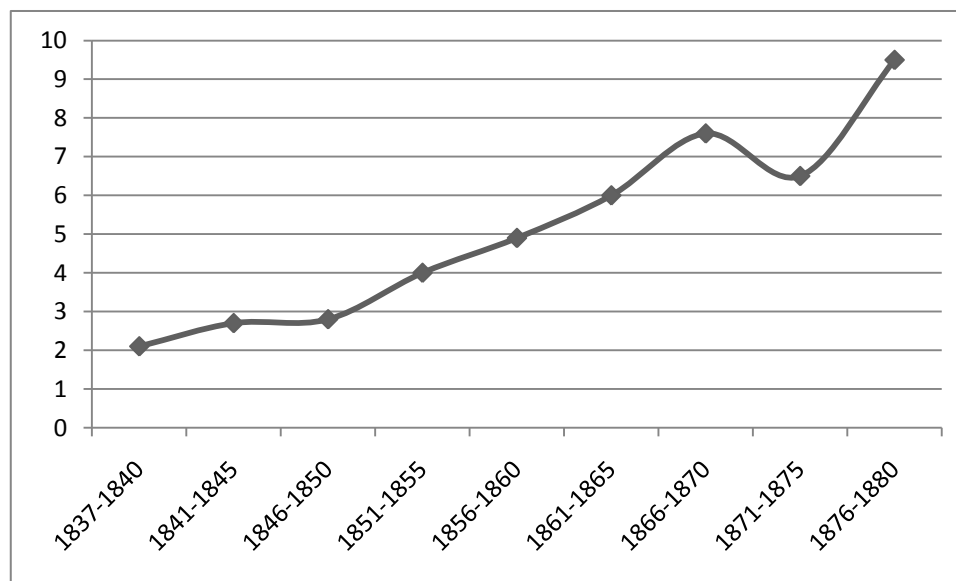
Dans la France d'Ancien Régime, où prévaut le droit canon, la rupture d'union ne peut se faire que par séparation de corps, et non pas par divorce (le divorce est interdit par l'Église depuis le Concile de Trente (1563)). C'est par la loi du 20 septembre 1792 que la Constituante permet le divorce ; dans son préambule, cette loi indique que « la faculté de divorcer résulte de la liberté individuelle dont un engagement indissoluble serait la perte ». Avant même ses extensions de 1793 et 1794, cette loi apparaît extrêmement libérale, et ce pour deux raisons. D'une part, non contente d'instaurer le divorce, la loi supprime la séparation de corps ; et elle permet qu'à l'initiative de l'un des ex-époux les séparations de corps prononcées avant 1792 soient converties en divorces. D'autre part, la loi permet d'obtenir le prononcé du divorce non seulement si l'un des époux a commis une faute au sein de l'union, mais pour divers autres motifs : par consentement mutuel, pour incompatibilité d'humeur avec son conjoint, ou pour une des causes énumérées par la loi (démence, folie ou fureur de l'un des conjoints ; condamnation de l'un d'eux à des peines afflictives ou infamantes ; crimes, sévices ou injures graves de l'un envers l'autre ; dérèglement notoire des mœurs ; abandon de la femme par le mari ou inversement pendant deux ans au moins ; absence de l'un des époux, sans nouvelles, au moins pendant cinq ans ; émigration). Face à l'essor des divorces (en 1793 on dénombre à Paris un divorce pour trois mariages), une loi du 3 août 1795 restreint l'accès au divorce, avant que le Code civil de 1804 ne rétablisse la séparation de corps et ne limite encore le nombre de motifs du divorce (suppression du motif d'incompatibilité d'humeur, restrictions au

prononcé du divorce par consentement mutuel ou pour diverses causes énumérées), ce qui réduit très sensiblement la fréquence du divorce.

- Le XIX^e siècle (1816-1884) : l'interdiction du divorce

La loi du 8 mai 1816, adoptée sous la Restauration, interdit le divorce. Ainsi, plus aucun divorce n'est prononcé : ne subsiste plus que la séparation de corps. Cela dit, la fréquence des séparations de corps tend à s'accroître au fil du XIX^e siècle : non seulement le nombre de demandes de séparation de corps quadruple presque entre 1840 et 1883 (de 940 à 3 715) (Ronsin 1992), mais en outre le nombre de séparations de corps pour 1 000 mariages fait plus que quadrupler des années 1830 aux années 1870 (figure 72).

Figure 72. Nombre de séparations de corps pour 1 000 mariages – France, XIX^e siècle



Source : Bertillon 1883.

Près de 80 % des époux qui demandent leur séparation de corps entre 1840 et 1883 le font après au moins cinq années de vie commune (Ronsin 1992). Des années 1850 aux années 1870 au moins, ces séparations de corps sont relativement plus fréquentes au Nord qu'au Sud de la Loire (et surtout dans les départements de la Seine – « fief de l'instabilité conjugale » –, du Calvados, de la Seine-Inférieure et de la Meuse) (Bertillon 1883 ; Ronsin 1992).

- De 1884 à 1975 : la permission du divorce pour faute

C'est par la loi du 27 juillet 1884 (dite loi Naquet) que la III^e République rétablit le divorce. Cette loi prend toutefois les précautions, d'une part, de préserver la séparation de corps et, d'autre part, de ne permettre le divorce que pour le motif de faute (adultère, condamnation à une peine afflictive et infamante, ou excès, sévices et injures graves). La fréquence du divorce augmente alors au fil du temps, et ce à peu près partout en France (Desforges 1947), même si en 1896, 1920, 1946 et 1975 subsiste une propension au divorce relativement forte dans le Nord et relativement faible en Bretagne, en Alsace, dans le Sud du Massif central et dans le pays basque (Le Bras, Todd 1981, p. 156-157). Ainsi, le nombre de demandes en divorce et en séparation de corps triple entre 1883 et 1894 (de 3 715 à 11 549) (Ronsin 1992).

Les divorces sont beaucoup plus fréquents que les séparations de corps, et cet écart s'accroît au fil du temps : alors qu'en 1890-1894 et 1900-1904 on compte 20 séparations de corps pour 100 divorces, on n'en compte plus que 15 en 1910-1913, 13 en 1936-1938, 12 en 1962-1964, et 12 en 1965-1968 (Roussel 1970). Cela n'empêche toutefois pas quelques variations entre régions françaises, puisque par exemple en 1938 le nombre de séparations de corps pour 100 divorces est beaucoup plus fort en Bretagne, et moins fort à Paris, que dans la France entière : « un tiers des demandes formées dans le ressort de la Cour de Rennes tendent à obtenir la séparation de corps, contre moins de 5 % à Paris, et 12 % environ pour l'ensemble de la France » (Desforges 1947).

Par ailleurs, les divorces les plus fréquents sont accordés pour « excès, sévices et injures graves » ; en 1909, 77 % des jugements de divorce sont accordés pour ce motif, 21 % des jugements de divorce sont accordés pour adultère de l'un ou de l'autre des époux, et 2 % sont accordés pour « condamnation à une peine afflictive et infâmante » (Adler 1983). Cela dit, lorsque deux époux sont d'accord pour divorcer, il n'est pas rare qu'ils simulent un de ces motifs pour obtenir le divorce.

Plusieurs autres lois – d'importance moindre – affectent le droit de la rupture d'union : une loi de 1893 accorde à la femme séparée de corps la pleine capacité, une loi de 1904 abroge l'article interdisant le mariage avec le complice adultère, et une loi de 1908 rend automatique la conversion de séparation de corps en divorce lorsque l'un des ex-conjoints la demande trois ans après le jugement de séparation de corps. Par ailleurs, le régime de Vichy interdit par la loi du 2 avril 1941 le divorce pendant les trois premières années de mariage ; cette disposition est supprimée le 12 avril 1945.

Le droit du divorce ne change pas sensiblement dans les années 1950 et 1960. Tout juste notera-t-on que les événements de mai 1968, en provoquant la fermeture du Tribunal de la Seine pendant un mois et demi, réduisent le nombre d'affaires qui sont traitées et donc le nombre de divorces prononcés.

- De 1975 à nos jours : la permission du divorce par consentement mutuel

C'est la loi du 11 juillet 1975, qui entre en vigueur le 1^{er} janvier 1976 (et commence à faire sentir ses effets en 1977, puisque les procédures de divorce durent alors en moyenne 12 mois (Sardon 2005 b)), qui modifie de façon importante le droit du divorce. En effet, cette loi ajoute au divorce pour faute deux autres types de motif de divorce : le divorce par consentement mutuel (soit sur demande conjointe des époux soit sur demande de l'un des deux acceptée par l'autre), et le divorce pour rupture de vie commune (soit que les époux vivent séparés de fait depuis six ans, soit que l'un des époux souffre d'une maladie mentale grave). Le divorce pour faute, lui, concerne toujours des divorces dans lesquels un des deux époux a commis un fait constituant une violation grave ou renouvelée des devoirs et obligations du mariage (devoirs de fidélité, d'assistance et de secours, obligation de communauté de vie) qui rend intolérable le maintien de la vie de couple.

La principale nouveauté de cette loi est donc la réintroduction du divorce par consentement mutuel, qui dispense les époux qui sont d'accord pour divorcer de simuler des torts afin d'obtenir le prononcé du divorce, et qui permet plus généralement de dédramatiser le divorce. Chacun de ces trois types de divorce est prononcé par un juge aux affaires familiales (nouvellement créé), à l'issue d'une procédure spécifique. Plusieurs autres lois, dont celle du 26 mai 2004, ont ensuite visé à simplifier la procédure de divorce (notamment par consentement mutuel) et à en réduire la durée.

Cet aperçu historique indique qu'en France depuis le XIX^e siècle l'accès au divorce s'est libéralisé, et les formes possibles de divorce se sont diversifiées. On est passé de l'absence de divorce au divorce pour faute (« divorce sanction ») puis au divorce par consentement mutuel (« divorce faillite »). Dans d'autres pays, comme la Suède, les pouvoirs publics ont même poussé la libéralisation du divorce jusqu'à introduire une forme de divorce sur initiative unilatérale : il suffit alors qu'un seul des conjoints désire divorcer pour qu'il puisse obtenir le prononcé du divorce. Sur ce point, on notera qu'alors que dans les pays où existe le divorce par consentement mutuel (mais pas le divorce unilatéral) c'est le conjoint qui veut le *moins* le divorce qui a le plus de pouvoir de négociation puisqu'il peut conditionner son accord pour divorcer à l'obtention de divers avantages, dans les pays où existe aussi le divorce unilatéral c'est le conjoint qui veut le *plus* le divorce qui a le plus de pouvoir de négociation puisqu'il peut conditionner son maintien dans le couple à l'obtention de divers avantages.

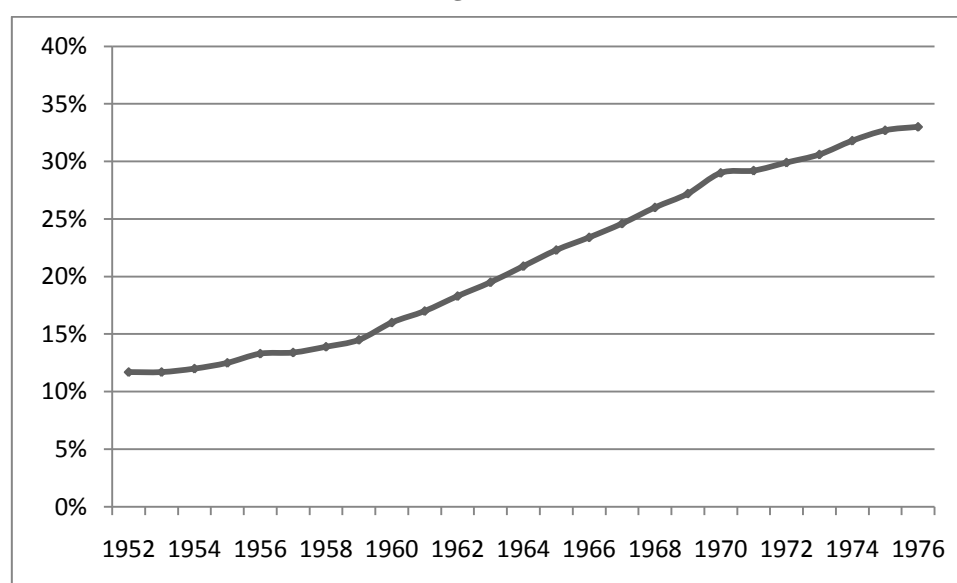
3.1.1. La hausse de l'intensité et le maintien du calendrier de la divortialité en France

Commençons par décrire l'évolution du divorce en France au fil des promotions de mariage.

3.1.1.1. Au fil des promotions de mariage

La part des mariages dissous par divorce (au bout de 40 ans de mariage) n'a cessé de croître au fil des promotions de mariage 1952 à 1976, et peut-être particulièrement à partir de la promotion 1960 (figure 73). Ainsi, alors que dans la promotion de mariage 1952 seuls 12 % des mariages finiront par être dissous par divorce, dans la promotion de mariage 1976 on estime que plus d'un tiers des mariages finiront par être dissous par divorce.

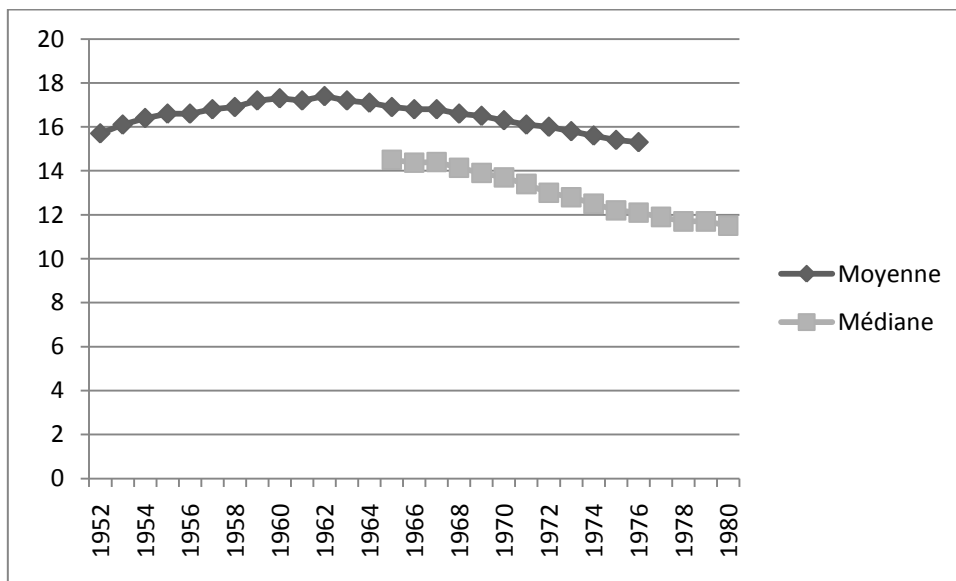
Figure 73. Part des mariages dissous par divorce au bout de 40 ans de mariage – France, promotions de mariage 1952-1976



Source : Sardon 2005b (les données des promotions 1963 et suivantes étant des estimations).

Pour ce qui concerne le calendrier du divorce, il s'est modifié de façon beaucoup moins importante : sur les promotions de mariage 1952 à 1976, la durée moyenne du mariage au divorce reste comprise entre 15 et 18 ans. Cela dit, après avoir légèrement augmenté jusqu'à la promotion de mariage 1962, la durée moyenne du mariage au divorce baisse légèrement (figure 74). Selon certaines estimations, la durée moyenne du mariage au divorce pourrait même continuer de baisser pour être de 14,4 ans pour la promotion 1980 et 13,3 ans pour la promotion 1990, et la durée médiane du mariage au divorce pourrait elle aussi continuer de baisser (Prioux 2003 ; Ined 2002). Il apparaît donc que depuis les promotions du début des années 1960 la durée moyenne du mariage au divorce tend à baisser, ce qui signifie que la hausse du risque de divorce a relativement plus affecté les « jeunes couples » (les mariages de durée faible) que les « vieux couples » (les mariages de durée longue).

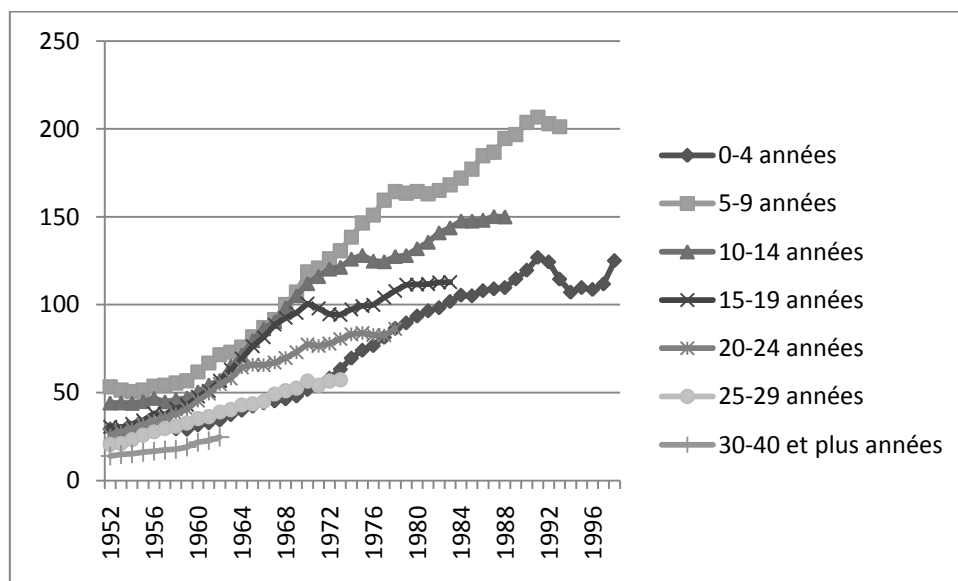
Figure 74. Durées moyenne et médiane du mariage au moment du divorce – France, promotions de mariage 1952-1980



Sources : Sardon 2005b (durée moyenne du mariage au divorce, les données des promotions 1962 et suivantes étant des estimations), Eurostat (durée médiane du mariage au divorce).

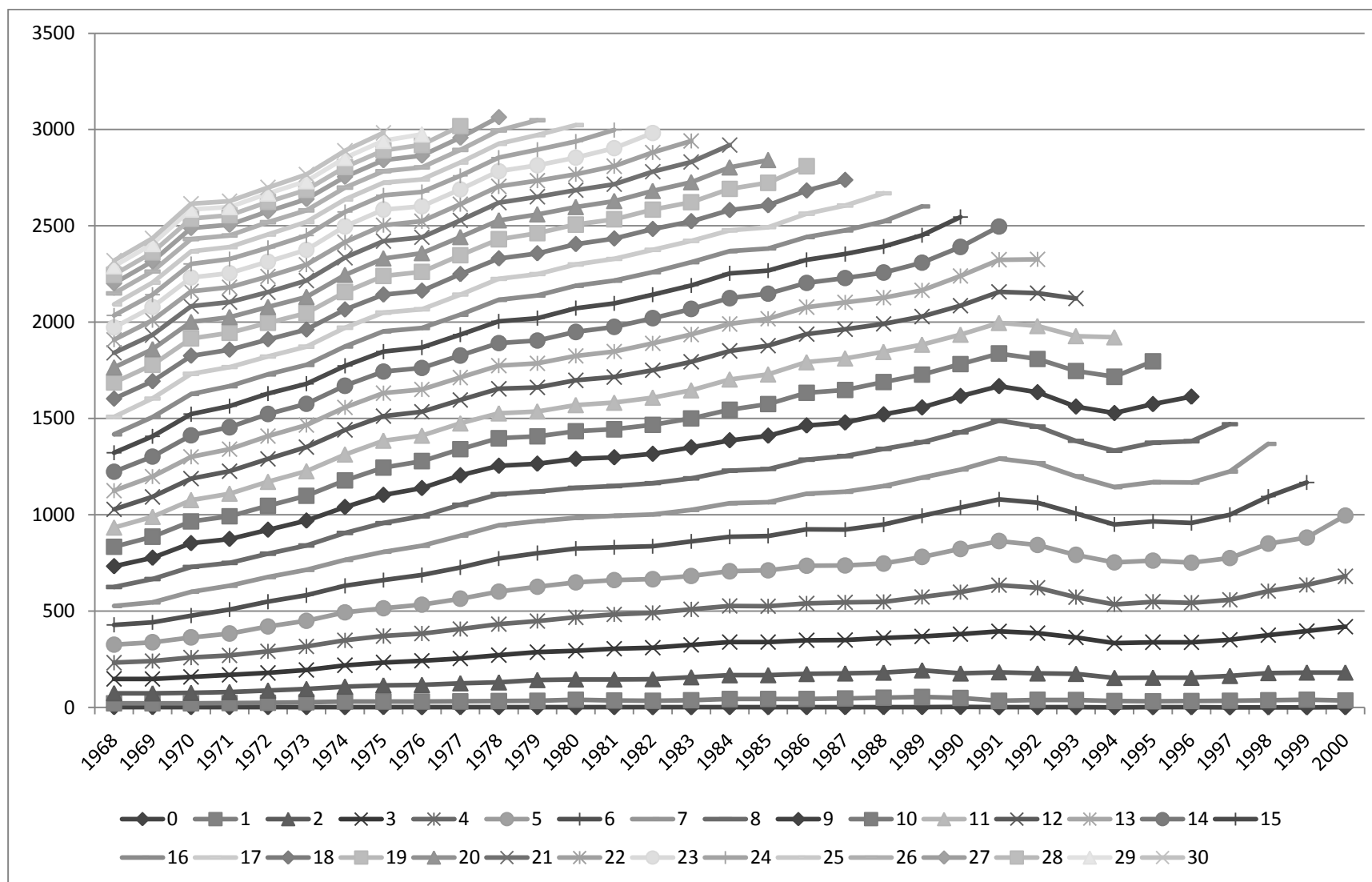
C'est ce que confirme une décomposition des taux de divortialité par durée de mariage : même si la part des mariages dissous par divorce l'année même du mariage n'a pas crû et que la part des mariages dissous par divorce l'année suivant le mariage n'a que très peu crû au fil des promotions (figure 76), depuis les promotions du tournant des années 1960 les taux de divortialité ont augmenté à toutes les durées de mariage mais particulièrement à des durées relativement courtes : 5-9 ans, et 10-14 ans de mariage (figure 75). Comme on l'a déjà écrit, « c'est progressivement autour de la cinquième année de mariage que se sont concentrés les risques [de divorce] les plus forts dans les dernières promotions » (Prioux 2003 ; Ined 2002).

Figure 75. Taux de divortialité (pour 10 000 mariages restants) par durée de mariage – France, promotions de mariage 1952-1998



Source : Sardon 2005b.

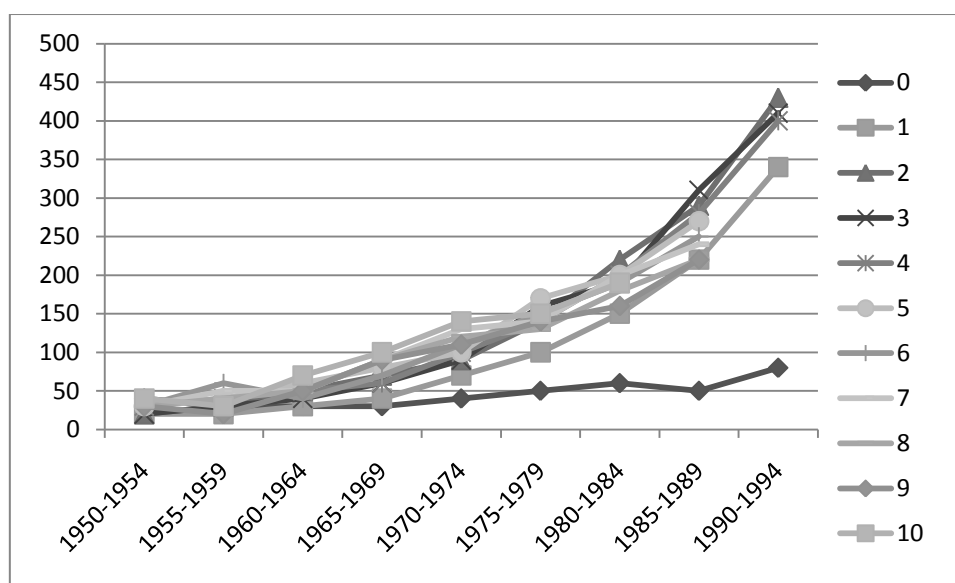
Figure 76. Taux de divortialité cumulé (pour 10 000 mariages initiaux) par durée de mariage – France, promotions de mariage 1968-2000



Sources : Ministère de la Justice, INSEE.

Si l'on analyse non plus la seule occurrence du divorce mais celle de toutes les ruptures d'union (mariées ou cohabitantes), il apparaît que là encore depuis les promotions du tournant des années 1960 les taux de rupture ont augmenté à toutes les durées (mais moins fortement à 0 an) (figure 77). Par ailleurs, ces taux de rupture par durée d'union étant en moyenne environ deux fois plus élevés que les taux de divortialité par durée de mariage (comparer les ordonnées des figures 77 et 75), il est clair que le risque de séparation des unions cohabitantes dépasse sensiblement le risque de divorce (des unions mariées).

Figure 77. Taux de rupture d'union (pour 10 000 unions restantes) par durée d'union – France, promotions quinquennales de mise en couple 1950-1994



Source : Vanderschelden 2006

Résumons-nous. L'histoire de la divortialité française au fil des promotions de mariage de la seconde moitié du XX^e siècle indique qu'à partir des promotions du début des années 1960 la part des mariages dissous par divorce croît fortement, et ce plus particulièrement au sein des mariages de relativement courte durée (10 ans ou moins).

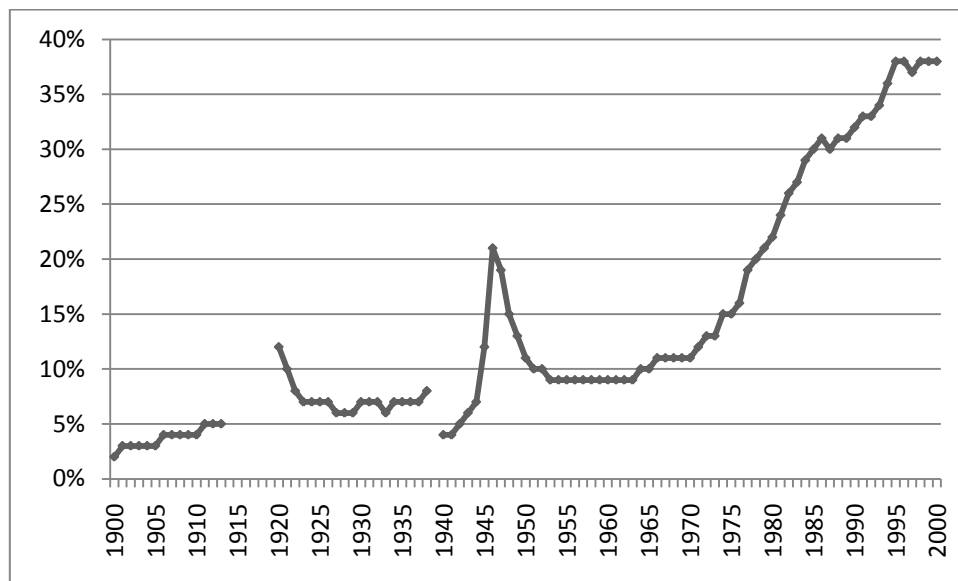
3.1.1.2. Au fil des périodes

Au fil des années du XX^e siècle, l'indicateur conjoncturel de divortialité connaît un premier pic suite à la Première Guerre Mondiale, puis un pic important suite à la Seconde Guerre Mondiale (figure 78). Dans ces deux cas, plusieurs raisons ont pu contribuer à accroître la divortialité lors des après-guerres : les mariages conclus avant la guerre ont pu être fragilisés par la guerre (par la longue séparation des époux, par l'activité professionnelle de l'épouse et/ou par le choc traumatique subi par les combattants) ; les mariages conclus pendant la guerre pourraient être particulièrement fragiles (dans la mesure où le fait d'être

marié procure aux hommes mobilisables et à leurs épouses certains avantages, la guerre les inciterait à précipiter leur mariage, ce qui les conduirait à former des couples relativement peu solides) ; et certains divorces qui auraient eu lieu au moment de la guerre ont pu être reportés à l'après-guerre (Festy 1988 ; Pavalko, Elder 1990).

Si l'on omet ces variations de court terme, le phénomène majeur que l'on observe est la très forte hausse de la fréquence du divorce à partir de la seconde moitié des années 1960 : alors que dans les années 1950 et jusqu'en 1965 l'indicateur conjoncturel de divortialité ne dépassait pas 9 % à 10 %, il a par la suite crû jusqu'à 38 % en 2000.

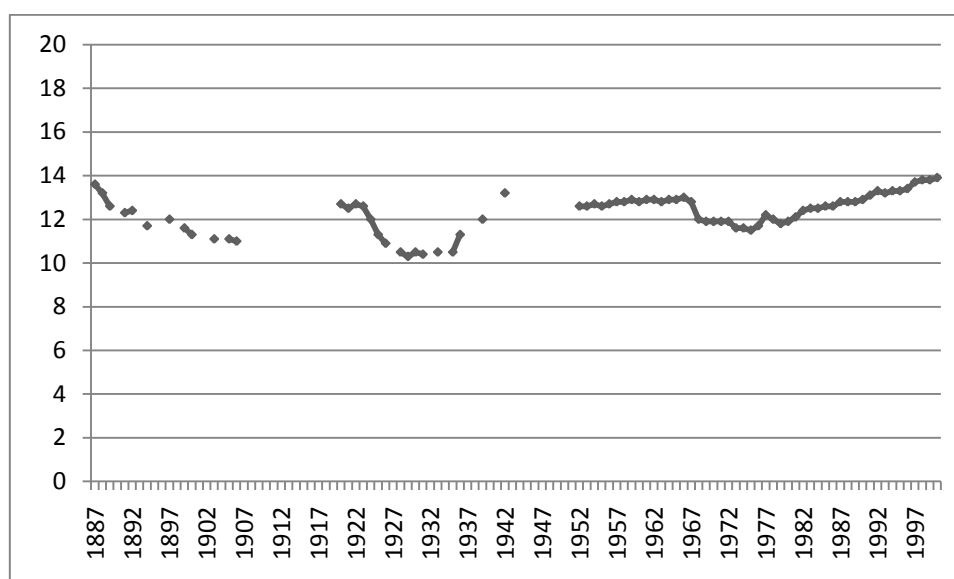
Figure 78. Indicateur conjoncturel de divortialité – France, 1900-2000



Source : Sardon 2005b.

Pour ce qui concerne le calendrier du divorce, il s'est modifié de façon beaucoup moins importante : tout au long du XX^e siècle, la durée moyenne du mariage au divorce s'est maintenue entre 10 et 14 ans, même si elle tend à augmenter depuis les années 1970 (figure 79).

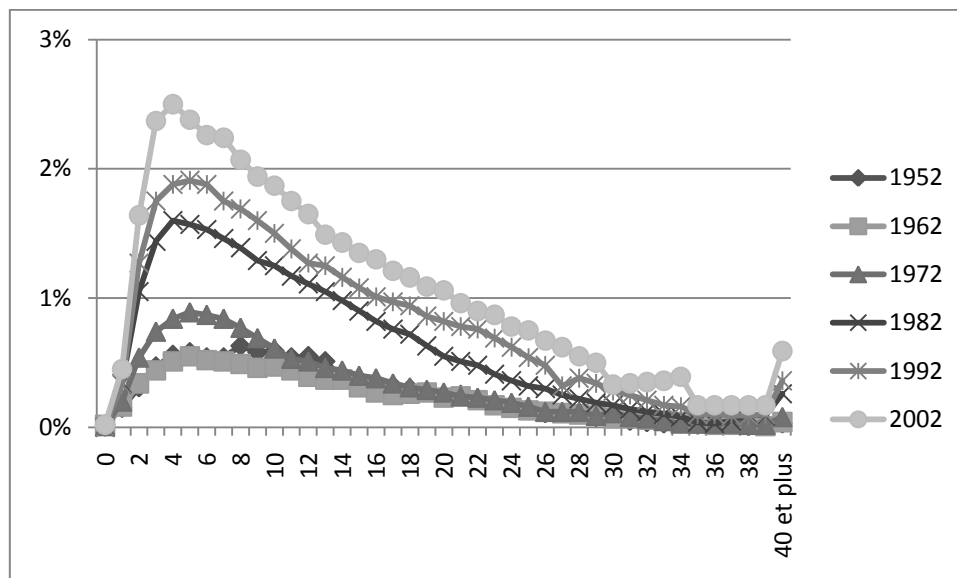
Figure 79. Durée moyenne du mariage au divorce – France, 1887-2000



Sources : Compte général de l'administration de la Justice civile et commerciale en France et en Algérie (années 1887-1932), *Annuaire statistique de la France* (1933-1942), Sardon 2005b (1952-2000).

Si l'on trace les courbes de taux de divortialité par durée de mariage pour diverses années, on observe que c'est effectivement depuis la fin des années 1960 et le début des années 1970 que les taux de divortialité croissent (figure 80). Mais on peut distinguer deux étapes dans ce processus : tout d'abord, pendant la fin des années 1960 et le début des années 1970, ce sont les taux de divortialité à *faible durée de mariage* (moins de 10 ans) qui croissent ; ensuite, depuis les années 1970, ce sont les taux de divortialité non seulement à faible durée de mariage mais *aussi à durée de mariage moyenne* (10 à 20 ans) voire longue (20 à 40 ans) qui croissent. C'est pourquoi, comme on l'a vu, la durée moyenne du mariage au divorce croît depuis les années 1970 : depuis lors, la hausse de la propension au divorce n'affecte plus seulement les jeunes couples, mais aussi les couples mariés depuis relativement longtemps.

Figure 80. Taux de divortialité par durée de mariage – France, années 1952 à 2002



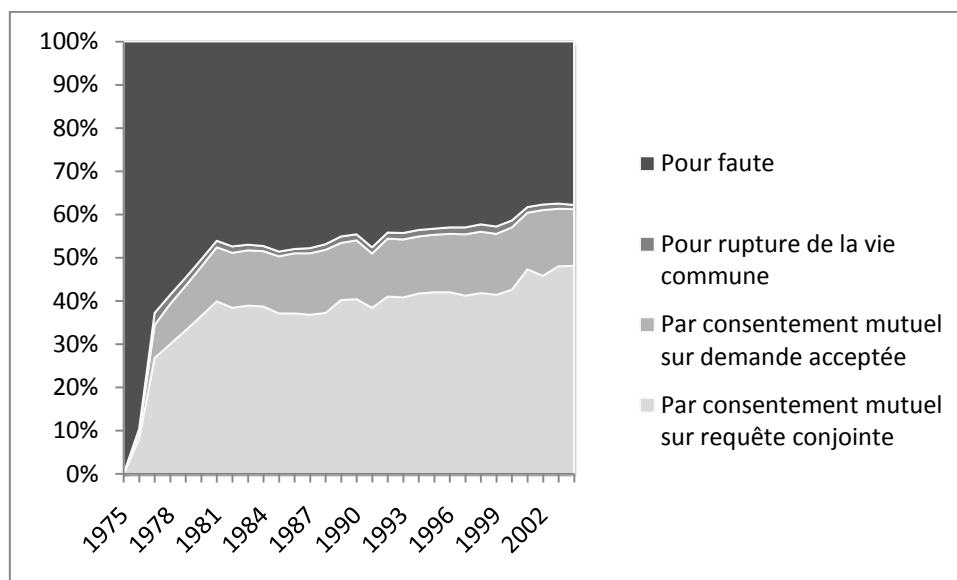
Source : Sardon 2005b.

Résumons-nous. L’histoire de la divortialité française au fil de la seconde moitié du XX^e siècle indique qu’à partir de la seconde moitié des années 1960 la part des mariages dissous par divorce croît fortement, et ce tout d’abord au sein des mariages de relativement courte durée, puis aussi au sein des mariages de durée moyenne ou longue. Comme le notait un article sur le sujet, les ruptures d’union sont donc devenues « plus fréquentes, mais pas plus précoces » (Vanderschelden 2006c).

Nous avons remarqué que la durée moyenne du mariage au divorce baisse *au fil des promotions* de mariage depuis les promotions de la fin des années 1960 (figure 74), alors qu’elle croît *au fil des années* depuis la fin des années 1960 (figure 79). La raison de cette contradiction apparente est que l’indicateur par promotion n’a à ce jour été affecté que par la hausse des taux de divortialité aux durées de mariage courtes – et pas encore par la hausse consécutive des taux de divortialité aux durées de mariage plus longues –, alors que l’indicateur par période est déjà affecté par la hausse des taux de divortialité aux durées de mariage longues.

Notons ici pour information que, depuis la fin des années 1970 (soit, peu après la réforme du droit du divorce de 1975), une petite majorité des divorces sont demandés par consentement mutuel, une grande minorité l’étant toujours pour faute (la part des divorces demandés pour rupture de la vie commune étant négligeable) (figure 81 ; pour un regard de plus long terme sur les motifs juridiques du divorce, cf. figure 96).

Figure 81. Motifs des demandes en séparation de corps et en divorce – France, 1975-2004



Source : Annuaire statistique de la France.

Encadré 18. Notions de droit français du divorce : les motifs du divorce

Outre le divorce prononcé par conversion de séparation de corps en divorce (qui est, comme son nom l'indique, prononcé entre des époux qui étaient séparés de corps), il existe à ce jour trois motifs de divorce, chacun pouvant comprendre plusieurs modalités :

- le divorce pour faute d'un époux, qui est demandé par l'un des époux :
 - lorsque son conjoint a commis des faits qui constituent une violation grave ou renouvelée des devoirs et obligations du mariage qui rend intolérable le maintien de la vie commune ; ou
 - lorsqu'il a été condamné à une peine criminelle (c'est-à-dire une peine dont la durée de détention est d'au moins dix ans) ;

En cas de demande en divorce pour faute, le juge examine les justificatifs produits à l'appui de la demande et peut prononcer le divorce aux torts exclusifs d'un époux (qui perd alors certains droits, comme certains avantages sociaux et matrimoniaux, et peut être condamné à des dommages-intérêts), ou prononcer le divorce aux torts partagés, ou encore rejeter la demande et ne pas prononcer le divorce lorsque la faute n'est pas suffisamment prouvée. En France en 1996, quand, dans les divorces demandés pour faute, les deux époux se rejettent la faute et que le juge ne prononce pas un divorce en partageant les torts, il accueille davantage la requête de l'épouse assignante que celle de l'époux assignant (48,7 % contre 13,8 %), et le divorce aux torts de l'époux défendeur est plus fréquent que le divorce aux torts de l'épouse défenderesse (Belmokhtar 1996).

- le divorce par consentement mutuel des époux :
 - sur requête conjointe des époux, lorsque les époux sont d'accord sur le principe du divorce et sur toutes ses conséquences (partage des biens, modalités d'exercice de l'autorité parentale – résidence et contribution à l'entretien et à l'éducation des enfants –, ces conséquences étant spécifiées dans une convention que les divorçants présentent au juge) ; alors, les motifs du divorce n'ont ni à être produits ni à être examinés par le juge ;
 - sur demande d'un époux acceptée par l'autre (depuis 2005, « divorce pour acceptation du principe de la rupture du mariage »), lorsque les époux acceptent le principe du divorce mais s'en remettent au juge pour statuer sur

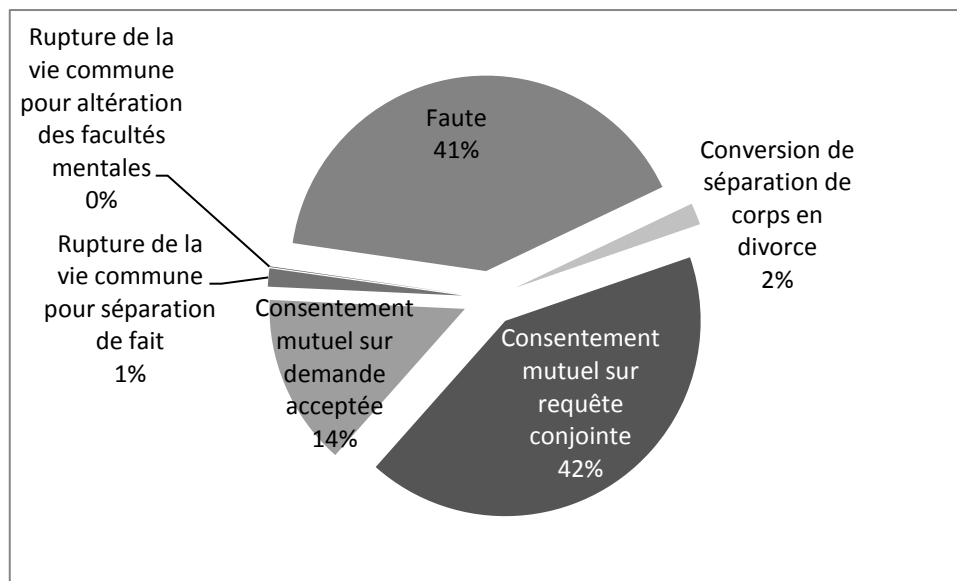
ses conséquences à défaut d'un accord global ; alors, en cas de demande en divorce acceptée, le divorce est automatiquement prononcé sur ce fondement.

- le divorce pour rupture (définitive) de la vie commune des époux (depuis 2005, « divorce pour altération définitive du lien conjugal ») :
 - pour séparation de fait : si la communauté de vie (matérielle et affective) entre les époux a cessé et qu'ils vivent séparés depuis plus de deux ans (six ans, avant 2005) ;
 - pour altération des facultés mentales : maladie mentale d'une gravité telle qu'elle rend toute communauté de vie impossible et toute reprise de la communauté de vie invraisemblable.

En cas de demande fondée sur l'altération définitive du lien conjugal, le juge, après avoir vérifié que le délai de séparation de deux ans était acquis à la date de l'assignation, prononce le divorce sur ce fondement, et alors c'est au demandeur de supporter les charges du mariage à l'égard des enfants. Toutefois, pour les cas où le divorce aurait des conséquences d'une exceptionnelle dureté, le divorce peut ne pas être prononcé.

En 2000, 56 % des divorces prononcés le sont par consentement mutuel, 41 % le sont pour faute, 1 % le sont pour rupture de la vie commune, et enfin 2 % le sont par conversion de séparation de corps en divorce.

Figure 82. Motifs des divorces prononcés – France, 2000



Source : Annuaire statistique de la Justice 2006.

N = 116 723.

Notons enfin que, d'un point de vue juridique, les divorces se distinguent non seulement par leurs motifs, mais aussi par leurs multiples conséquences sur les ex-époux, leurs enfants et des tiers. La variété des conséquences possibles du divorce se mesure à l'aune de la variété des contentieux qui peuvent opposer les ex-époux : des contentieux financiers (prestation compensatoire, pension alimentaire, contribution à l'entretien des enfants), des contentieux portant sur l'autorité parentale et le droit de visite (exercice de l'autorité parentale, résidence habituelle des enfants mineurs, droit de visite des parents et aïeux), et des contentieux portant sur l'utilisation par l'ex-épouse de son ancien nom d'épouse.

Encadré 19. L'anthropologie des motifs du divorce

Un bel article propose une analyse quantitative des motifs du divorce dans 160 sociétés humaines pour lesquelles on dispose de données sur ce point (Betzig 1989).

Dans ces sociétés, les motifs de divorce qui sont le plus souvent admis sont, par ordre décroissant :

- l'infidélité : dans 25 sociétés le divorce est accordé lorsqu'un adultère a été commis par n'importe lequel des deux époux, dans 54 sociétés le divorce n'est accordé que lorsque c'est la femme qui a commis l'adultère, et dans 2 sociétés le divorce n'est accordé que lorsque c'est l'homme qui a commis l'adultère ;
- la stérilité : dans 75 sociétés le divorce est accordé lorsque le couple est stérile ;
- la cruauté ou les mauvais traitements : dans 5 sociétés le divorce est accordé lorsque les mauvais traitements ont été commis par n'importe lequel des deux époux, et dans 46 sociétés le divorce n'est accordé que lorsque c'est l'homme qui a infligé les mauvais traitements (il n'existe pas de société dans laquelle le divorce n'est accordé que lorsque c'est la femme qui a infligé les mauvais traitements).

Le fait que l'adultère soit un motif de divorce si répandu peut en principe s'expliquer aussi bien par le fait qu'il lèse l'un des époux – la femme – du point de vue socioéconomique que par le fait qu'il lèse l'un des époux – l'homme – du point de vue reproductif. Toutefois, le fait que l'adultère commis par la femme soit beaucoup plus communément répandu comme motif de divorce que l'adultère commis par l'homme (*double standard*) ne pouvant pas s'expliquer par des motivations socioéconomiques, il est vraisemblable – selon l'auteur – que cette inégalité de traitement entre les adultères commis par l'homme et la femme soit due au fait que, d'un point de vue reproductif, l'adultère commis par la femme lèse plus lourdement l'homme que l'adultère commis par l'homme ne lèse la femme. En effet, alors qu'un adultère commis par l'homme ne réduit pas sensiblement les chances que son épouse devienne enceinte de lui, un adultère commis par la femme réduit très sensiblement les chances qu'elle devienne enceinte de lui : après la conception adultérine, l'époux devrait attendre neuf mois de grossesse, ainsi que des mois voire des années d'allaitement et de soins à l'enfant adultérin, avant de pouvoir à son tour concevoir ses propres enfants (Betzig 1989).

3.1.2. La hausse de l'intensité et les évolutions du calendrier de la divortialité dans les autres pays occidentaux

La France n'est bien évidemment pas le seul pays du monde où la fréquence de dissolution des couples s'est accrue dans la seconde moitié du XX^e siècle. Globalement, la même évolution est observée dans la plupart des autres pays occidentaux, les différences majeures entre pays étant des différences d'intensité et de calendrier de ces transformations. Pour éviter de multiplier les graphiques, et par manque de données adéquates, nous ne présentons pas ici les évolutions de la divortialité au fil des promotions de mariage, mais seulement au fil des années, après avoir rappelé quelques informations sur le droit du divorce dans les pays européens.

Encadré 20. Le droit du divorce dans les pays européens

Dans la plupart des pays occidentaux, la fréquence des ruptures d'union s'accroît à partir de la fin du XVIII^e siècle – essentiellement par séparation de corps, dans les pays catholiques –, et elle s'accroît à un rythme accru à partir de la seconde moitié du XIX^e siècle (Phillips 1988). Avant cela, la rupture légale est extrêmement rare. Par exemple en Angleterre, « les divorces ne concernent que des membres de la riche aristocratie et sont très peu nombreux, au moins jusqu'au milieu du XVIII^e siècle : 17 de 1670 à 1749, 115 de 1750 à 1799 » (Lebrun, Burguière 1986).

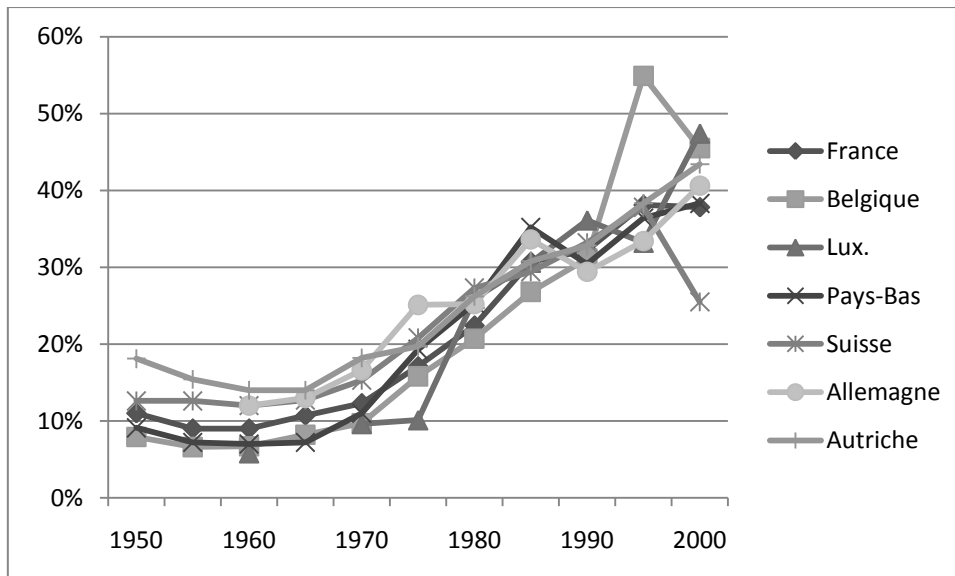
Le divorce existe aujourd'hui dans les vingt-sept pays de l'Union européenne sauf à Malte. La réglementation la plus ancienne a été établie en Islande, où le divorce est possible depuis le XVI^e siècle ; au Luxembourg, le divorce est autorisé dès 1794. Le divorce est autorisé dans de nombreux pays depuis le XIX^e siècle : c'est le cas de la Suède, la Norvège, la Finlande, le Danemark, l'Angleterre et le Pays de Galles, la Belgique, les Pays-Bas, la Suisse, l'Allemagne, l'Autriche, la Hongrie, et la Slovaquie. Dans d'autres pays, le divorce n'est autorisé que depuis plus récemment : c'est le cas de l'Italie (1970), du Liechtenstein (1974), du Portugal (1975) (même si, sous Salazar, le divorce était permis pour les couples ne s'étant pas mariés à l'Église), de l'Écosse (1976), de l'Espagne (1981) et de l'Irlande (1995).

Sur le droit comparé du divorce, cf. Dutoit *et al.* 2000 ; Ministère de la Justice 2002.

3.1.2.1. Au fil des périodes

Dans les pays d'Europe de l'Ouest, l'indicateur conjoncturel de divortialité a commencé à croître à partir de la seconde moitié des années 1960, pour atteindre dans les années 2000 les alentours de 40 % (figure 83).

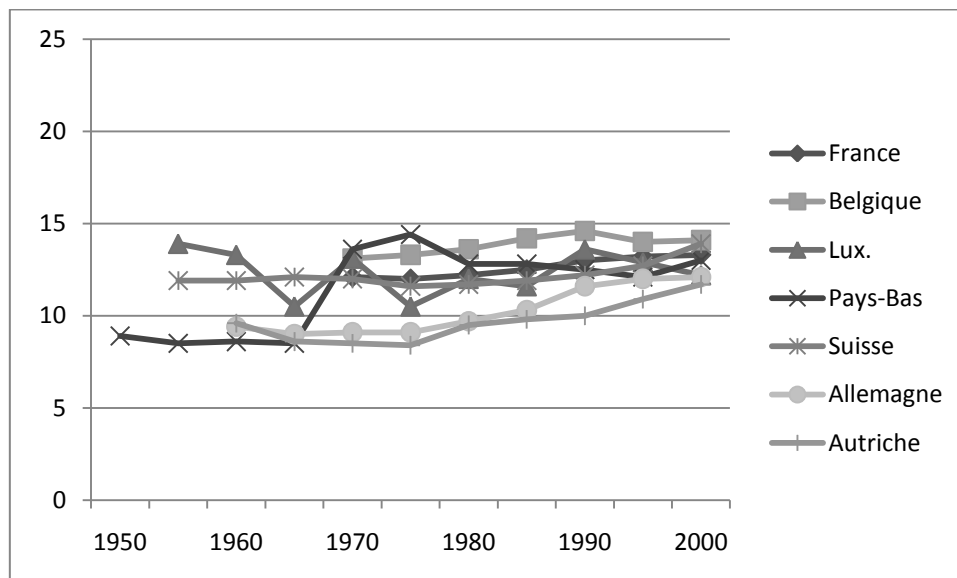
Figure 83. Indicateur conjoncturel de divortialité – Europe de l'Ouest, 1950-2000



Source : Eurostat.

Alors qu'en Europe de l'Ouest l'indicateur conjoncturel croissait, la durée moyenne du mariage au divorce tendait à se maintenir sur toute la période aux alentours de 10 à 15 années (figure 84).

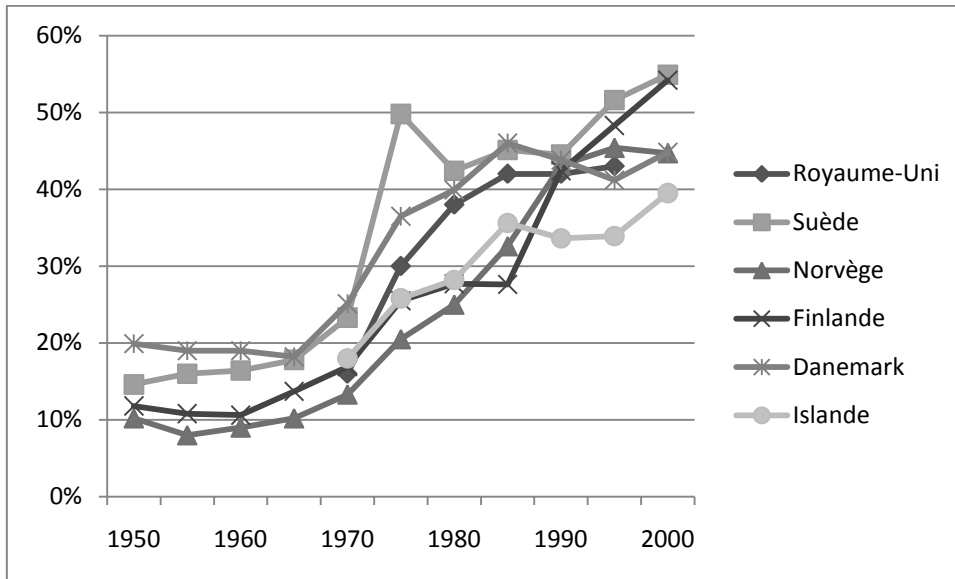
Figure 84. Durée moyenne du mariage au divorce – Europe de l'Ouest, 1950-2000



Source : Eurostat.

Dans les pays d'Europe du Nord, c'est dès la première moitié des années 1960 que l'indicateur conjoncturel de divortialité a commencé à croître, pour atteindre dans les années 2000 les alentours de 45 %. On observe au sein des pays d'Europe du Nord des trajectoires plus diversifiées qu'en Europe de l'Ouest, avec notamment un taux de divortialité dépassant 50 % dès 1975 en Suède alors qu'à la même date le taux de divortialité n'était en Norvège « que » de 20 % (figure 85).

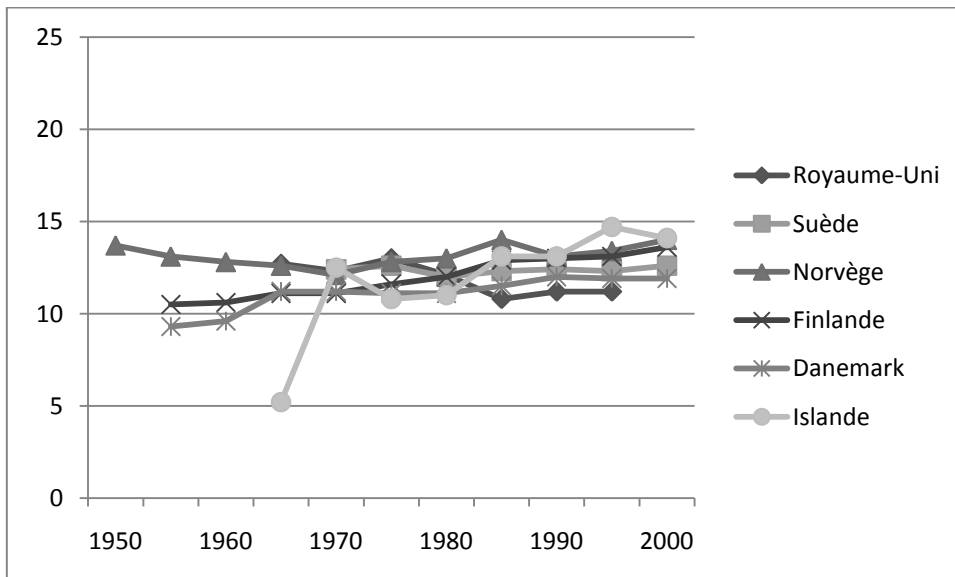
Figure 85. Indicateur conjoncturel de divortialité – Europe du Nord, 1950-2000



Source : Eurostat.

Là encore, en Europe du Nord, alors que l'indicateur conjoncturel croissait, la durée moyenne du mariage au divorce tendait à se maintenir sur toute la période aux alentours de 10 à 15 années (figure 86).

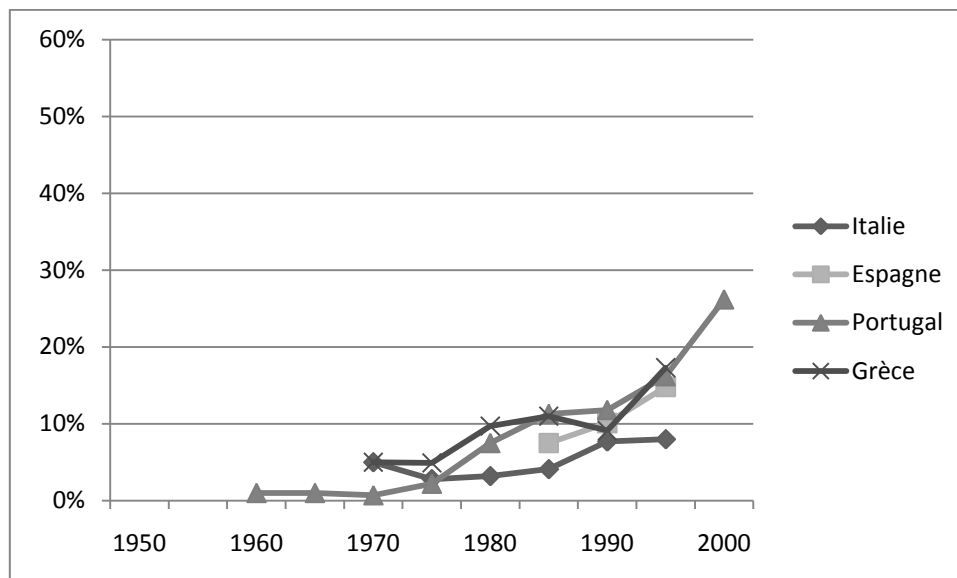
Figure 86. Durée moyenne du mariage au divorce – Europe du Nord, 1950-2000



Source : Eurostat.

Dans les pays d'Europe du Sud, l'indicateur conjoncturel de divortialité n'a pas commencé à croître avant la seconde moitié des années 1970, et il n'atteint dans les années 2000 que des niveaux relativement faibles (même si cela est moins le cas au Portugal qu'en Espagne ou en Grèce ou, plus encore, en Italie) (figure 87).

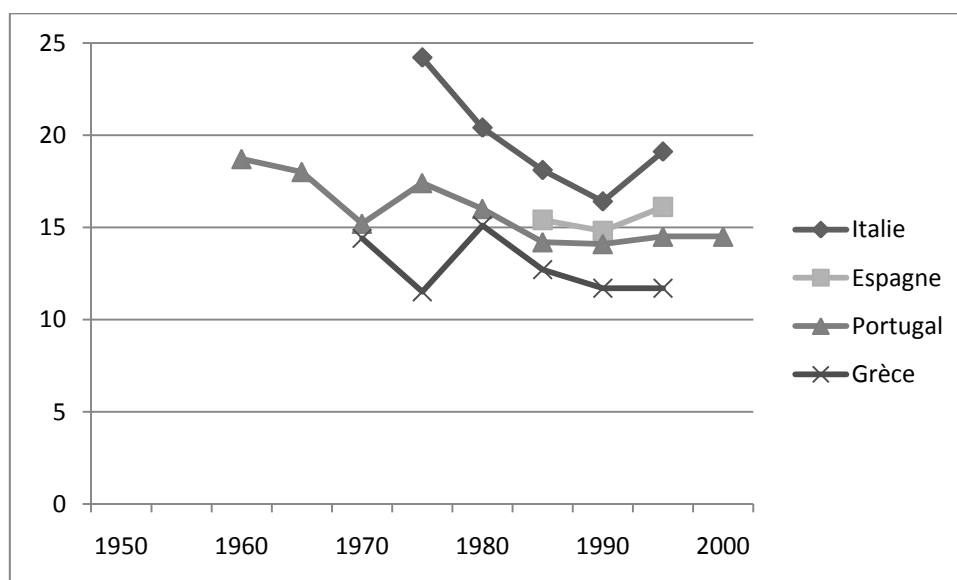
Figure 87. Indicateur conjoncturel de divortialité – Europe du Sud, 1950-2000



Source : Eurostat.

En Europe du Sud, et surtout au Portugal et en Italie, la durée moyenne du mariage au divorce tend plutôt à décroître sur la période, tout en étant partie de valeurs relativement élevées (figure 88). Cela pourrait s'expliquer par le fait que la permission du divorce conduit à un « déstockage » de mariages de longue durée (des époux qui divorcent longtemps après leur séparation de fait) (d'où des durées moyennes du mariage au divorce élevées), mais qu'au fil du temps, ce « déstockage » ayant eu lieu, la durée moyenne du mariage au divorce revient à des niveaux plus habituels.

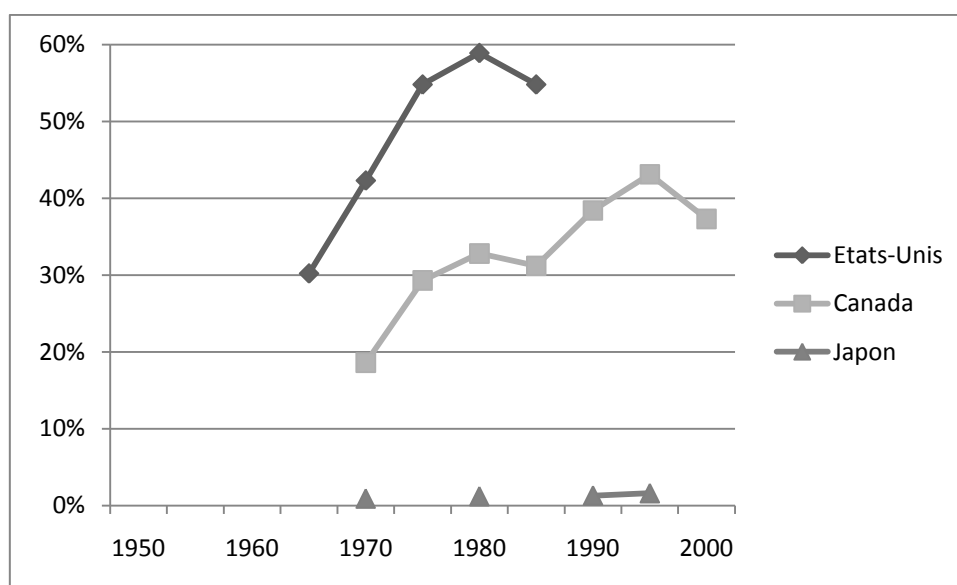
Figure 88. Durée moyenne du mariage au divorce – Europe du Sud, 1950-2000



Source : Eurostat.

Dans les autres pays occidentaux ou développés pour lesquels nous disposons d'informations identiques, on observe que le Canada a connu une trajectoire proche de celle des pays d'Europe du Nord, et que les États-Unis sont le seul pays dans lequel – au moins des années 1960 jusqu'aux années 1980 – le divorce était encore plus fréquent qu'en Europe du Nord (figure 89). Pour ce qui concerne le Japon, le divorce y est toujours extrêmement rare.

Figure 89. Indicateur conjoncturel de divortialité – autres pays industrialisés, 1950-2000



Source : Eurostat.

Résumons-nous. L'indicateur conjoncturel de divortialité dans la plupart des pays occidentaux évolue au fil des années de la seconde moitié du XX^e siècle d'une façon similaire à celle qui a été observée en France, mais avec des différences de *calendrier* et d'*intensité* :

- i. dans la plupart des pays occidentaux, de même qu'en France, l'indicateur conjoncturel de divortialité croît ;
- ii. la date à partir de laquelle l'indicateur conjoncturel de divortialité se met à croître est la plus précoce sans doute aux États-Unis, puis en Europe du Nord (vers la première moitié des années 1960), puis en Europe de l'Ouest (vers la seconde moitié des années 1960), puis en Europe du Sud (vers la seconde moitié des années 1970) ;
- iii. le degré auquel l'indicateur conjoncturel de divortialité croît est supérieur aux États-Unis à ce qu'il est en Europe du Nord et en Europe de l'Ouest et, plus encore, en Europe du Sud et au Japon.

Encadré 21. Quand le développement socioéconomique *réduit* la fréquence du divorce

Si, en Occident, le développement socioéconomique a sans doute contribué à la *hausse* de la fréquence du divorce, il n'en va pas de même partout ailleurs. En effet, dans diverses sociétés traditionnelles dans lesquelles le divorce était relativement fréquent, le développement socioéconomique a, dans un premier temps au moins, *réduit* la fréquence du divorce (Goode 1993). Avant qu'ils ne se développent du point de vue socioéconomique, des pays tels la Malaisie, l'Indonésie, le Japon, et Taïwan (voire certains pays arabes) connaissaient des systèmes familiaux traditionnels dans lesquels les divorces étaient relativement fréquents, c'est-à-dire que la fréquence du divorce y était stable à un niveau très sensiblement supérieur à celui qui prévalait alors en Occident (ainsi qu'en Chine ou encore en Inde). Dans ces pays, le développement socioéconomique (enrichissement, scolarisation, salarisation, industrialisation, tertiarisation, urbanisation, etc.), en sapant les fondements des systèmes familiaux traditionnels, a conduit à une réduction de la fréquence du divorce – avant, éventuellement, de conduire à une reprise dans la période récente.

Il semble en réalité que c'est dans les sociétés à système de parenté matrilineaire, ainsi que dans les sociétés de droit musulman, que la fréquence du divorce était traditionnellement la plus élevée. Dans un système de parenté matrilineaire, les biens et prérogatives des hommes sont dévolus non pas à leurs propres enfants mais à ceux de leurs sœurs, si bien que même après mariage les femmes restent très proches de leurs frères matériellement et affectivement. Ainsi, un système de parenté matrilineaire pourrait accroître la fréquence des divorces, parce qu'après divorce les femmes peuvent conserver la propriété qu'elles dérivent de leur lignage, conserver leur logement, et bénéficier de l'aide et de la protection de leurs frères, si bien qu'elles ne seraient pas autant incitées que dans d'autres systèmes de parenté à tolérer ou prolonger des unions insatisfaisantes. Dans les sociétés de droit musulman, ce pourrait être l'incapacité des femmes à empêcher un divorce désiré par leur mari (combinée à l'éventuelle capacité des femmes à contraindre leur mari à les répudier) qui pourrait expliquer des taux de divortialité traditionnellement élevés. Par exemple, en Chine dans les années 1980, la seule province qui est peuplée presque pour moitié de musulmans (le Xinjiang, au Nord-Est du pays) est aussi la province où, de loin, le divorce est le plus fréquent ; les mariages y sont souvent précoces et arrangés, les femmes peuvent retourner après le divorce dans le foyer parental et n'ont pas de difficulté à faire garder leurs enfants (Yi, Deqing 2000).

Quoi qu'il en soit, le divorce différait dans ces sociétés traditionnelles de qu'il est dans les sociétés occidentales contemporaines (Goode 1993 ; Jones 1994). Tout d'abord, la durée du mariage au divorce était généralement très réduite (une à deux années), le mariage comprenant donc peu d'enfants (voire n'étant même pas consommé). Ensuite, la probabilité de remariage était généralement très élevée. Enfin, la probabilité de divorce au cours des secondes unions était généralement très réduite par rapport à celle des premières unions. Prenons quelques exemples.

Le taux de divortialité était traditionnellement très élevé en Malaisie : dans les années 1940 et 1950, c'est presque certainement dans les régions les moins développées économiquement et les plus traditionnelles de la péninsule malaise que se trouvaient les populations aux taux de divortialité les plus élevés au monde. Les Malais ne désapprouvaient pas le divorce (excepté les couches urbaines éduquées et les communautés chinoise et indienne), le divorce était aisé à obtenir juridiquement (selon la loi coranique l'époux n'avait qu'à dire trois fois *talak* pour obtenir unilatéralement le divorce, et une femme qui souhaitait divorcer pouvait insulter ou humilier son époux en public afin qu'il la répudie), les proches parents des époux préféraient souvent le divorce aux dissensions familiales, et le remariage était aisé (et moins coûteux que le premier mariage). Avec le développement socioéconomique, ces taux de divortialité ont décru, si bien que le taux de divortialité malais – descendant – a rejoint les taux de divortialité occidentaux – ascendants – vers 1975 (Goode 1993 ; Jones 1994).

Le taux de divortialité était aussi traditionnellement très élevé en Indonésie, surtout dans les régions rurales et chez les musulmans ainsi que chez les individus les moins instruits. Le mariage ayant pour objectif central de signaler le statut social des parents des époux, il était fait peu de cas de l'entente entre les époux. En outre, l'épouse pouvait subvenir à ses propres besoins en cultivant la terre ou en travaillant sur les marchés (puis, de plus en plus, dans les usines et les bureaux), elle

pouvait aisément retourner dans le foyer parental ou dans celui de ses sœurs, et elle pouvait aisément se remarier. Elle pouvait obtenir le divorce en contraignant son époux à la répudier – auquel cas il devait subvenir à ses besoins pendant trois mois ou trois cycles menstruels ('idda), et elle pouvait récupérer ce qu'elle détenait avant le mariage ainsi qu'un tiers des acquêts (Goode 1993 ; Jones 1994).

Le taux de divortialité était aussi sans doute élevé au Japon au cours de la période Tokugawa (1603-1867), surtout dans les régions rurales et parmi quelques populations matrilineaires (à Hokkaido, Tohoku et Kyushu). Puis ces taux de divortialité ont décliné à partir de l'ère Meiji (1868) et de l'application de son Code civil (1898-1899), et ce jusqu'en 1963, pour remonter par la suite. Traditionnellement, c'était la famille du mari – beaucoup plus fréquemment que le mari lui-même – qui décidait de congédier une épouse jugée désobéissante, et comme cette dernière savait qu'elle disposait d'alternatives sur le marché du remariage elle avait tendance à ne pas s'efforcer de s'ajuster aux exigences de sa belle-famille. Le développement socioéconomique a ainsi réduit la fréquence des divorces pris à l'initiative des beaux-parents, bien avant d'accroître la fréquence des divorces dus à l'incompatibilité entre époux (Goode 1993 ; Sasaki, Wilson 1997). De même, le taux de divortialité était élevé à Taïwan : au début du XX^e siècle, alors qu'en Chine continentale le divorce était rarissime, à Taïwan environ 10 % à 20 % des mariages aboutissaient à un divorce au bout de cinq années de mariage. Le développement socioéconomique enclenché par la domination japonaise (1895-1945) a réduit le taux de divortialité des années 1940 jusqu'en 1975, date à partir de laquelle il a crû de nouveau (Goode 1993).

Les mécanismes précis par lesquels, dans ces sociétés, le développement socioéconomique a réduit la fréquence du divorce sont loin d'être parfaitement compris. Selon certains auteurs, on peut notamment imaginer que la baisse de la part des mariages arrangés aurait réduit la motivation des époux à divorcer, et que la hausse de l'âge au premier mariage, en réduisant les chances de remariage pour les femmes, les désinciterait à divorcer (Jones 1994). Toutefois, le taux de divortialité a décliné dans les années 1960 et 1970 plus rapidement parmi les musulmans d'Indonésie que parmi ceux de Malaisie, alors que la baisse de la part des mariages arrangés et que la hausse de l'âge au mariage étaient moins rapides en Indonésie qu'en Malaisie (Jones 1994).

3.1.3. La hausse de l'intensité de la divortialité : les difficultés d'une évaluation empirique de divers mécanismes explicatifs

Les modèles dérivés de la théorie du choix rationnel qui expliquent pourquoi les gains de la mise en couple ont pu baisser au fil du temps permettent d'expliquer non seulement pourquoi les individus devraient de moins en moins se mettre en couple (ou de moins en moins se marier, plutôt que cohabiter, comme nous l'avons vu en deuxième partie de cette thèse), mais aussi pourquoi les couples devraient de plus en plus rompre. Désormais renseigné sur la datation et les modalités de la hausse de l'intensité de la divortialité en France et dans les autres pays occidentaux, nous pouvons préciser les principaux phénomènes à expliquer :

- i. **Pourquoi**, au fil des promotions de mariage et des années, en France comme dans la plupart des autres pays occidentaux, **les époux se mettent-ils à choisir de divorcer de plus en plus souvent ?**
- ii. **Pourquoi est-ce à partir du XIX^e siècle puis à partir des alentours de la fin des années 1960**, plutôt qu'à partir d'autres périodes, que les Français se mettent à choisir de divorcer de plus en plus souvent ?

- iii. **Pourquoi est-ce à partir de dates d'autant plus précoces (et à un degré d'autant plus élevé) qu'ils sont en moyenne plus riches** que les Occidentaux se mettent à choisir de divorcer de plus en plus souvent ?

Malgré le caractère relativement précis de ces questions, l'analyse des données agrégées portant sur l'évolution de la fréquence du divorce dans les pays occidentaux est rendue malaisée par le fait que la hausse de l'intensité de la divortialité semble être, en France au moins (mais aussi sans doute dans la plupart des autres pays occidentaux), un mouvement de longue durée débuté dès le XIX^e siècle, en plus d'être un mouvement qui s'est accéléré dans la seconde moitié du XX^e siècle. Par conséquent, non seulement on ne peut identifier qu'une période – pas véritablement une date précise – à partir de laquelle la hausse de l'intensité de la divortialité s'accélère dans chaque pays, mais en outre il n'est pas aisé de spécifier la date ni même la période de début de la hausse de l'intensité de la divortialité dans ces mêmes pays, ce qui rend difficile le test empirique des divers modèles explicatifs disponibles. Notons ici toutefois quelles sont les pistes de recherche que ces modèles mettent en avant.

Encadré 22. Le droit du divorce et la hausse de la divortialité : quelles relations ?

Parmi les événements démographiques (naissance, mariage, décès, migration, etc.), le divorce est l'un de ceux qui sont les plus sensibles aux modifications juridiques. Par exemple, en Roumanie, il a suffi d'un décret de 1966 limitant fortement l'accès au divorce pour faire passer le nombre de divorces prononcés de 37 000 en 1965 à 47 en 1967 (Sardon 1991). De même, en Chine, des années 1950 aux années 1970, les pouvoirs publics sont parvenus à réduire la divortialité. Alors que la Chine a libéralisé sa législation sur le divorce en 1950 et que de 1950 à 1953 le nombre de divorces a été multiplié par six, les pouvoirs publics parviennent par la suite à réduire le nombre de divorces : de 1953 à 1956 le nombre de divorces est divisé par deux, puis de 1957 à 1977 le nombre de divorces décroît lentement (le nombre de divorces ne retrouve son niveau de 1953 qu'en 1997) (Tsui 2001). En effet, aux yeux des pouvoirs publics, le divorce engendrait divers problèmes : outre que les personnes mariées depuis la Révolution de 1949 étaient censées ne plus avoir de raisons de divorcer, le divorce perturbait le fonctionnement des comités d'usine et de quartier en empêchant les époux de continuer à travailler ensemble et en nécessitant de leur fournir de nouveaux logements (Goode 1993).

La divortialité étant relativement sensible aux modifications juridiques, peut-on affirmer que ce sont des modifications juridiques – telle, en France, la réforme du droit du divorce de 1975 – qui ont accru la divortialité dans les pays occidentaux lors de la seconde moitié du XX^e siècle ? Globalement, non, et ce pour plusieurs raisons.

Tout d'abord, l'explication de la hausse de la fréquence du divorce par la libéralisation de la législation sur le divorce pêche en ce sens qu'elle considère les modifications législatives comme exogènes par rapport à la hausse de la fréquence du divorce. Or, si la législation change, c'est souvent parce que les électeurs le souhaitent – et s'ils le souhaitent, c'est peut-être parce que certains changements socioéconomiques ont modifié leur perception de l'acceptabilité du divorce. Sur long terme, ce sont vraisemblablement les mêmes modifications socioéconomiques qui conduisent les couples à divorcer, les citoyens à accepter le divorce, et les dirigeants à le libéraliser. De fait, la fréquence du divorce en France a commencé à croître *bien avant* la réforme de 1975 (depuis sa permission en 1884, en réalité), et de façon plus générale dans la quasi-totalité des pays européens la fréquence du divorce commence à croître avant que des réformes ne libéralisent le divorce (Commaille *et al.* 1983).

En outre, en réduisant les coûts de rupture à un *même* niveau pour toute la période ultérieure ces modifications législatives auraient dû conduire à l'établissement d'un nouveau palier de fréquence du divorce – supérieur à celui qui était observé auparavant –, et non pas à un accroissement *prolongé* de la fréquence du divorce comme celui que l'on constate. C'est dans cette optique qu'un article portant sur l'évolution temporelle de la fréquence du divorce en Grande-Bretagne montre empiriquement que la libéralisation de la législation sur le divorce n'exerce qu'un effet de court terme – et aucun effet de long terme – sur la fréquence du divorce (Smith 1997). Pour parvenir à ce résultat, cet article suppose que les déterminants extra-juridiques de la fréquence du divorce sont les mêmes en Angleterre-Galles et en Écosse et ont affecté ces régions de la même façon, et il tire parti du fait que la libéralisation de la législation sur le divorce s'est effectuée en Angleterre et au pays de Galles en 1971 tandis qu'elle s'est effectuée en Écosse en 1977 ; alors, le décalage entre ces régions des calendriers de libéralisation de la législation sur le divorce permet d'examiner si les modifications législatives affectent la fréquence du divorce à court terme, ou à long terme.

Ensuite, l'explication de la hausse de la fréquence du divorce par la libéralisation de la législation sur le divorce pêche en ce sens qu'elle ne permet pas d'expliquer le phénomène concomitant que constitue la hausse de la fréquence de la séparation des couples cohabitants.

En fait, d'un point de vue théorique, une baisse des coûts du divorce (telle celle causée par une libéralisation du droit du divorce) affecte le risque de divorce de façon relativement complexe. D'une part, une baisse des coûts du divorce modifie le risque de divorce des couples déjà mariés : la baisse des coûts du divorce accroît le risque de divorce des couples déjà mariés. D'autre part, une baisse des coûts du divorce modifie la qualité de l'appariement des couples qui se marient : soit les couples relativement mal appariés ne se marient plus – car, comme le mariage n'engage plus autant, les gains du mariage relativement à ceux de la cohabitation baissent, si bien que ceux qui gagnaient le moins au mariage ne se marient plus –, ce qui tendrait à réduire le taux de divortialité (comme on l'observe aux États-Unis de 1968 à 1995 suite à l'introduction dans les États américains de législations permettant le divorce unilatéral (Matouschek, Rasul 2008)) ; soit les couples relativement mal appariés se mettent à se marier – car, comme le mariage n'engage plus autant, ses coûts baissent, si bien que ceux qui gagnent le moins au mariage se mettent à se marier –, ce qui tendrait à accroître le taux de divortialité.

3.1.3.1. Le modèle des gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux

Le modèle des gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux prévoit que l'enrichissement des individus devrait accroître leur propension à rompre, parce que l'enrichissement des individus rend pour eux les gains matériels à la mise en couple et au maintien du couple moins précieux. Ce modèle explicatif est-il adéquat aux phénomènes empiriques que nous avons observés ?

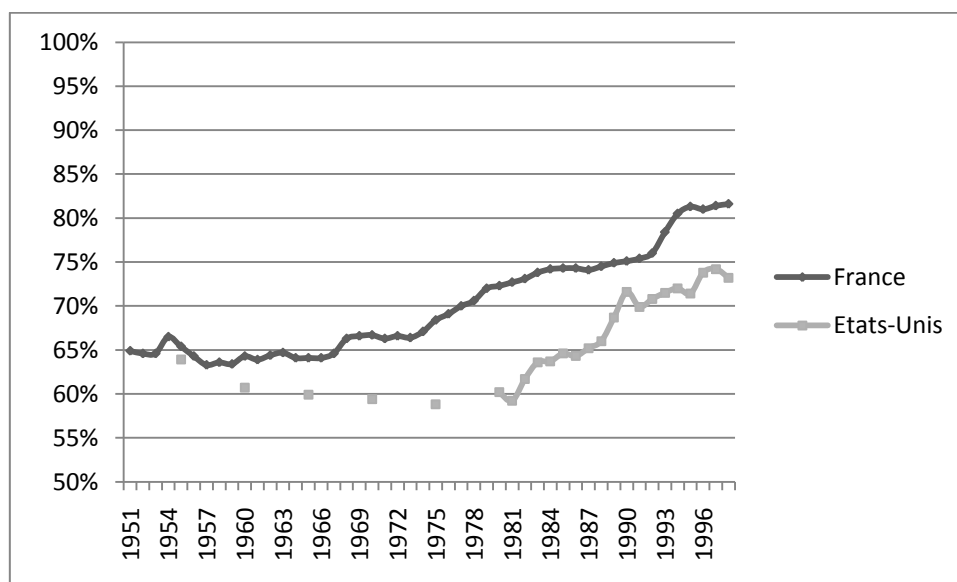
D'un côté, ce modèle pourrait expliquer pourquoi c'est dès le XIX^e siècle – le premier siècle au cours duquel le revenu par tête s'accroît très sensiblement – que les Français (et, sans doute, bien d'autres Occidentaux) se mettent à divorcer de plus en plus souvent, et pourquoi, dans la seconde moitié du XX^e siècle, les individus des divers pays occidentaux ont commencé à divorcer plus souvent à partir de dates d'autant plus précoces et à un rythme d'autant plus élevé qu'ils résidaient dans un pays plus riche. Mais d'un autre côté, ce modèle ne permet pas d'expliquer pourquoi, en France, ce n'est qu'à partir de la seconde moitié des années 1960 – et non pas, typiquement, dès le début des années 1950 – que les effets de

l'enrichissement des « Trente Glorieuses » se seraient faits sentir sur la fréquence du divorce. Pourquoi l'enrichissement des Français serait-il allé de pair, pendant les années 1950, avec une stagnation de l'indicateur conjoncturel de divortialité ? En l'absence de réponse à cette question, ce modèle explicatif ne peut pas être jugé probant pour expliquer la hausse de l'intensité de la divortialité.

3.1.3.2. Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs

Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints prévoit quant à lui que la hausse des salaires féminins relativement aux salaires masculins devrait accroître la propension des couples à rompre, parce que la résorption des écarts de salaire entre hommes et femmes réduit l'intérêt qu'ont les conjoints à substituer entre eux les temps productifs qu'ils consacrent aux sphères, respectivement, marchande et domestique. Ce modèle explicatif est-il adéquat aux phénomènes empiriques qui sont observés ? En partie, puisque les salaires féminins relatifs ont bien crû en France lors de la seconde moitié des années 1960 (figure 90). Mais aux États-Unis les salaires féminins relatifs semblent avoir décliné des années 1950 à la fin des années 1970 (figure 90), ce qui fragilise fortement l'idée selon laquelle ce serait la hausse des salaires féminins relatifs qui aurait accru l'intensité de la divortialité.

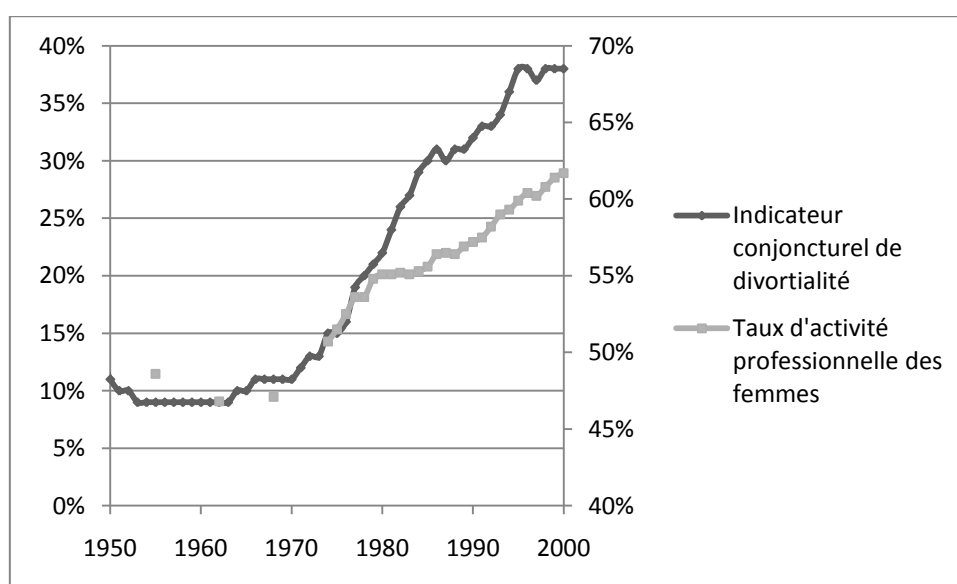
Figure 90. Rapport des salaires féminins aux salaires masculins – France et Etats-Unis, 1951-1998



Sources : Casaccia, Seroussi 2000 (rapport femmes-hommes des salaires annuels nets moyens des salariés à temps complet des secteurs privé et semi-public en France) ; Institute for Women's Policy Research 2007 (rapport femmes-hommes des salaires annuels nets médians des salariés à temps complet aux États-Unis).

Cela dit, le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs prévoit aussi que la hausse de l'activité professionnelle féminine devrait accroître la propension des individus à rompre, encore une fois parce qu'elle réduit la mesure dans laquelle les conjoints ont intérêt à substituer leurs temps productifs. Cette seconde variante de ce modèle explicatif semble plus adéquate aux phénomènes empiriques qui sont observés, puisqu'en France dans la seconde moitié du XX^e siècle, c'est bien à partir de la seconde moitié des années 1960 que le taux d'activité féminine commence à croître sensiblement (figure 91).

Figure 91. Taux d'activité professionnelle des femmes (échelle de droite) et indicateur conjoncturel de divortialité (échelle de gauche) – France, 1950-2000



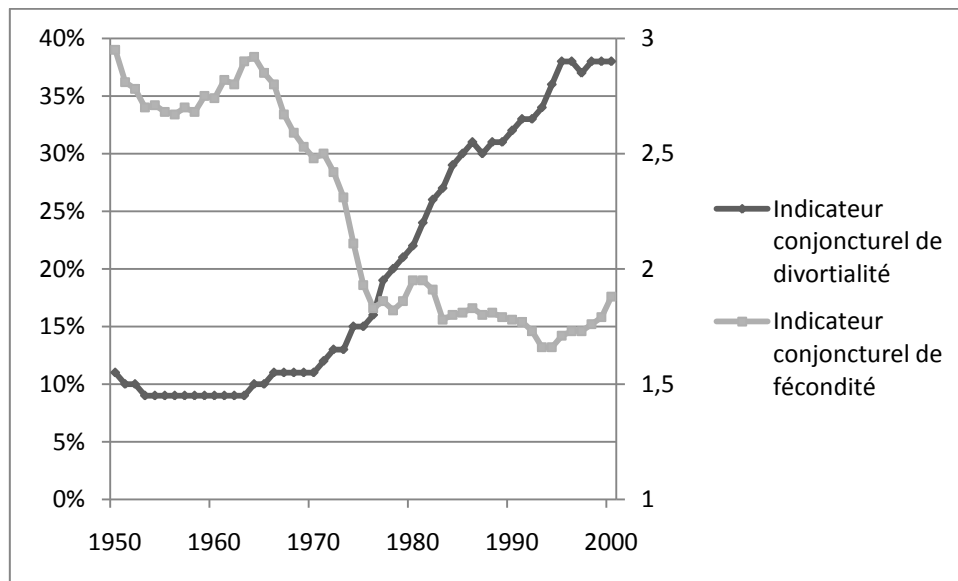
Sources : Marchand, Thélot 1997 (taux d'activité professionnelle des femmes des années 1950-1996), INSEE 2005 (taux d'activité professionnelle des femmes des années 1997-2000), Sardon 2005b (indicateur conjoncturel de divortialité).

3.1.3.3. Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des rendements croissants

Le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des rendements croissants à la production domestique prévoit quant à lui que la réduction du temps de travail domestique permise par la baisse de la fécondité et par l'acquisition d'appareils électroménagers devrait accroître la propension des couples à rompre, parce que la réduction du temps de travail domestique réduit pour chaque individu l'intérêt qu'il y a soit à se spécialiser soit à laisser son conjoint se spécialiser dans la production domestique de façon à y devenir plus performant. En d'autres termes, au fur et à mesure que le niveau de production domestique de chacun dépendait de moins en moins étroitement du fait d'être en couple, les gains de l'union auraient décliné, d'où une hausse de la rupture.

Ce modèle explicatif est-il adéquat aux phénomènes empiriques qui sont observés ? Concernant la baisse de la fécondité, en France le XIX^e siècle est effectivement le siècle de la transition de fécondité, et la seconde moitié des années 1960 est effectivement marquée par une baisse de la fécondité (c'est en 1964 que l'indicateur conjoncturel de fécondité commence à chuter) (figure 92), si bien que cette première version de ce modèle explicatif semble relativement bien ajustée au phénomène à expliquer.

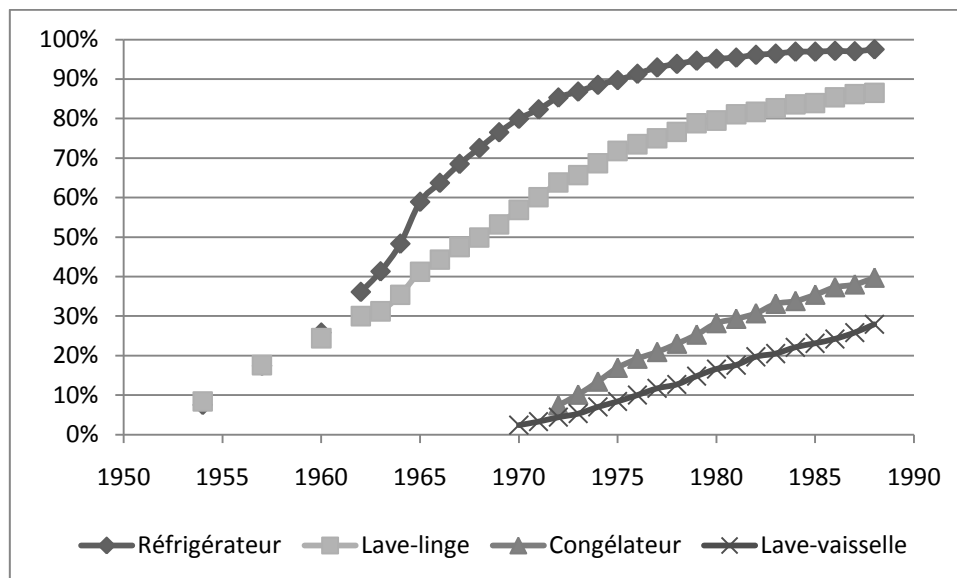
Figure 92. Indicateur conjoncturel de fécondité (échelle de droite) et indicateur conjoncturel de divortialité (échelle de gauche) – France, 1950-2000



Sources : Daguet 2002 (indicateur conjoncturel de fécondité), Sardon 2005b (indicateur conjoncturel de divortialité).

Concernant la hausse du taux d'équipement des ménages en appareils électroménagers, elle pourrait permettre d'expliquer pourquoi c'est dans les pays les plus riches – ceux dont les habitants ont pu se permettre d'acheter de tels biens le plus tôt – que les couples se sont mis à divorcer plus fréquemment en premier, mais il s'agit là d'une explication qu'il est difficile de tester empiriquement. En France, c'est effectivement dans les années 1960 surtout que la hausse du taux d'équipement des ménages en appareils électroménagers est marquée (figure 93), si bien que cette seconde version de ce modèle explicatif a pu jouer un rôle dans la hausse de l'intensité de la divortialité.

Figure 93. Taux d'équipement des ménages en appareils électroménagers – France, 1954-1988



Source : INSEE 1990.

3.1.3.4. Les mécanismes de hausse auto-entretenu de l'intensité de la divortialité

S'il est si difficile d'évaluer empiriquement le rôle de certains mécanismes dans la hausse de l'intensité de la divortialité, ce n'est pas seulement parce que le mouvement séculaire de hausse de la divortialité ainsi que le mouvement récent d'accroissement du rythme de hausse de la divortialité sont difficiles à dater, c'est aussi parce que, vraisemblablement, la rapidité de la hausse récente de la divortialité s'explique, en partie au moins, par plusieurs mécanismes qui auraient eu pour effet d'*auto-entretenir* la hausse de la divortialité. En d'autres termes, certains mécanismes existeraient, par lesquels une hausse initiale de la divortialité pourrait elle-même contribuer à accroître la divortialité ultérieurement.

En effet, s'il est vrai que, d'un côté, la hausse de l'activité professionnelle des femmes devrait accroître la divortialité, d'un autre côté une anticipation de la hausse de la divortialité devrait accroître – par souci de précaution – l'activité professionnelle des femmes. De même, si la baisse de la fécondité devrait accroître la divortialité, une anticipation de la hausse de la divortialité devrait – là encore par souci de précaution – réduire la fécondité (ainsi que, plus généralement, les investissements spécifiques à l'union). Ainsi auraient pu s'enclencher deux premiers mécanismes auto-entretenus de hausse de l'intensité de la divortialité.

En outre, la hausse de la divortialité lors d'une phase initiale, en accroissant le volume de divorcé(e)s désireux de se remarier, et donc en réduisant les coûts du divorce (en termes de probabilités de se remarier) pour les divorçants ultérieurs, devrait accroître la divortialité. De

même, la hausse de la divortialité lors d'une phase initiale, en réduisant le stigmate qui s'attache au fait d'avoir divorcé, et donc en réduisant les coûts du divorce pour les divorçants ultérieurs, devrait accroître la divortialité – enclenchant encore une fois une dynamique auto-entretenue de hausse de la divortialité.

Enfin, s'il existe bien une « transmission intergénérationnelle du risque de divorce » – c'est-à-dire s'il est exact, comme tend à l'indiquer la littérature empirique, que le fait que les parents ont divorcé accroît le risque de divorce des enfants (bien qu'on ignore largement pourquoi) –, une hausse de la divortialité au sein d'une génération donnée pourrait accroître la divortialité de certaines générations ultérieures.

3.1.3.5. Bilan des observations sur données agrégées

Après avoir testé empiriquement à un niveau agrégé divers modèles susceptibles d'expliquer pourquoi en France et dans d'autres pays occidentaux la divortialité s'est accrue, il apparaît que :

- i. le modèle des gains de l'union issus de la consommation commune de biens non rivaux n'est pas empiriquement adéquat pour expliquer la hausse de la divortialité au sein des pays occidentaux ;
- ii. le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des avantages comparatifs des conjoints, testé par la variable du taux d'activité professionnelle des femmes (plutôt que la variable de leurs salaires relatifs), peut sembler empiriquement relativement plausible pour expliquer la hausse de la divortialité en France ;
- iii. le modèle des gains de l'union issus de l'exploitation des rendements croissants à la production domestique, testé par les variables d'indicateur conjoncturel de fécondité et de taux d'équipement des ménages en appareils électroménagers, peut lui aussi sembler relativement plausible pour expliquer la hausse de la divortialité en France.

Malgré cela, il semble hautement difficile d'évaluer empiriquement le pouvoir explicatif de tel ou tel modèle ou mécanisme explicatif de la hausse – séculaire – ou de l'accélération de la hausse – plus récente – de la divortialité, non seulement parce que les phénomènes à expliquer sont difficiles à saisir, mais en outre parce que divers mécanismes ont sans doute concouru à auto-entretenir cette hausse de la divortialité. C'est pour cela que nous nous proposons, dans la section suivante, d'analyser non pas la hausse de la divortialité en France au fil du temps, mais plutôt les variations de la divortialité entre couples français *au sein des*

mêmes promotions de mariage, et plus largement les variations de rupture d'union au sein des couples des mêmes promotions de mise en couple.

3.2. Les variations d'intensité de la rupture d'union entre couples en France de 1968 à 1998 : tests empiriques sur données individuelles

Les observations que nous avons réalisées à partir de données agrégées nous ont conduit à la conclusion suivante : étant donné la difficulté à analyser empiriquement la hausse de la divortialité au fil du temps, il est sans doute plus productif – dans un premier temps au moins – d'analyser les variations d'intensité de la rupture d'union au sein des couples des mêmes promotions. Cela est peut-être d'autant plus vrai que, comme le note François de Singly, « le fait que la loi reconnaisse le divorce l'a rendu en quelque sorte naturel aux sociologues, qui n'ont pas étudié les raisons qui conduisent à la séparation » (Singly, Commaille 1991). Pour pallier ce relatif manque, nous présentons tout d'abord une revue de la littérature théorique internationale proposant des mécanismes dont la théorie du choix rationnel prévoit qu'ils devraient affecter le risque de rupture d'union, et parallèlement nous présentons les tests de ces mécanismes qui ont été effectués à partir de données individuelles (3.2.1.). Ensuite, nous testons les implications de plusieurs de ces mécanismes à partir de modèles de durée à temps discret (durée séparant la première mise en couple de la rupture, durée séparant le premier mariage du divorce, puis durée séparant la première cohabitation de la séparation) (3.2.2.).

3.2.1. Les variations d'intensité de la rupture d'union entre couples dans les pays occidentaux : revue de la littérature théorique et empirique internationale¹²⁵

Une fois que les individus se sont mis en couple, ils peuvent rompre. Et de même que, selon la théorie du choix rationnel, c'est pour bénéficier de divers gains de l'union que les individus se mettent en couple, c'est parce que leur union ne leur procure plus assez de gains – et leur inflige même un coût – que les individus rompent afin soit de retourner hors couple soit de former un nouveau couple. Comme on l'a écrit, « la décision de divorcer constitue une sorte d'arbitrage entre un prix à payer pour se séparer et la conscience de ce que l'on gagne à rompre l'union » (Roussel 1993). Mais comment peut-il se faire que les conjoints n'obtiennent plus suffisamment de gains de l'union, alors même qu'ils avaient sciemment pris la décision de se mettre en couple ?

¹²⁵ Sur les apports de la théorie du choix rationnel à l'explication de divers phénomènes concernant la dissolution des couples, cf. – outre les synthèses et ouvrages déjà mentionnés à la note de bas de page n°27 – Becker *et al.* 1977 ; cf. aussi Michael 1979 et Lehrer 2003.

Dans le cadre de la théorie du choix rationnel, l'occurrence d'une rupture d'union s'explique par la réalisation imprévue d'un risque – que ce risque ait été correctement évalué ou non, s'il pouvait l'être –, le caractère imprévu de la réalisation de ce risque s'expliquant à son tour par le fait que, lors de la mise en couple, les conjoints ne disposent que d'une information imparfaite sur leurs caractéristiques respectives, sur les caractéristiques de leurs autres conjoints potentiels, et sur la probabilité d'occurrence de divers événements qui pourraient réduire à néant la qualité de leur appariement et leurs gains de l'union.

Ainsi, les couples peuvent rompre suite à la révélation d'informations négatives sur leur conjoint ou sur la qualité de l'appariement de leur couple, ou suite à la révélation d'informations positives sur leurs conjoints alternatifs potentiels. En effet, la prospection du conjoint qui permettrait d'obtenir les gains de l'union les plus élevés étant coûteuse (en temps surtout), des individus rationnels peuvent être incités à cesser la prospection extensive (soit, à fixer leur choix sur tel conjoint, plutôt que tel autre) et à cesser la prospection intensive (soit, à cesser d'examiner le degré de désirabilité du conjoint sur lequel ils ont fixé leur choix) afin de profiter immédiatement des gains de l'union, sans pour autant disposer d'une information parfaite ni sur les caractéristiques de leur conjoint ni sur celles de leurs conjoints alternatifs potentiels. En outre, les couples peuvent rompre suite à la révélation d'informations imprévisibles à la date de leur mise en couple, tel un « choc » technologique ou juridique qui réduit leurs gains du maintien dans le couple (par exemple, une innovation qui accroît la productivité domestique et réduit ainsi les gains de la division du travail, ou encore une modification du droit du divorce qui réduit le coût de la procédure de divorce). Quoi qu'il en soit, que ce soit suite à la réalisation d'un risque qui a été pris en raison du fait qu'il était trop coûteux de ne pas le prendre, ou que ce soit suite à la réalisation d'un risque imprévisible, c'est l'acquisition d'informations nouvelles qui devrait conduire à la rupture.

Les raisons de rompre qui sont mises en exergue par les principaux modèles explicatifs de la théorie du choix rationnel peuvent être reliées à cinq éléments :

- i. les caractéristiques individuelles des conjoints et leurs modalités de vie en couple ;
- ii. l'appariement des conjoints ;
- iii. les investissements spécifiques à l'union ;
- iv. les événements imprévus ;
- v. les coûts directs de la rupture.

Avant d'en venir à chacun de ces éléments, notons d'emblée que, pour de multiples raisons, les conjoints devraient rompre plus fréquemment s'ils sont cohabitants plutôt que

mariés. Les époux étant « assurés » contre le risque d'être quittés de façon opportuniste ils devraient investir plus volontiers dans des capitaux spécifiques à leur union – ce qui tendrait à réduire le risque de rupture. En outre, les coûts directs du divorce sont sensiblement supérieurs à ceux de la séparation. Enfin, le divorce étant plus coûteux que la séparation, ne tendraient à se marier – plutôt qu'à simplement cohabiter – que les couples les mieux appariés, qui ont le plus confiance dans la pérennité de leur couple (effet de sélection).

De fait, les unions cohabitantes connaissent un risque de rupture supérieur aux unions mariées, aussi bien dans le Togo des années 1980, en Côte-d'Ivoire, au Sénégal et au Mali (Thiriart 1998) que dans le Royaume-Uni des années 1990 (Kiernan 1998 ; Böheim, Ermisch 1999) ou dans de nombreux autres pays occidentaux. Deux études regroupant de nombreux pays occidentaux (Andersson 2003 ; Dourleijn, Liefbroer 2002) – les États-Unis, l'Espagne, l'Italie, la Suède, la Norvège, la Finlande, la France, la Belgique flamande, l'Allemagne de l'Ouest, l'Allemagne de l'Est, l'Autriche, la Hongrie, la République tchèque, la Slovaquie, la Pologne, la Lettonie et la Lituanie – indiquent que dans *chacun* d'entre eux les unions cohabitantes connaissent « toutes choses égales par ailleurs » des chances relatives de rompre beaucoup plus élevées que les unions mariées (en moyenne, trois à quatre fois plus élevées). Dans la France contemporaine (Toulemon 1996), on estime que le risque de rupture est quatre (Villeneuve-Gokalp 1991), cinq (Festy 2000) ou six (Sardon 1996) fois supérieur lorsque les couples sont cohabitants plutôt que mariés. En France, être marié plutôt que cohabitant réduit la probabilité de rupture aussi bien à la première qu'à la deuxième union, ou même à une union ultérieure (Villeneuve-Gokalp 1994).

3.2.1.1. Le rôle des caractéristiques individuelles des conjoints et de leurs modalités de vie en couple

Les conjoints peuvent rompre en raison du fait que, par rapport à ce qu'ils avaient initialement prévu, certaines de leurs caractéristiques individuelles ou certaines de leurs modalités de vie en couple ne produisent pas suffisamment de gains de la mise en couple ou accroissent les gains qu'ils pourraient obtenir hors de leur couple (c'est-à-dire, hors couple ou dans un autre couple). Ce mécanisme permet de formuler plusieurs prédictions.

Les couples devraient rompre plus fréquemment si leurs modalités de vie en couple tendent à générer de l'insatisfaction. Par exemple, dans le Japon de la fin des années 1970, les époux qui résident chez les parents de l'un d'entre eux tendent à divorcer relativement souvent (Sasaki, Wilson 1997), vraisemblablement parce que la coresidence crée des frictions entre l'un des conjoints et sa belle-famille. De même, les couples formés au sein de ménages

polygames (plus précisément, polygynes) plutôt que monogames tendent à divorcer relativement souvent, tant dans l'Égypte de la fin des années 1970 (Fahmi 1987), dans une communauté rurale du Bangladesh des années 1980 (Alam *et al.* 2000) et dans le Malawi rural contemporain (Reniers 2003) que dans les villes de Dakar et Bamako (Antoine 2002). Cela pourrait s'expliquer, d'une part, par les frictions que crée au sein du foyer la concurrence entre coépouses, et d'autre part par le fait qu'un homme serait prêt à moins de sacrifices pour conserver une épouse parmi plusieurs plutôt que sa seule et unique épouse. Toutefois, dans le Nigeria des années 1960 et 1970, si les unions polygynes à trois coépouses ou plus sont bel et bien les unions qui rompent le plus fréquemment, les unions polygynes à deux coépouses rompent moins fréquemment que les unions monogames (Gage-Brandon 1992) ; dans le Togo rural des années 1980 non plus, les unions polygames à trois coépouses ou plus ne semblent pas rompre plus fréquemment que les unions monogames (tandis qu'en milieu urbain les unions polygames semblent plus stables que les unions monogames, très probablement en raison d'effets de sélection) (Thiriart 1998).

Les couples devraient aussi rompre d'autant plus fréquemment que leur lieu de résidence leur offre plus d'opportunités de rencontres, que ce soit pendant la vie de couple ou (par anticipation) suite à la rupture. Typiquement, étant donné que les marchés matrimoniaux locaux sont plus denses dans les villes que dans les campagnes, et dans les grandes que dans les petites villes, les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité de plus grande taille. Par exemple en France, de 1792 à 1802, les couples divorcent très disproportionnellement à Paris, puisque de 50 % à 70 % des divorces sont prononcés dans la capitale et qu'il n'y a presque pas de divorces dans les campagnes (Ronsin 1990) ; de même, en 1853, les demandes de séparation de corps sont beaucoup plus nombreuses au Nord qu'au Sud de la Loire, et dans les années 1890 c'est toujours la Seine qui connaît le plus fort taux de demande en rupture légale (Ronsin 1992) ; aujourd'hui encore, on divorce plus fréquemment à l'Est qu'à l'Ouest de la ligne Caen-Marseille (passant par Lyon) (Munoz-Pérez, Rondeau-Rivier 1990), vraisemblablement au moins en partie parce que les marchés matrimoniaux sont plus fluides en ville qu'à la campagne. De même, le divorce est relativement plus fréquent à la ville qu'à la campagne dans la Chine des années 1950 à 1980 (Yi *et al.* 2002), à Porto Rico de la fin des années 1970 au début des années 1980 (Canabal 1990), dans l'Égypte (Fahmi 1987) et les États-Unis (Breault, Kposowa 1987) du début des années 1980, et dans l'Australie (Bracher *et al.* 1993) et l'Allemagne (Wagner, Weiss 2002) contemporaines ; et les couples divorcent plus fréquemment s'ils habitent à Copenhague qu'ailleurs, dans le Danemark des années 1980 et 1990 (Svarer 2002).

Comme les investissements qu'ont réalisés les conjoints dans des unions antérieures à la leur viennent concurrencer les investissements spécifiques à leur union, les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment que les conjoints ont réalisé plus d'investissements dans des unions antérieures. Plus précisément, les conjoints devraient rompre d'autant plus souvent qu'ils ont auparavant vécu dans des unions plus nombreuses, qu'ils ont auparavant eu plus d'enfants, et qu'ils ont la charge d'un plus grand nombre d'entre eux. Ainsi, les unions (mariées ou non) tendent à se dissoudre d'autant plus souvent qu'elles sont de rang plus élevé aussi bien dans la France contemporaine (Flipo 2000 ; Villeneuve-Gokalp 1994) qu'en Suède (Liu, Vikat 2004), en Allemagne (Wagner, Weiss 2002), au Royaume-Uni (Chan, Halpin 2005), aux États-Unis (Furstenberg 1990; White 1990 ; Goldstein 1999) ou encore en Australie (Bracher *et al.* 1993) ; notons toutefois que cette régularité pourrait aussi au moins en partie s'expliquer par un effet de sélection – les conjoints entrant dans des unions de rang d'autant plus élevé qu'ils sont plus prédisposés à rompre, pour des raisons inobservées. En outre, à même âge au mariage, les divorcées mais *aussi* les veuves divorcent plus fréquemment (dans leur second mariage) que les célibataires (dans leur premier mariage), et ce aussi bien dans l'Angleterre-Galles des années 1950 à 1970 (Festy, Prioux 1975) que dans une communauté rurale du Bangladesh des années 1980 (Alam *et al.* 2000) ; cela dit, cette régularité ne semble pas se retrouver dans le Danemark des années 1980 et 1990 (Svarer 2002). Les époux divorcent aussi plus fréquemment si l'un des conjoints a déjà eu des enfants d'une autre union, aussi bien dans le Danemark (Svarer 2002), la Norvège (Lyngstad 2004a ; Lyngstad 2004b) et la Suède (Liu, Vikat 2004) des années 1980 et 1990 que dans l'Australie contemporaine (Bracher *et al.* 1993). *A contrario*, si les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années 1990 et du début des années 2000 ne rompent pas sensiblement plus fréquemment si au moins l'un des conjoints a déjà été marié (Andersson *et al.* 2006), ce pourrait être parce que la concurrence entre l'ancien et le nouveau conjoint de l'individu déjà marié est d'ampleur réduite pour la raison que la préférence sexuelle de cet individu a, entre temps, changé.

Les couples devraient aussi rompre plus fréquemment si les conjoints sont moins compétents dans la gestion des interactions familiales et des conflits qu'elles génèrent. En admettant que de telles compétences pouvaient se transmettre – par apprentissage ou d'autres façons – des parents aux enfants, c'est par ce biais que la littérature a proposé d'expliquer la « transmission intergénérationnelle du risque de divorce ». On constate en effet que, « toutes choses égales par ailleurs », dans la période contemporaine, les individus ont plus de risques de divorcer si leurs parents ont divorcé, aussi bien en France (Traag *et al.* 2000 ; Villeneuve-

Gokalp 1994), en Allemagne (Wagner, Weiss 2002) ou aux Pays-Bas (Kalmijn *et al.* 2004) qu'au Royaume-Uni (Kiernan 1998) ou aux États-Unis (White 1990). Une étude portant sur un grand nombre de pays (les États-Unis, le Canada, la Suède, l'Italie, l'Espagne, la Belgique, l'Allemagne de l'Ouest, l'Allemagne de l'Est, l'Autriche, la Suisse, la République tchèque, la Slovénie, la Hongrie, l'Estonie, la Lettonie et la Lituanie) confirme qu'il existe bel et bien une transmission intergénérationnelle du risque de divorce dans *chacun* des pays étudiés : le taux de divortialité des enfants de divorcés est en moyenne plus de deux fois supérieur à celui des autres enfants, et il se maintient presque intégralement « toutes choses égales par ailleurs » (Diekmann, Schmidheiny 2002).

3.2.1.2. Le rôle de l'appariement des conjoints

Les conjoints peuvent rompre en raison du fait que, par rapport à ce qu'ils avaient initialement prévu, leur appariement ne produit pas suffisamment de gains de la mise en couple. On peut ici distinguer deux types d'appariements problématiques : des appariements moins gratifiants que prévu du point de vue de la *consommation* commune de biens non rivaux, et des appariements moins gratifiants que prévu du point de vue de la *production* marchande et domestique.

3.2.1.2.1. L'appariement des conjoints selon leurs caractéristiques de consommation

Les couples devraient tout d'abord rompre plus fréquemment si leur activité de *consommation* leur procure relativement peu de gains de la mise en couple, c'est-à-dire si les conjoints – n'ayant pas les mêmes goûts en matière de consommation – n'exploitent pas tous les gains qu'ils pourraient retirer de la consommation commune de biens non rivaux. De fait, en Chine des années 1950 à 1980, les mariages arrangés aboutissent relativement souvent à un divorce (Yi *et al.* 2002). Il devrait en aller de même pour les « mariages blancs », et de fait aux Pays-Bas dans les années 1990, parmi les couples binationaux dans lesquels c'est l'homme qui est d'origine étrangère, on constate une forte hausse du taux de divortialité à l'année de mariage (la quatrième année) à partir de laquelle l'époux d'origine étrangère acquiert son permis de résidence permanent sur le sol néerlandais (Huis, Steenhof 2003). Mais plus généralement, les conjoints devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils ont des caractéristiques déterminant les goûts (âges, niveaux d'études, convictions et pratiques religieuses et politiques, identités ethniques, etc.) plus dissemblables. Ainsi en France en 1972, le point qui paraît le plus important pour le plus grand nombre de Français « dans un

mariage idéal » est « l'harmonie de goûts, de situations, d'idées », devant « la décision de fonder une famille » ou « l'intensité du sentiment amoureux réciproque » (Roussel 1975). Effectivement, les couples mariés divorcent d'autant plus fréquemment que l'écart d'âge qui les sépare est plus accentué (éventuellement, au-delà et/ou en deçà de certains seuils), aussi bien dans l'Angleterre-Galles des années 1950 aux années 1970 (Festy, Prioux 1975) que dans la France de 1970 (Commaille, Boigeol 1973), la Norvège des années 1970 à 1990 (Lyngstad 2004b ; Lyngstad 2004a ; Hansen 2005) ou encore la Suède des années 1980 et 1990 (Liu, Vikat 2004) (cette régularité se retrouve aussi pour ce qui concerne les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années 1990 et du début des années 2000 (Andersson *et al.* 2006)). Notons toutefois qu'il semble que dans le Malawi rural contemporain les grands écarts d'âge entre conjoints n'accroissent pas, mais au contraire réduisent la probabilité de divorce (Reniers 2003). En outre, l'hétérogamie de niveaux d'études accroît le risque de divorce, tout au moins aux États-Unis dans les années 1970 et 1980 (Weiss, Willis 1997) et dans la Finlande des années 1990 (Jalovaara 2003).

Les unions « exogames » – avec un conjoint dont le groupe d'appartenance est perçu comme un *outgroup* – pourraient aussi connaître des niveaux accrus d'incompréhension et de conflit, ce qui réduirait les gains de l'union issus de consommations communes comme les discussions, les pratiques d'activités de loisirs, ou encore l'éducation des enfants. Ainsi en 1969, plus de 40 % de Français estiment que dans un couple la différence de nationalité est « une cause de mésentente certaine pour l'avenir » ou « une difficulté réelle mais surmontable » (Roussel 1975), et plus de 50 % de Français estiment que la différence de religion est « une cause de mésentente certaine pour l'avenir » ou « une difficulté réelle mais surmontable » (Roussel 1975). L'exogamie religieuse accroît effectivement le risque de divorce dans la Hongrie de la première moitié du XX^e siècle (surtout les unions entre chrétien et juif, plus que les unions entre différents groupes chrétiens) (Karady 1985), et aux États-Unis dans les années 1970 et 1980 (Weiss, Willis 1997). L'exogamie ethnique accroît le risque de divorce dans le Togo des années 1980 (mais seulement en milieu rural) (Thiriart 1998), ainsi que dans le Malawi rural contemporain (Reniers 2003). L'exogamie d'origine ethnique accroît le risque de divorce dans les Pays-Bas des années 1990 : les couples dans lesquels un des deux conjoints n'a pas deux parents nés néerlandais divorcent plus souvent que les couples composés de deux conjoints dont les parents sont nés néerlandais, surtout si le couple est composé d'une femme d'origine néerlandaise et d'un homme d'origine marocaine ou turque, mais aussi surinamienne (et plus encore s'il est de la « première génération ») (Huis, Steenhof 2003). En France, dans les promotions de mariage 1975 et 1982, les couples

binationaux divorcent plus fréquemment que les couples non « mixtes », et cela est tout particulièrement vrai pour les couples dans lesquels un conjoint est d'origine maghrébine, africaine ou asiatique (hors ex-Indochine) (Neyrand, M'Sili 1996) ; par exemple, le taux de rupture de la promotion de mariages mixtes de 1982 au bout de dix années de mariage est de 22 %, contre 14,5 % pour la promotion de tous les mariages de 1982 – et cet écart ne semble pas pouvoir s'expliquer par le phénomène éventuel des « mariages blancs » puisque l'écart des taux de rupture entre les mariages mixtes et les autres mariages ne se creuse pas avant la quatrième année de mariage (Neyrand, M'Sili 1997). L'hétérogamie d'origines sociales entre les conjoints n'exerce toutefois pas d'influence sur leur probabilité de divorce dans la Norvège des années 1980 et 1990 (Lyngstad 2004a).

3.2.1.2.2. L'appariement des conjoints selon leurs caractéristiques productives

Les couples devraient ensuite rompre plus fréquemment si leur activité de *production* leur procure relativement peu de gains de la mise en couple, c'est-à-dire s'ils n'exploitent pas tous les gains qu'ils pourraient retirer de la division sexuelle du travail entre conjoints (avantages comparatifs et rendements croissants). Ainsi – en admettant (pour des raisons que nous avons déjà abordées) que c'est l'homme qui détient un avantage comparatif dans la production marchande et la femme qui détient un avantage comparatif dans la production domestique –, les couples devraient rompre relativement souvent si l'homme est relativement peu spécialisé dans la production marchande et la femme est relativement peu spécialisée dans la production domestique ; *a contrario*, la spécialisation devrait désinciter les conjoints à rompre en rendant chaque conjoint « nécessaire » à l'autre pour profiter de sa relative compétence dans sa sphère de spécialisation. À partir de données agrégées, on a ainsi montré qu'aux États-Unis, en 1880, 1910, 1940, 1970, 1980 et 1990, la proportion de personnes divorcées au sein de chaque district est d'autant plus élevée que les femmes sont plus actives professionnellement et que les hommes le sont moins et disposent de moins de perspectives de succès professionnel (Ruggles 1997).¹²⁶

À partir de données individuelles, la littérature empirique internationale a fourni une validation empirique robuste des prédictions susmentionnées. Ainsi, les couples divorcent

¹²⁶ De même, il est fort probable qu'une partie au moins de la sur-divortialité constatée chez les Noirs américains par rapport aux Américains blancs depuis la fin du XIX^e siècle soit due aux faits que les femmes noires exercent une activité professionnelle plus fréquemment que les femmes blanches et que les hommes noirs disposent de perspectives de succès professionnel réduites par rapport aux hommes blancs (et, depuis les années quarante, exercent une activité professionnelle moins fréquemment qu'eux) (Ruggles 1997).

relativement souvent si la femme exerce une activité professionnelle dans la France du début des années 1970 (Boigeol, Commaille 1974 ; Desrosières 1978), dans le Japon de la fin des années 1970 (Sasaki, Wilson 1997), dans l'Italie du début des années 1980 (Rose 1992) et, pour la période contemporaine, aux Pays-Bas (Kalmijn *et al.* 2004), au Royaume-Uni (Kiernan 1998) et en Australie (Bracher *et al.* 1993). Plusieurs études menées pendant les années 1980 (White 1990) indiquent aussi que les couples divorcent d'autant plus fréquemment que les femmes sont plus actives professionnellement aussi bien au fil du temps qu'entre diverses sociétés à un moment donné. Dans la même ligne d'idée, les couples divorcent relativement souvent si la femme est alphabétisée dans le Togo des années 1980 (Thiriat 1998), si la femme travaille pendant plus longtemps dans le Royaume-Uni contemporain (Chan, Halpin 2002), si la femme dispose de revenus plus élevés à Porto Rico de la fin des années 1970 au début des années 1980 (Canabal 1990), dans la Norvège des années 1980 et 1990 (Lyngstad 2004a) et dans la Finlande des années 1990 (Jalovaara 2002), et si la femme dispose de revenus plus élevés par rapport à son époux dans la Suède des années 1980 et 1990 (Liu, Vikat 2004), dans la Norvège des années 1990 (Hansen 2005) et dans le Royaume-Uni contemporain (Chan, Halpin 2002). Une analyse minutieuse montre en outre que, dans les Pays-Bas dans la seconde moitié du XX^e siècle, une grande part de l'effet observé du travail (et de la durée du travail) des femmes sur le risque de divorce constitue bien un effet positif du travail des femmes sur le risque de divorce, plutôt qu'une relation de causalité inverse – les femmes qui anticipent le divorce se mettant à travailler ou à travailler plus (pour cela, cette analyse compare les effets du travail des femmes sur le risque de divorce dans les cas de divorces prévus et dans les cas de divorces imprévus) (Poortman 2005).

Parallèlement, les couples divorcent relativement souvent si l'homme est moins éduqué et détient un statut socioéconomique plus faible dans une communauté rurale du Bangladesh des années 1980 (Alam *et al.* 2000), si l'homme est au chômage dans le Royaume-Uni (Kiernan 1998) et dans l'Australie (Bracher *et al.* 1993) contemporains, s'il travaille moins longtemps dans les Pays-Bas contemporains (Kalmijn *et al.* 2004), et s'il dispose de revenus plus réduits dans le Japon de la fin des années 1970 (Sasaki, Wilson 1997), à Porto Rico de la fin des années 1970 au début des années 1980 (Canabal 1990), dans la Norvège des années 1980 et 1990 (Lyngstad 2004a), dans la Finlande des années 1990 (Jalovaara 2002) et dans les États-Unis contemporains (Hoffman, Duncan 1995) (les couples cohabitants se séparent aussi relativement souvent si l'homme dispose de revenus plus réduits en Grande-Bretagne des générations 1930 à 1970 (Ermisch, Francesconi 2000)). En France en 1996, on a de même observé à partir de simples tris croisés que parmi les couples divorçant les hommes actifs sont

disproportionnellement au chômage (par rapport à l'ensemble des hommes actifs mariés), tandis que ce n'est pas le cas pour les femmes (Belmokhtar 1996) ; or, le fait que le chômage de l'époux semble accroître le risque de divorce est d'autant plus notable que les épouses sont désincitées à demander le divorce lorsque leur mari est au chômage, puisqu'on sait (Festy, Valetas 1993) que les versements qu'elles reçoivent sont de niveau réduit si le mari est sans emploi à la date du divorce.

Notons ici qu'à même ampleur de la division du travail l'exercice de certaines activités professionnelles pourrait encore modifier le risque de rupture. Par exemple, dans des secteurs comme l'agriculture, l'artisanat ou encore le commerce, dans lesquels les conjoints exercent fréquemment leurs activités professionnelles *ensemble*, la rupture aboutirait au « licenciement » d'au moins l'un des conjoints, ce qui devrait le désinciter à rompre ; comme on l'a noté justement, « une agricultrice, en perdant son mari, perd aussi son travail » (Singly 2004). Par exemple, dans la Finlande des années 1990, à mêmes niveaux d'études et de revenu, les agriculteurs divorcent moins fréquemment que les autres catégories socioprofessionnelles (Jalovaara 2002).

3.2.1.2.3. L'appariement des conjoints résultant de leurs durées de prospection

Si toutes les variables qui déterminent la qualité de l'appariement des conjoints ne sont pas disponibles ou exploitées dans une enquête – ce qui est sans doute presque toujours le cas –, on devrait s'attendre à ce que les individus ayant effectué (avant de se mettre en couple) une prospection de durée relativement courte connaissent un risque de divorce relativement élevé, puisque la qualité de leur appariement devrait être plus hasardeuse que celle des individus qui ne se sont mis en couple qu'après une prospection minutieuse. Ainsi, les conjoints devraient rompre d'autant plus souvent qu'ils se sont mis en couple à des âges plus précoces (l'âge à la mise en couple étant ici pris comme indicateur de durée de la prospection extensive et intensive). De fait, il s'agit là de l'une des régularités les plus robustes empiriquement, qui s'observe non seulement dans la France de 1970 (Commaille, Boigeol 1973) et dans celle des années 1980 et 1990 (Villeneuve-Gokalp 1991 ; Flipo 2000 ; Traag *et al.* 2000), mais qui se retrouve dans tous les autres pays dans lesquels le test a été effectué, sans aucune exception. Empiriquement, il semble exact que « qui se marie à la hâte se repent à loisir ». ¹²⁷ Épargnons au lecteur la liste exhaustive de ces sociétés occidentales

¹²⁷ Le fait que les taux de divortialité étaient relativement élevés dans l'Europe communiste pourrait en partie s'expliquer par un tel mécanisme. En effet, dans les pays d'Europe de l'Est, il n'était pas rare que seul le mariage

contemporaines, mais notons que la baisse du risque de rupture d'union avec l'âge à la mise en couple pourrait aussi en partie s'expliquer par le fait qu'à partir de certains âges les conjoints tendent à changer – et donc à diverger – moins rapidement qu'à des âges plus précoces.

Dans la même ligne d'idée, on a constaté que les couples divorçaient relativement moins souvent s'ils avaient cohabité et cohabité plus longtemps avant de se marier (ce qui consiste en un rallongement de la prospection intensive) dans le Danemark des années 1980 et 1990 (Svarer 2002). Toutefois, on observe aussi assez souvent la relation statistique inverse (White 1990 ; Rose 1992 ; Bracher *et al.* 1993 ; Chan, Halpin 2005) entre cohabitation avant mariage et risque de divorce, vraisemblablement en raison d'un effet de sélection : les conjoints qui cohabitent avant de se marier seraient relativement mal appariés, ce qui à la fois les inciterait à cohabiter avant de se marier (en vue d'éprouver la qualité de leur appariement avant de s'engager) puis, une fois mariés, à divorcer. Si ces indicateurs de durée de prospection ne suffisaient pas à épuiser les chaînes causales par lesquelles la réduction de la durée de prospection accroît la probabilité de rupture, on pourrait aussi observer que les individus rompent d'autant plus fréquemment qu'ils connaissent à la date de leur mise en couple des coûts de prospection élevés. C'est pourquoi l'on pourrait observer que les individus rompent plus fréquemment si l'arrivée d'un enfant a précipité leur mise en couple ou leur mariage. De fait, les conjoints rompent relativement plus souvent s'ils ont connu une conception hors mariage, aussi bien dans la Grande-Bretagne des années 1950 à 1970 (Murphy 1985) que dans la France de 1970 (Commaille, Boigeol 1973 ; Boigeol, Commaille 1974), à Porto Rico de la fin des années 1970 au début des années 1980 (Canabal 1990), dans les États-Unis des années 1980 et précédentes (White 1990), ou encore en Norvège dans les promotions de mariages de 1975 à 1999 (Lyngstad 2004). Dans le même ordre d'idées, on a fait remarquer qu'en France, dans les générations 1938 à 1977, le fait d'avoir débuté son couple alors qu'on était au chômage accroît la probabilité de rupture (et surtout si c'est l'homme qui est au chômage), vraisemblablement parce que le fait d'être au chômage incite à être relativement peu regardant sur la qualité de l'appariement (Ekert-Jaffé, Solaz 2001).

On pourrait aussi s'attendre, pour les mêmes raisons, à ce que les individus dotés de caractéristiques rares qu'ils valorisent chez leurs conjoints potentiels rompent plus

puisse permettre de se voir attribuer un logement ou que seul le mariage puisse permettre d'échapper à certaines affectations (dans telle province ou tel pays) jugées indésirables. Ainsi, les jeunes gens étaient fortement incités à se marier précocement (nombre d'entre eux se mariaient juste avant d'obtenir leur diplôme, c'est-à-dire juste avant leur affectation), ce qui, en réduisant la qualité de l'appariement des couples, tendait à accroître la fréquence du divorce.

fréquemment que les autres : c'est qu'ils connaissent des coûts de prospection accrus, qui les conduisent à réduire la durée de leur prospection, ce qui les conduit à entrer plus fréquemment dans des unions relativement peu satisfaisantes, et donc à rompre plus fréquemment que les autres. Les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années 1990 et du début des années 2000 rompent ainsi plus fréquemment que les unions mariées hétérosexuelles contractées sur la même période (Andersson *et al.* 2006), peut-être en partie parce que l'homosexualité constitue un trait rare par rapport à l'hétérosexualité, ce qui rend plus difficile aux homosexuels qu'aux hétérosexuels de trouver un conjoint satisfaisant ; en outre, parmi ces unions homosexuelles, les unions entre femmes rompent plus fréquemment que les unions entre hommes (Andersson *et al.* 2006) – les unions légales entre hommes rompant en fait 1,5 fois plus fréquemment que les unions mariées hétérosexuelles et les unions légales entre femmes rompant 3 fois plus fréquemment que les unions mariées hétérosexuelles, une fois plusieurs caractéristiques sociodémographiques contrôlées –, peut-être parce qu'être lesbienne constitue un trait plus rare encore qu'être homosexuel (et ce, semble-t-il, aussi bien en Norvège et en Suède que dans les autres pays pour lesquels on dispose de données), ce qui rend plus difficile aux lesbiennes qu'aux homosexuels de trouver un(e) conjoint(e) satisfaisant(e) ; enfin, ces unions légales homosexuelles rompent plus fréquemment si au moins l'un des conjoints est étranger (Andersson *et al.* 2006), ce qui pourrait au moins en partie s'expliquer par le fait qu'être homosexuel *et* étranger en Norvège ou en Suède constitue un trait (très) rare, ce qui accroît encore la difficulté de trouver un conjoint satisfaisant.

3.2.1.3. Le rôle des investissements spécifiques à l'union

Les conjoints peuvent rompre en raison du fait que, par rapport à ce qu'ils avaient initialement prévu, leurs investissements spécifiques à l'union (ou leur manque d'investissements) ne produisent pas suffisamment de gains de la mise en couple. Rappelons qu'un investissement « spécifique à l'union » est un investissement qui a la particularité de produire des biens ou services dont la consommation ne procure de satisfaction *qu'*au sein de l'union dans laquelle il est effectué, ou qui tout du moins serait sensiblement moins rentable si l'union en question venait à rompre. En d'autres termes, c'est un investissement qui n'est pas – ou pas entièrement – transférable d'une union à l'autre, ou d'une union au célibat.

Les couples devraient rompre d'autant moins fréquemment qu'ils ont accumulé plus d'information sur les goûts (culinaires, récréatifs, sexuels, affectifs, intellectuels, spirituels, etc.) du conjoint et de sa famille, et qu'ils ont accumulé plus de biens dont la valeur –

sentimentale – serait réduite à leurs yeux en cas de rupture (souvenirs et symboles de l’union, amis communs, etc.) ou dont la valeur marchande chuterait en cas de rupture (vente précipitée du logement commun, etc.). Peut-être est-ce là l’une des raisons pour lesquelles les unions sans corésidence connaissent des taux de rupture relativement élevés, aussi bien dans le Togo des années 1980 (Thiriart 1998) que dans le Malawi rural contemporain (Reniers 2003) ou la France contemporaine (Villeneuve-Gokalp 1997) : dans ces unions, les conjoints n’ont pas investi (financièrement ni affectivement) dans un logement commun. De même, dans la Grande-Bretagne des années 1950 à 1970 (Murphy 1985), les couples divorcent moins fréquemment s’ils débutent leur union en possédant leur logement plutôt qu’en le louant ; en France aussi (au sein de chaque profession et catégorie socioprofessionnelle) (Festy, Valetas 1990), de même que dans la Finlande des années 1990 (Jalovaara 2002) et dans l’Australie contemporaine (Bracher *et al.* 1993), les couples qui possèdent leur logement divorcent moins fréquemment que ceux qui le louent. En outre, au sein de la cohorte 1972 des lycéens américains (observée de 1972 à 1986), posséder plus de biens en commun réduit le risque de divorce (Weiss, Willis 1997).

Mais surtout, les couples devraient rompre d’autant moins fréquemment qu’ils ont eu plus d’enfants. Les enfants constituent en effet le principal type de capital spécifique à l’union. Tout d’abord, le fait d’avoir des enfants devrait désinciter le parent qui n’en aura pas la garde à rompre, parce que la rupture devrait réduire la satisfaction qu’il retirera de ses interactions avec ses enfants (et parce qu’il y a des chances qu’il ait à verser une contribution financière à leur entretien) ; on sait ainsi qu’en France après la rupture d’union, les hommes sont plus nombreux à se plaindre – et les femmes moins nombreuses – lorsque le couple a eu des enfants que lorsqu’il n’en a pas eu (Villeneuve-Gokalp 1994). Ensuite, le fait d’avoir des enfants devrait désinciter chacun des deux parents à rompre, parce qu’en couple ils retirent de la satisfaction de leurs enfants non seulement directement – en interagissant avec eux –, mais aussi à travers des externalités positives – en les voyant interagir avec leur conjoint et en voyant leur conjoint interagir avec eux. Enfin, sachant que la rupture réduirait la satisfaction des enfants, des parents altruistes à l’égard de leurs enfants seraient incités à prolonger leur union – tout au moins jusqu’à ce qu’ils aient atteint un certain âge, ou jusqu’à leur départ du foyer parental. Les conjoints devraient donc rompre d’autant moins fréquemment qu’ils réalisent plus d’investissements dans leurs enfants – c’est-à-dire, qu’ils ont eu plus d’enfants, qu’ils ont des enfants plus jeunes, et que leurs enfants résident dans leur domicile plutôt qu’ailleurs.

Ces prédictions sont amplement validées empiriquement. Dans la France de 1792 à 1802 ainsi que dans la France du début des années 1880, les couples qui n'ont pas d'enfants divorcent beaucoup plus fréquemment que ceux qui en ont (Ronsin 1990). Dans la France de 1970, à même durée de mariage, les divorcés ont en moyenne moins d'enfants que les mariés (Commaille, Boigeol 1973), et pour les couples mariés dans les années 1960 et 1970 la présence d'un enfant réduit d'environ 30 % le risque de divorcer dans les dix premières années de mariage (Festy 2000) (pour les couples qui ont un seul enfant le risque de divorce est d'autant plus faible que l'enfant est plus jeune au-dessous du plafond de quatre ans, et pour les couples qui ont plusieurs enfants le risque de divorcer est réduit si le dernier enfant a moins de six ans (Festy 2000)). De façon plus générale, dans la France contemporaine, avoir un enfant réduit la probabilité de divorce (Traag *et al.* 2000). Ces prédictions sont aussi validées empiriquement en Hongrie de 1894 à 1948 (Karady 1985), en Grande-Bretagne des années 1950 à 1970 (Murphy 1985), en Allemagne (Diekmann, Engelhardt 1999) et en Chine (Yi *et al.* 2002) des années 1950 à 1980, aux États-Unis dans les années 1980 et précédentes (White 1990), au Togo dans les années 1980 (Locoh, Thiriart 1995 ; Thiriart 1998), etc., et dans la très grande majorité des pays occidentaux contemporains.¹²⁸

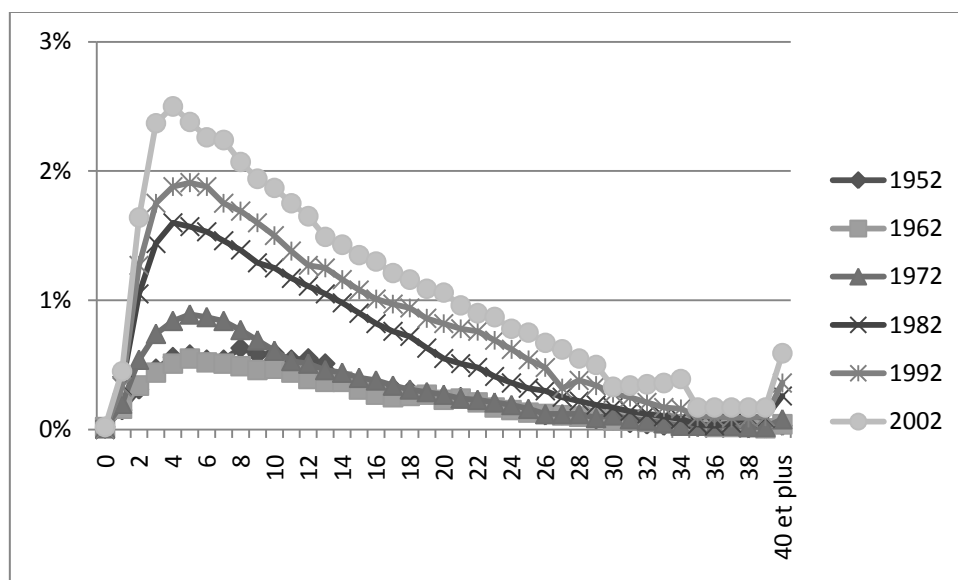
Le fait que, selon la théorie du choix rationnel, les couples devraient rompre d'autant moins fréquemment qu'ils ont réalisé plus d'investissements spécifiques à leur union implique aussi que les probabilités de rupture d'union devraient être d'autant plus réduites qu'est plus longue la durée de l'union – cette dernière étant ici prise comme indicateur du niveau d'investissements spécifiques à l'union qui ont été effectués (connaissance mutuelle, souvenirs communs, etc.).¹²⁹ Plus précisément, étant donné que les informations concernant les caractéristiques du conjoint et la qualité de l'appariement sont accumulées de la façon la plus rapide lors des premières années d'union, le couple devrait connaître ses plus fortes probabilités de rupture lors de ces quelques années de prospection intensive – après quoi sa probabilité de rupture à chaque durée d'union devrait décroître, puisqu'il a accumulé et continue d'accumuler un stock d'investissements spécifiques à l'union qui fait décroître sa

¹²⁸ Les exceptions à ces régularités sont rarissimes. Premièrement, il semble qu'avoir des enfants *accroisse* le risque de divorce dans le Royaume-Uni des années 1990 (Chan, Halpin 2005 ; Chan, Halpin 2002 ; Böheim, Ermisch 1999). Deuxièmement, si les femmes divorcent plus fréquemment lorsqu'elles n'ont aucun enfant que lorsqu'elles en ont dans l'Italie du début des années 1980 (Rose 1992), il semble qu'elles divorcent *plus* fréquemment si elles ont des enfants de moins de quinze ans plutôt que plus âgés. Ces deux observations mises à part, la littérature empirique valide massivement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant à l'effet du nombre et de l'âge des enfants sur la probabilité de rupture, et ce, que le couple en question soit marié ou non (pour un exemple concernant les couples cohabitants dans le Canada contemporain, cf. Wu, Balakrishnan 1995).

¹²⁹ La diminution de la probabilité de rupture à chaque durée d'union supplémentaire pourrait aussi, au moins en partie, s'expliquer par un processus « d'écroulement » – les couples rompant d'autant plus précocement qu'ils avaient plus de chances de rompre.

probabilité de rupture à chaque durée d'union supplémentaire (Diekmann, Mitter 1984). C'est très exactement ce que l'on constate empiriquement : dans tous les pays – de tous les continents – pour lesquels on dispose des données de taux de divortialité par durée de mariage (ainsi que pour les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années 1990 et du début des années 2000 (Andersson *et al.* 2006)), le taux de divortialité croît fortement au cours des premières années de mariage, puis décroît lentement jusqu'aux plus longues durées de mariage. Dans la France contemporaine, par exemple, le taux de divortialité s'accroît rapidement de la première jusqu'à la quatrième ou sixième année de mariage, puis connaît son pic, et enfin décroît de plus en plus lentement jusqu'à la quarantième année de mariage (figure 94).

Figure 94. Taux de divortialité par durée de mariage – France, années 1952 à 2002



Source : Sardon 2005b.

Notons ici que non seulement les conjoints devraient rompre d'autant moins fréquemment qu'ils ont réalisé plus d'investissements spécifiques à leur union, mais qu'à l'inverse les conjoints devraient réaliser d'autant plus d'investissements spécifiques à leur union qu'ils estiment qu'ils ont moins de risques de rompre. En effet, chacun est d'autant plus incité à investir dans du capital spécifique à l'union qu'il estime que ces investissements auront plus de chances d'être rentables. Par exemple, les individus devraient avoir d'autant moins d'enfants qu'ils estiment qu'ils ont plus de chances de rompre ; c'est bien, semble-t-il, ce que l'on constate empiriquement, puisque les couples hétérogames en ce qui concerne leurs niveaux d'études et exogames en ce qui concerne leur identité raciale connaissent souvent des niveaux de fécondité moindres que les autres, à chaque durée d'union. Notamment, dans la

Hongrie de la première moitié du XXe siècle, les mariages mixtes (surtout entre chrétien et juif, plus qu'entre membres de groupes chrétiens différents) sont moins féconds que les autres (Karady 1985). Au final, pourrait s'enclencher une dynamique de prophéties auto-réalisatrices : les individus investiraient d'autant moins dans du capital spécifique à leur union qu'ils anticiperaient de plus grandes chances de rompre, et cette réduction des investissements en capital spécifique à leur union accroîtrait alors objectivement leurs chances de rompre – validant ainsi leurs prophéties de rupture.

3.2.1.4. Le rôle des événements imprévus

Les conjoints peuvent rompre en raison du fait que, par rapport à ce qu'ils avaient prévu, certains événements ont réduit leurs gains de la mise en couple ou accru les gains qu'ils pourraient obtenir hors de leur couple (c'est-à-dire, hors couple ou dans un autre couple).

Les conjoints devraient rompre plus fréquemment si, au cours de leur union, ils apprennent l'un sur l'autre des informations indésirables. Ainsi, en France, « l'altération des facultés mentales » constitue un des motifs juridiques du divorce (pour « rupture de la vie commune »), et la plupart des pays autorisant le divorce admettent des motifs juridiques analogues. De même, un couple pourrait connaître un risque de rupture accru si un des conjoints a été licencié, incarcéré ou a subi un accident ou développé une maladie qui l'empêchent de travailler ou d'exercer des activités qui procuraient auparavant au couple de la satisfaction. De fait, le fait qu'un des conjoints « tombe » au chômage accroît la probabilité de rupture des couples dans un grand nombre de sociétés, telles le Danemark des années 1980 et 1990 (Svarer 2002) ou la Norvège des années 1990 (Hansen 2005). En outre, les couples divorcent plus fréquemment si le mari est malade dans le Danemark des années 1980 et 1990 (Svarer 2002), et les hommes handicapés – surtout s'ils sont jeunes – rompent plus fréquemment que les autres dans le Royaume-Uni des années 1990 (Kiernan 1998), peut-être parce qu'une part d'entre eux sont devenus handicapés au cours de leur union. Dans la France de 1999, entre les dates d'incarcération et d'enquête, la part des divorcés parmi les hommes incarcérés croît de cinq points, et la part de ceux qui ne sont plus en couple croît de dix points – les ruptures d'union ayant même lieu dans la moitié des cas dans le mois qui suit l'incarcération (Cassan, Mary-Portas 2002). On constate toutefois que, dans le Royaume-Uni des années 1990, les couples ne rompent pas plus fréquemment s'ils ont connu une dégradation *inattendue* de leur situation économique plutôt que si leur situation s'est maintenue (Böheim, Ermisch 1999).

De même, les conjoints devraient rompre plus fréquemment si l'un d'entre eux se révèle stérile, ou si le couple a un nombre d'enfants substantiellement supérieur à ce qui était prévu. Les données susmentionnées indiquant que les couples sans enfant tendent à rompre plus fréquemment que les autres peuvent être en partie expliquées par le fait que les couples sans enfant sont disproportionnellement stériles ; et si, dans l'Égypte du début des années 1980, plus de trois quarts des divorçants n'ont pas d'enfants, c'est vraisemblablement – selon l'auteur d'une étude portant sur le sujet – au moins en partie parce que les couples stériles rompent très disproportionnellement (Fahmi 1987). Par ailleurs, en Grande-Bretagne des années 1950 à 1970, lorsque les intervalles de temps entre les naissances sont réduits ou lorsqu'ils ont plus de quatre enfants, les couples divorcent plus fréquemment (Murphy 1985), vraisemblablement parce que ces naissances sont disproportionnellement imprévues. Le fait que, dans l'Italie du début des années 1980, les femmes divorcent plus fréquemment si elles ont trois enfants ou plus plutôt qu'un ou deux (Rose 1992), de même que le léger accroissement du risque de divorce associé, dans la Suède contemporaine, au fait d'avoir eu des jumeaux plutôt que deux enfants sans naissance multiple (Walke 2002), pourraient aussi s'expliquer par le même mécanisme.

Les conjoints pourraient enfin rompre plus fréquemment si, au cours de leur union, l'un d'entre eux bénéficie de faveurs qui étaient inattendues à la date de la mise en couple, pourvu que ces faveurs accroissent suffisamment les gains espérés d'une union alternative (ou d'un retour au célibat) pour cet « heureux » conjoint. Par exemple, un couple devrait connaître des probabilités de rupture accrues si un des conjoints obtient des revenus substantiellement supérieurs à ceux qui étaient attendus lors de la mise en couple ou bénéficie d'un rétablissement de santé inespéré, parce que cela devrait l'inciter à profiter de sa valeur accrue sur le marché matrimonial pour se mettre en couple avec un conjoint préférable à celui qu'il avait pu élire à la date de sa mise en couple. On sait ainsi qu'en Norvège, pour les cohortes de premiers mariages de 1975 à 1999, les couples divorcent plus fréquemment si le revenu de l'homme est de niveau extrême – très réduit ou très élevé – (Lyngstad 2004a), vraisemblablement parce que des niveaux de revenus masculins exceptionnellement réduits incitent la femme à se mettre en couple avec un conjoint préférable, et parce que des niveaux de revenus masculins inespérément élevés incitent l'homme à se mettre en couple avec une conjointe préférable. À l'extrême, « gagner au loto » devrait fortement accroître la probabilité de rupture ; c'est sans doute une des raisons pour lesquelles le « Service Gagnants de La Française des Jeux », qui organise le paiement des gains de plus d'un million d'euros, « [accompagne] les gagnants dès la remise du chèque et [les aide] à mieux vivre un

événement qui est parfois déstabilisant », comme l'indique le site Internet de cette société. Cela dit, dans le Royaume-Uni des années 1990, les améliorations inattendues de la situation économique du couple *réduisent* le risque de rupture (Böheim, Ermisch 1999) ; peut-être ces améliorations inattendues n'accroissent-elles pas suffisamment l'attractivité d'unions alternatives pour accroître la probabilité de rupture. De même, au sein de la cohorte 1972 des lycéens américains (observée de 1972 à 1986), une hausse imprévue du pouvoir d'achat de l'épouse accroît le risque de divorce, mais une hausse imprévue du pouvoir d'achat de l'époux *réduit* le risque de divorce (Weiss, Willis 1997), ce qui tend à invalider cette prédiction.

De même, les conjoints pourraient rompre plus fréquemment si, au cours de leur union, l'un d'entre eux bénéficie de variations inattendues de *sex ratio*, puisque la raréfaction relative des membres de son sexe lui permettrait désormais de se mettre en couple avec un conjoint plus désirable que le sien. Dans les États-Unis des années 1980, chez les Blancs, la probabilité de divorce au sein de chaque unité géographique est plus élevée si le *sex ratio* y est très éloigné de l'unité que s'il ne l'est pas (South, Lloyd 1995).

3.2.1.5. Le rôle des coûts directs de la rupture

Les conjoints peuvent rompre en raison du fait que, par rapport à ce qu'ils avaient initialement prévu, les coûts directs de la rupture ont sensiblement baissé. Typiquement, certaines modifications du droit du divorce peuvent réduire les coûts directs de la rupture (en temps, en argent, en énergie) et ainsi rendre attractifs des divorces qui, sans ces modifications juridiques, ne l'auraient pas été. La mise en place et la revalorisation de l'aide juridictionnelle peuvent ainsi accroître la fréquence des ruptures légales. Par exemple, suite à la création en 1851 d'une première forme d'assistance judiciaire facilitant l'accès des « indigents » à la Justice, on observe en 1853 un (léger) pic de demandes de séparation de corps (Ronsin 1992). De même, le fait que l'accroissement du nombre de demandes de séparation de corps entre 1840 et 1880 touche particulièrement les ouvriers pourrait au moins en partie s'expliquer par la possibilité qui leur est offerte – et dont ils usent – de recourir à l'assistance judiciaire (Ronsin 1992). En Russie soviétique, suite à un arrêté de 1936 accroissant les frais du divorce de 3 à 50 roubles (voire 150 pour un deuxième divorce, et 300 pour les suivants), on a observé jusqu'en 1938 une chute drastique de la fréquence des divorces (Yvert-Jalu 1981). Outre le coût de la procédure, les coûts directs du divorce comprennent notamment le coût de la répartition des biens communs aux deux époux : en étant divisés ou en devant être vendus précipitamment, ces biens peuvent perdre de leur valeur.

Encadré 23. Les prestations compensatoires

Les prestations compensatoires sont des transferts monétaires entre les ex-époux qui sont officiellement destinés à compenser la disparité des niveaux de vie que le divorce crée entre eux, la pension alimentaire étant la forme que prend la prestation compensatoire dans le cadre d'un divorce prononcé « pour rupture de la vie commune ». En France en 1996, la pension alimentaire est obtenue dans 35 % des divorces pour rupture de la vie commune, et la prestation compensatoire est obtenue dans 13 % des autres divorces ; c'est très principalement (dans 97 % des cas) l'épouse qui en est bénéficiaire (Belmokhtar 1996).

Si les prestations compensatoires sont officiellement destinées à compenser la disparité des niveaux de vie que le divorce crée entre les époux, selon la législation française actuelle, elles ne cessent pas pour autant en cas de concubinage ou de remariage du bénéficiaire – c'est-à-dire, en d'autres termes, même si le divorce n'a plus pour conséquence de creuser l'écart de niveaux de vie entre les ex-époux. N'existerait-il pas une meilleure façon de comprendre les motivations qui conduisent à accorder des prestations compensatoires ?

Dans la perspective de la théorie du choix rationnel, les prestations compensatoires peuvent être conceptualisées comme le dédommagement que l'époux qui s'est spécialisé dans la production marchande – qui a profité du mariage pour accroître ses revenus – doit à l'époux qui s'est spécialisé dans la production domestique – qui est lésé par le divorce dans la mesure où il ne récoltera pas les fruits de son investissement dans la carrière de son époux. Les prestations compensatoires seraient ainsi destinées à « compenser la sous-rentabilité de l'investissement réalisé par la femme dans la sphère domestique » (Sofer, Sollogoub 1990), ou en d'autres termes à vendre les droits de propriété qu'elle détient sur une part des flux de revenus de son ex-époux (Lemennicier 1988).

Si cette analyse est exacte, la fréquence d'obtention et le montant de ces prestations devraient être d'autant plus élevés que la femme a exercé moins d'activité marchande – ce qui a permis à son mari d'obtenir des revenus plus élevés –, qu'elle a exercé plus de production domestique – notamment parce qu'elle a eu plus d'enfants –, et qu'elle s'est spécialisée de façon plus approfondie – notamment parce que le mariage a duré plus longtemps. De fait, en 1986 à Orléans, et « toutes choses égales par ailleurs », la probabilité d'obtenir une prestation compensatoire est d'autant plus élevée que la femme est inactive, que les revenus du mari sont plus élevés, que l'inégalité de revenus au sein du couple est plus élevée, que le mariage a duré plus longtemps, et que les torts sont attribués au mari (Sofer, Sollogoub 1992). De même, en 1986 à Orléans, le montant de la prestation compensatoire obtenue est d'autant plus élevé que l'époux appartient à une catégorie socioprofessionnelle pour laquelle l'aide d'une épouse est plus courante, que les revenus de l'époux sont plus élevés, que les revenus des époux sont plus inégaux, et que le mariage a duré plus longtemps (Sofer, Sollogoub 1992). En France dans les années 1980 (Festy, Valetas 1993) et 1990 (Belmokhtar 1996) aussi, les divorces après les durées de mariage les plus longues donnent plus souvent lieu à des prestations compensatoires plus élevées.

3.2.2. Les variations d'intensité de la rupture d'union entre couples en France de 1968 à 1998 : modèles de durée sur données individuelles françaises

Après avoir présenté les données que nous exploitons (3.2.2.1.), nous estimons des modèles de durée dans lesquels les individus *en couple* sont exposés au « risque » de rupture (3.2.2.2.), puis des modèles de durée dans lesquels les individus *mariés* sont exposés au risque de divorce (3.2.2.3.), et enfin des modèles de durée dans lesquels les individus *cohabitants* sont exposés au risque de séparation (3.2.2.4.).

3.2.2.1. Les modèles de durée et les données de l'enquête *Étude de l'Histoire Familiale 1999* telles que mises en forme pour l'estimation de modèles de durée

Avant de créer le fichier personne-année nécessaire à l'estimation de modèles de durée à temps discret, nous sélectionnons dans l'enquête *Étude de l'Histoire Familiale 1999* les membres des promotions de première mise en couple 1968 à 1998. Cela nous permet d'analyser le risque de rupture de première union jusqu'à une durée maximale (à la date de l'enquête) de 30 années. Ces individus des promotions de première mise en couple 1968-1998 dans l'enquête EHF sont au nombre de 75 472 hommes et 81 677 femmes, dont les caractéristiques sont ici reportées (tableau 30). Les individus mis en couple pour la première fois en 1968-1998 sont nés en moyenne aux alentours de la fin des années 1950, et ils ont en moyenne terminé leurs études vers 18 ans.

Pour ce qui concerne leurs comportements conjugaux, ces individus se sont mis en couple en moyenne aux alentours de 1982. 22 % des hommes et 27,6 % des femmes ont rompu plutôt que de se maintenir en couple,¹³⁰ et ceux qui ont rompu l'ont fait en moyenne aux alentours de 1989.

¹³⁰ Le fait que les femmes déclarent un « taux de rupture » de leurs premières unions supérieur à celui des hommes (alors même que les femmes tendent à être plus nombreuses que les hommes) pourrait être dû à plusieurs raisons. Tout d'abord, cela pourrait être dû au fait éventuel que les femmes concevraient plus volontiers que les hommes certaines unions cohabitantes (de courte durée) comme de « véritables » unions, ou au fait qu'elles s'en souviendraient plus aisément ; toutefois, le rapport du taux de rupture des hommes à celui des femmes est identique – de l'ordre de 0,79 – que les unions soient cohabitantes ou mariées, et il ne croît pas – il reste constant – au fil des promotions de mise en couple. Ensuite, en l'absence de différences de déclaration ou de mémoire entre hommes et femmes, cela pourrait être dû au fait que, même si le taux de rupture des femmes ne dépasse pas sensiblement celui des hommes *au sein des promotions de mise en couple*, il le dépasse effectivement chez les individus présents à la date de l'enquête (en 1999) : le divorce et la rupture d'union accroissant la mortalité des hommes plus que celle des femmes, certains hommes ayant rompu de 1968 à 1998 seraient décédés et ne déclareraient donc pas la rupture de leur première union. Enfin, les femmes pourraient effectivement connaître un taux de rupture de leur première union supérieur à celui des hommes même au sein des promotions de mise en couple : pour cela, il suffirait que la variance du nombre de mises en couple soit supérieure chez les hommes à ce qu'elle est chez les femmes, si bien qu'un nombre relativement réduit d'hommes aux unions successives particulièrement instables suffirait à faire rompre les premières unions d'un nombre relativement élevé de femmes ; à l'extrême, et en considérant dix hommes et dix femmes, un seul homme avec qui toutes les femmes vivraient leur première mise en couple et qui romprait avec chacune suffirait à produire chez les femmes un taux de rupture de la première union de 100 %, tandis que le taux de rupture de la première union des hommes ne serait que de 10 % si les neuf autres hommes ne rompaient pas la première union contractée avec l'une de ces femmes (qui vivraient elles-mêmes leur seconde union). Dans notre échantillon, l'écart-type du nombre de mariages des hommes (0,512) est effectivement supérieur à l'écart-type du nombre de mariages des femmes (0,480), à moyenne similaire (0,88 et 0,87 respectivement).

Tableau 30. Statistiques descriptives des individus non immigrés mis en couple pour la première fois en 1968-1998 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives

| | | HOMMES (N = 75 472) | FEMMES (N = 81 677) |
|-------------------------|---|------------------------|------------------------|
| Génération | | 1957,8 (9,4) | 1959,7 (9,4) |
| Age de fin de scolarité | | 18,5 (3,4) | 18,7 (3) |
| Niveau de diplôme | Aucun diplôme | 11,5 % | 11,4 % |
| | CEP | 7,2 % | 8,5 % |
| | BEPC | 7,8 % | 10,2 % |
| | CAP | 24,9 % | 14,5 % |
| | BEP | 10,0 % | 11,5 % |
| | Bac techno. ou pro. | 8,1 % | 8,7 % |
| | Bac général | 4,4 % | 7,1 % |
| | Dipl. univ. de 1 ^{er} cycle | 9,3 % | 13,6 % |
| | Dipl. univ. de 2 ^e ou 3 ^e cycle | 12,8 % | 10,3 % |
| | NR | 4,0 % | 4,2 % |
| PCS à l'enquête | Agriculteur | 3,4 % | 1,7 % |
| | Indépendant | 8,2 % | 3,7 % |
| | Cadre ou P.I.S. | 16,6 % | 8,4 % |
| | Profession intermédiaire | 23,6 % | 22,7 % |
| | Employé | 12,9 % | 48,9 % |
| | Ouvrier | 34,7 % | 10,8 % |
| | Inactif | 0,6 % | 3,8 % |
| Année de mise en couple | | 1982,6 (8,8) | 1982,5 (8,8) |
| A rompu | | 22 % | 27,6 % |
| Année de rupture | | 1989,7 (6,6) | 1989,6 (6,7) |

Pour estimer des modèles de durée à temps discret, nous créons un fichier personne-année comprenant les individus des promotions de première mise en couple 1968 à 1998. Notre analyse portant sur les comportements de rupture, nous observons les individus à partir de l'année de leur mise en couple, et ce soit – s'ils rompent – jusqu'à ce qu'ils rompent (après quoi ils sont censurés : ayant vécu l'événement, ils ne sont plus au risque de le vivre, donc ils cessent d'être observés), soit – s'ils ne rompent pas – jusqu'en 1998.

Une fois sélectionnées, ces personnes-années des promotions de première mise en couple 1968 à 1998 dans l'enquête EHF sont au nombre de 1 245 094 hommes-années et

1 297 751 femmes-années. Quelles sont les caractéristiques de ces personnes-années (tableau 31) ? Tout d'abord, les femmes-années sont d'environ deux ans plus jeunes que les hommes-années (elles sont en moyenne nées vers 1955, contre 1953 pour les hommes-années), et elles ont en moyenne environ deux ans de moins que les hommes à la mise en couple, puisqu'en moyenne les hommes se mettent en couple avec des femmes de deux ans plus jeunes. La variable d'activité professionnelle indique notamment que les femmes-années sont comparativement six fois plus nombreuses que les hommes-années à être inactives ou au chômage (27,7 % contre 4,6 %). Le fait que cet écart soit largement supérieur à celui qui était observé parmi les individus eux-mêmes à la date de l'enquête (cf. *supra*, tableau 30) n'est pas étonnant, puisque c'est bien au cours de la vie conjugale que les conjoints se spécialisent soit dans la production marchande soit dans la production domestique. Cet écart accru traduit donc les interruptions d'activité plus fréquentes chez les femmes que chez les hommes. Ces personnes-années se sont en moyenne mises en couple vers 1977 ou 1978 et correspondent, pour 78 % d'entre elles, au mariage plutôt qu'à la cohabitation.

Notons enfin la distribution de la variable « censure de la personne-année ». Cette variable – qui est la variable à expliquer – comprend deux modalités : soit (0) la personne-année vit toujours en couple (c'est le cas de plus de 98 % des personnes-années), soit (1) elle rompt (c'est le cas de 1,5 % des hommes-années et de 1,7 % des femmes-années).

Tableau 31. Statistiques descriptives des personnes-années mises en couple pour la première fois en 1968-1998 dans l'enquête EHF : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives

| | | HOMMES (N = 1 245 094) | FEMMES (N = 1 297 751) |
|---|---|---------------------------|---------------------------|
| Année de naissance | | 1953,3 (8,3) | 1955,4 (8,2) |
| A ou non fini ses études, et si oui lesquelles | Aucun diplôme | 12,6 % | 13,0 % |
| | CEP | 9,7 % | 11,9 % |
| | BEPC | 7,6 % | 10,8 % |
| | CAP | 24,7 % | 14,7 % |
| | BEP | 7,9 % | 9,5 % |
| | Bac techno. ou pro. | 4,0 % | 6,6 % |
| | Bac général | 6,6 % | 6,4 % |
| | Dipl. univ. de 1 ^{er} cycle | 6,9 % | 10,2 % |
| | Dipl. univ. de 2 ^e ou 3 ^e cycle | 10,3 % | 6,8 % |
| | N'a pas fini ses études | 1,4 % | 2,0 % |
| NR | 8,2 % | 8,1 % | |
| Est actif ou non, et si oui dans quelle PCS ¹³¹ | Agriculteur | 3,6 % | 1,8 % |
| | Indépendant | 9,3 % | 3,2 % |
| | Cadre ou P.I.S. | 16,0 % | 6,4 % |
| | Profession intermédiaire | 22,2 % | 17,0 % |
| | Employé | 11,0 % | 35,5 % |
| | Ouvrier | 33,2 % | 8,4 % |
| Inactif | 4,6 % | 27,7 % | |
| Année de mise en couple | | 1977,9 (7,3) | 1977,9 (7,3) |
| Âge à la mise en couple | | 24,6 (4,7) | 22,5 (4,5) |
| Le couple est marié | Non | 22,2 % | 21,3 % |
| | Oui | 77,8 % | 78,7 % |
| Censure de la personne- année | Maintien en couple | 98,5 % | 98,3 % |
| | Rupture | 1,5 % | 1,7 % |

Il convient désormais d'estimer des modèles de durée à partir du fichier personne-année que nous avons construit. Comme nous l'avons fait pour ce qui concerne la mise en couple, nous procédons « pas à pas », en n'introduisant dans les modèles qu'un petit nombre de variables supplémentaires à la fois, afin de pouvoir évaluer non seulement leurs « effets

¹³¹ La variable d'activité est définie de façon annuelle, alors que la PCS est seulement déclarée au moment de l'enquête.

propres » sur le risque de rupture, mais aussi les éventuels changements que l'introduction de ces variables supplémentaires occasionnent dans les estimations des effets des autres variables explicatives.

3.2.2.2. Rupture d'union lors de la première mise en couple : modèles de durée

Dans cette section, nous estimons des modèles de durée destinés à connaître si les membres des promotions de première mise en couple 1968 à 1998 ont rompu comme à estimer les effets de diverses variables explicatives potentielles. Qu'observe-t-on, chez les hommes et les femmes (tableaux 32 et 33) ?

De même que pour l'analyse du « risque » de mise en couple, nous incluons dans deux premiers modèles la variable de *durée d'exposition* au risque (pour la mise en couple c'était l'âge, pour la rupture d'union c'est la durée de l'union), puis la variable de *date de début d'exposition* au risque (pour la mise en couple c'était la génération (plus 15 ans), pour la rupture d'union c'est la promotion de mise en couple). Il apparaît alors que, chez les hommes comme chez les femmes, la probabilité conditionnelle de rupture des couples croît jusqu'à 5-9 ans d'union, après quoi elle baisse progressivement (modèles 1 des tableaux 32 et 33), comme nous l'avons vu à partir de données agrégées pour ce qui concerne le divorce (figure 94). En outre, chez les deux sexes, la probabilité conditionnelle de rupture des couples croît au fil des promotions de première mise en couple (modèles 2), comme nous l'avons là encore vu à partir de données agrégées pour ce qui concerne le divorce (figure 73). Si, à ces modèles élémentaires, on ajoute la variable d'âge à la mise en couple (modèles 3), on observe que, conformément à l'idée selon laquelle « qui se marie à la hâte se repent à loisir », un âge plus élevé à la mise en couple réduit le risque de rupture.

Si, à ces modèles 3, on ajoute la variable de niveau d'études, on observe que chez les hommes et chez les femmes un niveau d'études plus élevé tendrait plutôt à accroître le risque de rupture d'union, mais cet effet n'est ni clair (au sein de chaque modèle l'effet du niveau de diplôme est loin d'être linéaire), ni fort, ni stable (entre les modèles l'effet du niveau de diplôme varie sensiblement) (modèles 4 et suivants) ; cet effet étant peu probant, il est malaisé d'en proposer une interprétation solide. En revanche, conformément à la prédiction selon laquelle une division sexuelle du travail relativement approfondie devrait réduire le risque de rupture, le fait d'être actif occupé réduit fortement le risque de rupture des hommes tandis que le fait d'être active occupée accroît fortement le risque de rupture des femmes (modèles 5). En outre, l'activité professionnelle qui réduit le plus la propension des hommes à rompre est celle d'agriculteur, et la seule activité professionnelle qui n'accroisse pas mais réduise la

propension des femmes à rompre est celle d'agricultrice (modèles 6) ; on peut y voir l'effet d'une collaboration professionnelle entre conjoints relativement intense dans le monde agricole, et l'effet d'investissements professionnels spécifiques à l'union de grande ampleur (puisque chacun des membres du couple, en quittant son époux, perdrait avec lui les investissements qu'il a réalisés sur l'exploitation familiale).

L'introduction des variables de nombre d'enfants eus, de nombre d'enfants adoptés, de nombre d'enfants que l'enquêté a eus avant l'union, et de nombre d'enfants que le conjoint de l'enquêté a eus avant l'union nous amène aux observations suivantes.¹³² Chez les hommes comme chez les femmes, le nombre d'enfants que le couple a eus réduit fortement le risque de rupture (modèles 7), vraisemblablement parce que les enfants constituent des investissements spécifiques à l'union – soit, des investissements dont la rentabilité chuterait en cas de rupture. Et le nombre d'enfants adoptés réduit encore plus fortement le risque de rupture (modèles 8), sans doute parce que – adopter un enfant étant plus difficile que d'en concevoir un – n'adoptent que les couples qui ont un grand degré de confiance dans la pérennité de leur union. Quant aux enfants que les deux conjoints ont eus avant leur mise en couple – qui constituent du capital spécifique à des unions antérieures, qui viennent concurrencer les investissements des conjoints dans leur nouveau couple – ils accroissent de façon systématique le risque de rupture (davantage, semble-t-il, les enfants des enquêtés – qui sont nés hors couple – que ceux des conjoints des enquêtés – qui ne sont pas nécessairement nés hors couple) (modèles 9).

Enfin, même lorsqu'on « contrôle » de ces diverses variables (durée de l'union, promotion de mise en couple, âge à la mise en couple, niveau d'études, statut d'activité, enfants eus et adoptés, et enfants eus préalablement), il reste que le fait d'être marié (plutôt que cohabitant) réduit très sensiblement le risque de rupture (modèles 10), conformément à l'idée selon laquelle le mariage étant plus coûteux à rompre que la cohabitation il sursélectionne des couples relativement bien appariés et désireux de s'engager à long terme. C'est pourquoi il convient, dans les analyses suivantes, de conduire de façon séparée l'étude portant sur les couples mariés (3.2.2.3.) et sur les couples cohabitants (3.2.2.4.).

¹³² Les variables de nombre d'enfants eus et de nombre d'enfants adoptés sont des variables changeantes au cours du temps (*time-varying covariates*), ce qui signifie qu'elles valent 0 tant que le couple n'a pas eu d'enfant, qu'elles valent 1 à partir de l'année de naissance de leur premier enfant, 2 à partir de l'année de naissance du deuxième enfant, etc. : c'est ainsi que les modèles de durée à temps discret modélisent de façon dynamique l'impact du nombre d'enfants du couple sur son risque annuel de rupture.

Tableau 32. Modèles de durée jusqu'à la rupture de la première union des hommes mis en couple en 1968-1998 (N = 1 245 094)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 | Modèle 8 | Modèle 9 | Modèle 10 |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| DURÉE DE L'UNION | | | | | | | | | | |
| 0-4 ans | ,944** | ,783*** | ,783*** | ,770*** | ,766*** | ,763*** | ,550*** | ,547*** | ,547*** | ,516*** |
| 5-9 ans | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 10-14 ans | ,809*** | ,964 | ,965 | ,966 | ,958 | ,960 | 1,163*** | 1,170*** | 1,170*** | 1,162*** |
| 15-19 ans | ,701*** | ,975 | ,981 | ,980 | ,959 | ,960 | 1,228*** | 1,239*** | 1,240*** | 1,218*** |
| 20-24 ans | ,599*** | ,969 | ,982 | ,980 | ,936 | ,936 | 1,195*** | 1,207*** | 1,208*** | 1,173*** |
| 25-30 ans | ,399*** | ,752*** | ,772*** | ,770*** | ,694*** | ,692*** | ,869* | ,878* | ,881* | ,842* |
| | | | | | | | | | | |
| PROMOTION DE MISE EN COUPLE | | 1,061*** | 1,065*** | 1,064*** | 1,063*** | 1,062*** | 1,057*** | 1,056*** | 1,057*** | 1,047*** |
| | | | | | | | | | | |
| ÂGE À LA MISE EN COUPLE | | | ,949*** | ,949*** | ,946*** | ,947*** | ,941*** | ,941*** | ,935*** | ,938*** |
| | | | | | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | | ,997 | 1,012 | 1,007 | ,946 | ,945 | ,956 | ,971 |
| BEPC | | | | 1,124** | 1,151*** | 1,106** | 1,059 | 1,061 | 1,084* | 1,106** |
| CAP | | | | ,923* | ,946* | ,935* | ,883*** | ,883*** | ,901*** | ,919** |
| BEP | | | | ,968 | ,996 | 1,023 | ,937 | ,937 | ,960 | ,991 |
| Bac techno. ou pro. | | | | 1,229*** | 1,253*** | 1,212*** | 1,124** | 1,125** | 1,164*** | 1,185*** |
| Bac général | | | | ,974 | 1,002 | 1,006 | ,914* | ,914* | ,941 | ,976 |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | | | 1,203*** | 1,236*** | 1,235*** | 1,135*** | 1,138*** | 1,183*** | 1,220*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | | 1,110** | 1,138*** | 1,145*** | 1,076* | 1,083* | 1,137*** | 1,179*** |
| N'a pas fini ses études | | | | 1,486*** | 1,069 | 1,072 | ,895* | ,895* | ,933 | ,890* |
| Non réponse | | | | 1,056 | 1,059 | 1,056 | 1,029 | 1,030 | 1,043 | 1,034 |
| | | | | | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | | | ,556*** | | ,578*** | ,579*** | ,590*** | ,615*** |
| | | | | | | | | | | |
| PCS | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | | <i>Réf</i> | | | | |
| Agriculteur | | | | | | ,250*** | | | | |
| Indép. non agricole | | | | | | ,565*** | | | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | ,545*** | | | | |
| Profession interm. | | | | | | ,553*** | | | | |
| Employé | | | | | | ,706*** | | | | |
| Ouvrier | | | | | | ,541*** | | | | |
| | | | | | | | | | | |
| ENFANTS EUS DANS L'UNION | | | | | | | ,668*** | ,664*** | ,662*** | ,697*** |
| | | | | | | | | | | |
| ENFANTS ADOPTÉS | | | | | | | | ,572*** | ,575*** | ,614*** |

| | | | | | | | | | | |
|----------------------------------|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| DANS L'UNION | | | | | | | | | | |
| ENFANTS EUS AVANT L'UNION | | | | | | | | | 1,227*** | 1,214*** |
| BEAUX-ENFANTS | | | | | | | | | 1,130*** | 1,110*** |
| MARIÉ | | | | | | | | | | |
| <i>Le couple n'est pas marié</i> | | | | | | | | | | <i>Réf</i> |
| <i>Le couple est marié</i> | | | | | | | | | | ,596*** |
| X² (ddl) | 653,516*** (5) | 3433,046*** (6) | 4280,255*** (7) | 4480,372*** (17) | 4784,231*** (18) | 5127,355*** (23) | 6856,929*** (19) | 6897,483*** (20) | 7137,547*** (22) | 7961,656*** (23) |
| | | 2779,529*** (1) | 847,210*** (1) | 200,117*** (10) | 303,859*** (1) | 646,983*** (6) | 2072,698*** (1) | 40,554*** (1) | 240,064*** (2) | 824,109*** (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 7 qui est emboîté dans le modèle 5.

Tableau 33. Modèles de durée jusqu'à la rupture de la première union des femmes mises en couple en 1968-1998 (N = 1 297 751)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 | Modèle 8 | Modèle 9 | Modèle 10 |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| DURÉE DE L'UNION | | | | | | | | | | |
| 0-4 ans | ,956* | ,786*** | ,788*** | ,777*** | ,753*** | ,754*** | ,600*** | ,598*** | ,594*** | ,558*** |
| 5-9 ans | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 10-14 ans | ,846*** | 1,017 | 1,017 | 1,017 | 1,026 | 1,029 | 1,176*** | 1,180*** | 1,186*** | 1,182*** |
| 15-19 ans | ,709*** | 1,001 | 1,006 | 1,005 | 1,008 | 1,013 | 1,201*** | 1,208*** | 1,214*** | 1,198*** |
| 20-24 ans | ,614*** | 1,015 | 1,028 | 1,027 | 1,030 | 1,036 | 1,226*** | 1,234*** | 1,240*** | 1,201*** |
| 25-30 ans | ,486*** | ,942 | ,962 | ,960 | ,984 | ,993 | 1,160** | 1,167** | 1,174** | 1,114* |
| PROMOTION DE MISE EN COUPLE | | | | | | | | | | |
| | | 1,064*** | 1,068*** | 1,065*** | 1,066*** | 1,066*** | 1,062*** | 1,061*** | 1,063*** | 1,051*** |
| ÂGE À LA MISE EN COUPLE | | | | | | | | | | |
| | | | ,953*** | ,949*** | ,949*** | ,947*** | ,942*** | ,942*** | ,933*** | ,934*** |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | | ,894*** | ,845*** | ,860*** | ,817*** | ,816*** | ,817*** | ,825*** |
| BEPC | | | | 1,029 | ,954 | ,936* | ,918** | ,918** | ,951 | ,980 |
| CAP | | | | ,998 | ,912** | ,898*** | ,871*** | ,871*** | ,904*** | ,931* |
| BEP | | | | ,990 | ,889*** | ,876*** | ,857*** | ,857*** | ,902*** | ,939* |
| Bac techno. ou pro. | | | | 1,225*** | 1,106** | 1,022 | 1,053 | 1,054 | 1,125*** | 1,163*** |
| Bac général | | | | ,999 | ,882*** | ,838*** | ,841*** | ,842*** | ,898** | ,942 |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | | | 1,204*** | 1,050 | ,931* | 1,023 | 1,025 | 1,107*** | 1,139*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | | 1,362*** | 1,192*** | ,976 | 1,147*** | 1,149*** | 1,259*** | 1,291*** |
| N'a pas fini ses études | | | | 1,445*** | 1,679*** | 1,523*** | 1,403*** | 1,402*** | 1,488*** | 1,359*** |
| Non réponse | | | | 1,081* | 1,024 | ,995 | 1,018 | 1,018 | 1,037 | 1,030 |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | |
| <i>Inactive ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Active occupée | | | | | 1,767*** | | 1,554*** | 1,551*** | 1,580*** | 1,562*** |
| PCS | | | | | | | | | | |
| <i>Inactive ou au chômage</i> | | | | | | <i>Réf</i> | | | | |
| Agricultrice | | | | | | ,389*** | | | | |
| Indép. non agricole | | | | | | 1,644*** | | | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | 2,249*** | | | | |
| Profession interm. | | | | | | 2,002*** | | | | |
| Employée | | | | | | 1,735*** | | | | |
| Ouvrière | | | | | | 1,573*** | | | | |
| ENFANTS EUS DANS L'UNION | | | | | | | ,757*** | ,754*** | ,747*** | ,790*** |
| ENFANTS ADOPTÉS | | | | | | | | ,669*** | ,684*** | ,737** |

| | | | | | | | | | | |
|----------------------------------|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| DANS L'UNION | | | | | | | | | | |
| ENFANTS EUS AVANT L'UNION | | | | | | | | | 1,364*** | 1,337*** |
| BEAUX-ENFANTS | | | | | | | | | 1,133*** | 1,111*** |
| MARIÉ | | | | | | | | | | |
| <i>Le couple n'est pas marié</i> | | | | | | | | | | <i>Réf</i> |
| Le couple est marié | | | | | | | | | | ,559*** |
| X² (ddl) | 647,899*** (5) | 4410,423*** (6) | 5231,017*** (7) | 5554,927*** (17) | 6677,243*** (18) | 7131,690*** (23) | 7820,169*** (19) | 7843,930*** (20) | 8371,446*** (22) | 9620,480*** (23) |
| | | 3762,524*** (1) | 820,595*** (1) | 323,910*** (10) | 1122,315*** (1) | 1576,762*** (6) | 1142,926*** (1) | 23,761*** (1) | 527,516*** (2) | 1249,034*** (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 7 qui est emboîté dans le modèle 5.

3.2.2.3. Divorce lors du premier mariage : modèles de durée

Dans cette section, nous estimons des modèles de durée destinés à connaître si les membres des promotions de premier mariage 1968 à 1998 ont divorcé (il s'agit de premiers mariages consécutifs à la première mise en couple, et non pas de premiers mariages consécutifs à une mise en couple de n'importe quel rang).

Chez les deux sexes, on retrouve à propos du divorce la plupart des régularités observées à propos de la rupture (tableaux 34 et 35) : le risque de divorce croît fortement puis décroît lentement au fil de la durée du mariage (modèles 1), il croît au fil des promotions de mariage (modèles 2), il baisse avec un âge plus élevé au mariage (modèles 3), il décroît lorsque l'homme est actif occupé (et particulièrement agriculteur) et il croît lorsque la femme est active occupée (sauf si elle est agricultrice) (modèles 5 et 6), il décroît avec le nombre d'enfants eus et, plus encore, avec le nombre d'enfants adoptés pendant l'union (modèles 8) et il croît avec le nombre d'enfants eus avant l'union (modèles 9). Chez les hommes et, plus encore, chez les femmes, un niveau de diplôme plus élevé semble accroître le risque de divorce (modèles 4), mais là encore cet effet n'est ni clair ni stable.

Par ailleurs, le fait de restreindre ici l'analyse aux couples mariés nous permet d'inclure deux nouvelles variables. Tout d'abord, le fait d'avoir connu une conception hors mariage tend à accroître le risque de divorce (modèles 7), vraisemblablement parce qu'en précipitant le mariage cela conduit à des appariements de qualité moindre. Ensuite, le fait de s'être marié directement (plutôt que d'avoir cohabité avant de se marier) tend à réduire le risque de divorce (modèles 10), peut-être parce que n'acceptent de se marier sans cohabitation préalable que les couples qui éprouvent une confiance particulièrement forte dans la pérennité de leur union.

Enfin, si l'on inclut le nombre d'enfants du couple qui sont décédés – ce qui constitue un événement imprévu susceptible de réduire les gains de la mise en couple et du mariage –, on observe que les décès d'enfants n'accroissent le risque de divorce *de façon significative* que chez les femmes.

Tableau 34. Modèles de durée jusqu'au divorce lors du premier mariage des hommes mariés en 1968-1998 (N = 991 843)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 | Modèle 8 | Modèle 9 | Modèle 10 | Modèle 11 |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| DURÉE DU MARIAGE | | | | | | | | | | | |
| 0-4 ans | ,496*** | ,459*** | ,463*** | ,465*** | ,465*** | ,464*** | ,465*** | ,309*** | ,311*** | ,313*** | ,313*** |
| 5-9 ans | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 10-14 ans | ,955 | 1,027 | 1,025 | 1,025 | 1,018 | 1,020 | 1,018 | 1,219*** | 1,216*** | 1,215*** | 1,216*** |
| 15-19 ans | ,839*** | ,965 | ,968 | ,967 | ,950 | ,952 | ,950 | 1,198*** | 1,193*** | 1,194*** | 1,195*** |
| 20-24 ans | ,710*** | ,875** | ,888* | ,888* | ,851*** | ,852*** | ,851*** | 1,077 | 1,073 | 1,074 | 1,074 |
| 25-30 ans | ,557*** | ,742*** | ,768*** | ,769*** | ,698*** | ,699*** | ,698*** | ,881 | ,881 | ,878 | ,878 |
| | | | | | | | | | | | |
| PROMOTION DE MARIAGE | | 1,031*** | 1,042*** | 1,041*** | 1,041*** | 1,040*** | 1,041*** | 1,041*** | 1,040*** | 1,035*** | 1,035*** |
| | | | | | | | | | | | |
| ÂGE AU MARIAGE | | | ,935*** | ,933*** | ,930*** | ,931*** | ,930*** | ,919*** | ,913*** | ,911*** | ,911*** |
| | | | | | | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | | 1,017 | 1,034 | 1,030 | 1,035 | ,944 | ,954 | ,950 | ,950 |
| BEPC | | | | 1,189*** | 1,218*** | 1,177** | 1,223 | 1,115* | 1,129* | 1,115* | 1,115* |
| CAP | | | | 1,011 | 1,033 | 1,015 | 1,037 | ,949 | ,962 | ,957 | ,957 |
| BEP | | | | 1,026 | 1,051 | 1,090 | 1,057 | ,993 | 1,012 | 1,009 | 1,009 |
| Bac techno. ou pro. | | | | 1,211** | 1,236*** | 1,198** | 1,244*** | 1,132* | 1,162* | 1,146* | 1,145* |
| Bac général | | | | ,974 | ,999 | 1,003 | 1,005 | ,913 | ,931 | ,923 | ,923 |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | | | 1,183** | 1,218*** | 1,202** | 1,228*** | 1,156** | 1,188** | 1,170** | 1,170** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | | 1,129* | 1,165** | 1,123* | 1,177*** | 1,183*** | 1,224*** | 1,200*** | 1,200*** |
| N'a pas fini ses études | | | | ,870 | ,667* | ,658* | ,675* | ,545*** | ,564** | ,551*** | ,551*** |
| Non réponse | | | | ,992 | ,993 | ,984 | ,995 | ,961 | ,971 | ,965 | ,965 |
| | | | | | | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | | | ,551*** | | ,552*** | ,564*** | ,571*** | ,565*** | ,565*** |
| | | | | | | | | | | | |
| PCS | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | | <i>Réf</i> | | | | | |
| Agriculteur | | | | | | ,233*** | | | | | |
| Indép. non agricole | | | | | | ,600*** | | | | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | ,568*** | | | | | |
| Profession interm. | | | | | | ,540*** | | | | | |
| Employé | | | | | | ,677*** | | | | | |
| Ouvrier | | | | | | ,538*** | | | | | |
| | | | | | | | | | | | |
| CONCEPTION HORS MARIAGE | | | | | | | | | | | |
| <i>Pas de conception hors mariage</i> | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Conception hors mariage | | | | | | | 1,083** | 1,352*** | 1,203*** | 1,198*** | 1,200*** |

| | | | | | | | | | | | | |
|---|-------------------|-------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------|
| ENFANTS EUS DANS L'UNION | | | | | | | | | ,630*** | ,635*** | ,638*** | ,636*** |
| ENFANTS ADOPTÉS DANS L'UNION | | | | | | | | | ,577*** | ,579*** | ,578*** | ,576*** |
| ENFANTS EUS AVANT L'UNION | | | | | | | | | | 1,189*** | 1,166*** | 1,163*** |
| BEAUX-ENFANTS | | | | | | | | | | 1,068* | 1,055 | 1,056 |
| MARIAGE DIRECT | | | | | | | | | | | | |
| <i>Le couple ne s'est pas marié directement</i> | | | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Le couple s'est marié directement | | | | | | | | | | | ,825*** | ,825*** |
| ENFANTS DU COUPLE DÉCÉDÉS | | | | | | | | | | | | 1,126 |
| X² (ddl) | 658,467*** (5) | 963,754*** (6) | 1541,420*** (7) | 1587,113*** (17) | 1703,150*** (18) | 1889,620*** (23) | 1712,501*** (19) | 3097,818*** (21) | 3171,006*** (23) | 3220,458*** (24) | 3222,538*** (25) | |
| | | 305,286*** (1) | 577,667*** (1) | 45,693*** (10) | 116,036*** (1) | 302,507*** (6) | 9,351** (1) | 1385,316*** (2) | 73,188*** (2) | 49,452*** (1) | 2,080 (1) | |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 7 qui est emboîté dans le modèle 5.

Tableau 35. Modèles de durée jusqu'au divorce lors du premier mariage des femmes mariées en 1968-1998 (N = 1 050 202)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 | Modèle 8 | Modèle 9 | Modèle 10 | Modèle 11 |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| DURÉE DU MARIAGE | | | | | | | | | | | |
| 0-4 ans | ,491*** | ,455*** | ,459*** | ,460*** | ,441*** | ,441*** | ,441*** | ,334*** | ,337*** | ,338*** | ,337*** |
| 5-9 ans | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 10-14 ans | ,997 | 1,071* | 1,067* | 1,067* | 1,067* | 1,069* | 1,068* | 1,209*** | 1,206*** | 1,206*** | 1,207*** |
| 15-19 ans | ,895*** | 1,027 | 1,027 | 1,027 | 1,017 | 1,021 | 1,019 | 1,201*** | 1,196*** | 1,198*** | 1,200*** |
| 20-24 ans | ,783*** | ,963 | ,973 | ,976 | ,966 | ,970 | ,966 | 1,148*** | 1,144** | 1,146*** | 1,146*** |
| 25-30 ans | ,581*** | ,770*** | ,790*** | ,794*** | ,813** | ,819** | ,813** | ,966 | ,962 | ,961 | ,959 |
| | | | | | | | | | | | |
| PROMOTION DE MARIAGE | | 1,031*** | 1,040*** | 1,037*** | 1,039*** | 1,040*** | 1,040*** | 1,040*** | 1,039*** | 1,034*** | 1,035*** |
| | | | | | | | | | | | |
| ÂGE AU MARIAGE | | | ,945*** | ,940*** | ,939*** | ,938*** | ,941*** | ,929*** | ,920*** | ,917*** | ,917*** |
| | | | | | | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | | ,934 | ,860*** | ,872** | ,858*** | ,827*** | ,834*** | ,836*** | ,835*** |
| BEPC | | | | 1,111* | ,996 | ,976 | 1,001 | ,960 | ,986 | ,983 | ,983 |
| CAP | | | | 1,185*** | 1,043 | 1,018 | 1,052 | ,998 | 1,029 | 1,028 | 1,028 |
| BEP | | | | 1,126** | ,967 | ,952 | ,984 | ,953 | ,989 | ,990 | ,991 |
| Bac techno. ou pro. | | | | 1,290*** | 1,115* | 1,023 | 1,134* | 1,104* | 1,161** | 1,154** | 1,155** |
| Bac général | | | | 1,134* | ,957 | ,904* | ,979 | ,949 | ,995 | ,993 | ,993 |
| Dipl. univ. 1 ^e cycle | | | | 1,289*** | 1,074 | ,952 | 1,096* | 1,115* | 1,181*** | 1,172*** | 1,171*** |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | | 1,408*** | 1,174** | ,923 | 1,202*** | 1,238*** | 1,335*** | 1,319*** | 1,320*** |
| N'a pas fini ses études | | | | 1,208 | 1,386* | 1,200 | 1,413* | 1,230 | 1,296* | 1,297* | 1,295* |
| Non réponse | | | | 1,128* | 1,049 | 1,016 | 1,059 | 1,058 | 1,076 | 1,078 | 1,078 |
| | | | | | | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactive ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Active occupée | | | | | 2,360*** | | 2,369*** | 2,046*** | 2,077*** | 2,065*** | 2,063*** |
| | | | | | | | | | | | |
| PCS | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactive ou au chômage</i> | | | | | | | <i>Réf</i> | | | | |
| Agricultrice | | | | | | | ,405*** | | | | |
| Indép. non agricole | | | | | | | 2,121*** | | | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | | 3,186*** | | | | |
| Profession interm. | | | | | | | 2,630*** | | | | |
| Employée | | | | | | | 2,355*** | | | | |
| Ouvrière | | | | | | | 2,171*** | | | | |
| | | | | | | | | | | | |
| CONCEPTION HORS MARIAGE | | | | | | | | | | | |
| <i>Pas de conception hors mariage</i> | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Conception hors mariage | | | | | | | 1,223*** | 1,401*** | 1,181*** | 1,178*** | 1,181*** |

| | | | | | | | | | | | | |
|---|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------|
| ENFANTS EUS DANS L'UNION | | | | | | | | | ,726*** | ,734*** | ,736*** | ,732*** |
| ENFANTS ADOPTÉS DANS L'UNION | | | | | | | | | ,653*** | ,669*** | ,669*** | ,665*** |
| ENFANTS EUS AVANT L'UNION | | | | | | | | | | 1,296*** | 1,273*** | 1,267*** |
| BEAUX-ENFANTS | | | | | | | | | | 1,084 | 1,085 | 1,086 |
| MARIAGE DIRECT | | | | | | | | | | | | |
| <i>Le couple ne s'est pas marié directement</i> | | | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Le couple s'est marié directement | | | | | | | | | | | ,846*** | ,845*** |
| ENFANTS DU COUPLE DÉCÉDÉS | | | | | | | | | | | | 1,175* |
| X² (ddl) | 881,664*** (5) | 1253,598*** (6) | 1743,972*** (7) | 1870,050*** (17) | 3058,382*** (18) | 3387,385*** (23) | 3136,940*** (19) | 3907,124*** (21) | 4085,546*** (23) | 4129,785*** (24) | 4136,555*** (25) | |
| | | 371,934*** (1) | 490,374*** (1) | 126,078*** (10) | 1188,332*** (1) | 1517,335*** (6) | 78,558*** (1) | 770,183*** (2) | 178,422*** (2) | 44,239*** (1) | 6,770* (1) | |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 7 qui est emboîté dans le modèle 5.

3.2.2.4.Séparation lors de la première cohabitation : modèles de durée

Dans cette section, nous estimons des modèles de durée destinés à connaître si les membres des promotions de première cohabitation 1968 à 1998 se sont séparés.

Chez les deux sexes, on retrouve de nouveau à propos de la séparation la plupart des régularités observées à propos de la rupture d'union et du divorce (tableaux 36 et 37) : le risque de séparation croît puis décroît au fil de la durée de la cohabitation (modèles 1), il baisse avec un âge plus élevé à la cohabitation (modèles 3), il décroît lorsque l'homme est actif occupé (et particulièrement agriculteur) et il croît lorsque la femme est active occupée (sauf si elle est agricultrice) (modèles 5 et 6), il décroît avec le nombre d'enfants eus pendant l'union (l'effet du nombre d'enfants adoptés n'étant pas significatif, sans doute par manque d'observations) (modèles 8) et il croît avec le nombre d'enfants eus avant l'union (modèles 9). Contrôlé du statut d'activité, le fait que l'homme ait un diplôme relativement élevé comme le baccalauréat ou un diplôme universitaire du deuxième ou troisième cycle (plutôt qu'aucun diplôme) tend à accroître le risque de séparation, tandis que le fait que la femme ait un diplôme (plutôt qu'aucun diplôme) tend à réduire le risque de séparation (modèles 5 et suivants).

Il convient d'insister, en outre, sur le fait que le risque de séparation croît au fil des promotions de cohabitation (modèles 2), tout comme le risque de divorce croît au fil des promotions de mariage. Cette observation est importante dans la mesure où elle suggère que la hausse de la divortialité n'est pas fondamentalement due à des modifications du droit du divorce, mais bien à des changements socioéconomiques sous-jacents qui auraient accru *à la fois* la fréquence des divorces de couples mariés et la fréquence des séparations de couples cohabitants. Cela dit, comme on l'a vu, pointer du doigt quels sont les changements précis qui ont accru le risque de rupture est extrêmement difficile.

Enfin, si l'on inclut le nombre d'enfants du couple qui sont décédés, on observe (chez les hommes comme chez les femmes) que les décès d'enfants accroissent de façon significative le risque de séparation du couple (modèles 9).

Tableau 36. Modèles de durée jusqu'à la séparation lors de la première cohabitation des hommes mis en couple cohabitant en 1968-1998 (N = 276 346)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 | Modèle 8 | Modèle 9 |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| DURÉE DE LA COHABITATION | | | | | | | | | |
| 0-4 ans | ,860*** | ,673*** | ,659*** | ,640*** | ,639*** | ,636*** | ,494*** | ,495*** | ,494*** |
| 5-9 ans | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 10-14 ans | ,592*** | ,769*** | ,781*** | ,782*** | ,775*** | ,777*** | ,955 | ,956 | ,958 |
| 15-19 ans | ,478*** | ,772*** | ,786*** | ,786*** | ,770*** | ,772*** | 1,041 | 1,046 | 1,047 |
| 20-24 ans | ,490*** | ,960 | ,979 | ,982 | ,950 | ,945 | 1,343** | 1,358** | 1,357** |
| 25-30 ans | ,140*** | ,326*** | ,332*** | ,336*** | ,313*** | ,310*** | ,438*** | ,443** | ,443*** |
| | | | | | | | | | |
| PROMOTION DE COHABITATION | | 1,063*** | 1,067*** | 1,065*** | 1,063*** | 1,063*** | 1,060*** | 1,060*** | 1,060*** |
| | | | | | | | | | |
| ÂGE À LA COHABITATION | | | ,959*** | ,958*** | ,957*** | ,957*** | ,955*** | ,951*** | ,951*** |
| | | | | | | | | | |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | | ,648*** | ,816** | ,879 | ,934 | ,913 | ,912 |
| BEPC | | | | ,658*** | ,834* | ,897 | ,901 | ,885 | ,885 |
| CAP | | | | ,816** | 1,045 | 1,039 | 1,116 | 1,110 | 1,109 |
| BEP | | | | ,635*** | ,816** | ,879* | ,893 | ,883 | ,883 |
| Bac techno. ou pro. | | | | ,758*** | ,975 | 1,032 | 1,047 | 1,039 | 1,036 |
| Bac général | | | | 1,010 | 1,290** | 1,235* | 1,313** | 1,310** | 1,308** |
| Dipl. univ. 1 ^{er} cycle | | | | ,820** | 1,055 | 1,072 | 1,107 | 1,107 | 1,107 |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | | 1,043 | 1,335*** | 1,317*** | 1,385*** | 1,386*** | 1,383*** |
| N'a pas fini ses études | | | | ,750*** | ,948 | 1,006 | 1,089 | 1,075 | 1,075 |
| Non réponse | | | | 1,021 | 1,297*** | 1,252** | 1,344*** | 1,357*** | 1,355*** |
| | | | | | | | | | |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Actif occupé | | | | | ,668*** | | ,684*** | ,688*** | ,690*** |
| | | | | | | | | | |
| PCS | | | | | | | | | |
| <i>Inactif ou au chômage</i> | | | | | | <i>Réf</i> | | | |
| Agriculteur | | | | | | ,352*** | | | |
| Indép. non agricole | | | | | | ,569*** | | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | ,725*** | | | |
| Profession interm. | | | | | | ,688*** | | | |
| Employé | | | | | | ,888* | | | |
| Ouvrier | | | | | | ,582*** | | | |
| | | | | | | | | | |
| ENFANTS EUS DANS L'UNION | | | | | | | ,652*** | ,651*** | ,646*** |
| | | | | | | | | | |

| | | | | | | | | | |
|---|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| ENFANTS ADOPTÉS DANS L'UNION | | | | | | | ,845 | ,836 | ,829 |
| ENFANTS EUS AVANT L'UNION | | | | | | | | 1,088** | 1,085** |
| BEAUX-ENFANTS | | | | | | | | 1,121*** | 1,121*** |
| ENFANTS DU COUPLE DÉCÉDÉS | | | | | | | | | 1,654*** |
| X² (ddl) | 408,295*** (5) | 1504,948*** (6) | 1807,386*** (7) | 2059,572*** (17) | 2137,915*** (18) | 2301,246*** (23) | 2720,933*** (20) | 2756,352*** (22) | 2766,639*** (23) |
| | | 1096,652*** (1) | 302,438*** (1) | 252,186*** (10) | 78,343*** (1) | 241,674*** (6) | 583,018*** (2) | 35,419*** (2) | 10,287** (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 7 qui est emboîté dans le modèle 5.

Tableau 37. Modèles de durée jusqu'à la séparation lors de la première cohabitation des femmes mises en couple cohabitant en 1968-1998 (N = 276 217)

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 | Modèle 8 | Modèle 9 |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| DURÉE DE LA COHABITATION | | | | | | | | | |
| 0-4 ans | ,851*** | ,678*** | ,671*** | ,662*** | ,655*** | ,659*** | ,547*** | ,546*** | ,546*** |
| 5-9 ans | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| 10-14 ans | ,743*** | ,964 | ,976 | ,987 | ,997 | ,999 | 1,164*** | 1,170*** | 1,171*** |
| 15-19 ans | ,448*** | ,723*** | ,738*** | ,758*** | ,771*** | ,779*** | ,965 | ,974 | ,974 |
| 20-24 ans | ,394*** | ,762** | ,777* | ,811* | ,830* | ,842 | 1,056 | 1,070 | 1,069 |
| 25-30 ans | ,234*** | ,533** | ,548** | ,574** | ,593* | ,602* | ,762 | ,780 | ,777 |
| PROMOTION DE COHABITATION | | 1,061*** | 1,064*** | 1,059*** | 1,060*** | 1,061*** | 1,058*** | 1,059*** | 1,059*** |
| ÂGE À LA COHABITATION | | | ,959*** | ,954*** | ,953*** | ,951*** | ,950*** | ,943*** | ,943*** |
| NIVEAU D'ETUDES | | | | | | | | | |
| <i>Aucun diplôme</i> | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| CEP | | | | ,788*** | ,728*** | ,802*** | ,865* | ,822*** | ,823*** |
| BEPC | | | | ,581*** | ,525*** | ,590*** | ,603*** | ,573*** | ,574*** |
| CAP | | | | ,860* | ,763*** | ,825** | ,864* | ,849** | ,850** |
| BEP | | | | ,702*** | ,622*** | ,684*** | ,707*** | ,692*** | ,694*** |
| Bac techno. ou pro. | | | | ,845** | ,741*** | ,804*** | ,838** | ,829** | ,830*** |
| Bac général | | | | 1,174** | 1,028 | 1,057 | 1,128* | 1,126* | 1,128* |
| Dipl. univ. 1 ^{er} cycle | | | | ,907 | ,786*** | ,827** | ,871* | ,869* | ,870* |
| Dipl. univ. 2 ^e ou 3 ^e cycle | | | | 1,111* | ,957 | ,930 | 1,063 | 1,070 | 1,072 |
| N'a pas fini ses études | | | | ,728*** | ,655*** | ,704*** | ,782*** | ,754*** | ,755*** |
| Non réponse | | | | 1,335*** | 1,153* | 1,023 | 1,252*** | 1,271*** | 1,274*** |
| STATUT D'ACTIVITÉ | | | | | | | | | |
| <i>Inactive ou au chômage</i> | | | | | <i>Réf</i> | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| Active occupée | | | | | 1,293*** | | 1,159*** | 1,186*** | 1,184*** |
| PCS | | | | | | | | | |
| <i>Inactive ou au chômage</i> | | | | | | <i>Réf</i> | | | |
| Agricultrice | | | | | | ,558** | | | |
| Indép. non agricole | | | | | | 1,189* | | | |
| Cadre ou PIS | | | | | | 1,707*** | | | |
| Profession interm. | | | | | | 1,468*** | | | |
| Employée | | | | | | 1,234*** | | | |
| Ouvrière | | | | | | 1,091 | | | |
| ENFANTS EUS DANS L'UNION | | | | | | | ,747*** | ,740*** | ,737*** |

| | | | | | | | | | |
|---|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| ENFANTS ADOPTÉS DANS L'UNION | | | | | | | ,615 | ,625 | ,621 |
| ENFANTS EUS AVANT L'UNION | | | | | | | | 1,208*** | 1,197*** |
| BEAUX-ENFANTS | | | | | | | | 1,138** | 1,141** |
| ENFANTS DU COUPLE DÉCÉDÉS | | | | | | | | | 1,337* |
| X² (ddl) | 376,731*** (5) | 1607,941*** (6) | 1945,480*** (7) | 2328,565*** (17) | 2408,225*** (18) | 2504,773*** (23) | 2730,011*** (20) | 2807,495*** (22) | 2813,375*** (23) |
| | | 1231,211*** (1) | 337,539*** (1) | 383,085*** (10) | 79,660*** (1) | 176,208*** (6) | 321,786*** (2) | 77,483*** (2) | 5,881* (1) |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent, sauf le modèle 7 qui est emboîté dans le modèle 5.

3.2.2.5. Bilan des observations sur données individuelles

Les modèles de durée jusqu'à la rupture d'union, jusqu'au divorce et jusqu'à la séparation que nous avons ici présentés fournissent plusieurs observations empiriques qui permettent d'évaluer le degré de plausibilité des principaux mécanismes explicatifs des variations d'intensité de la rupture d'union entre couples :

- i. le mécanisme de la qualité de l'appariement des conjoints selon leurs caractéristiques productives voit ses prédictions centrales validées : pour les hommes le fait d'être actif occupé plutôt qu'inactif ou au chômage réduit bien leur probabilité de rupture (particulièrement chez les agriculteurs), tandis que pour les femmes le fait d'être active occupée plutôt qu'inactive ou au chômage accroît bien leur probabilité de rupture (sauf chez les agricultrices), et ce aussi bien dans les couples cohabitants que mariés ;
- ii. le mécanisme de la qualité de l'appariement des conjoints résultant de leurs durées de prospection voit ses prédictions centrales validées : l'âge à la mise en couple réduit bien la probabilité de rupture (divorce ou séparation), et l'occurrence de conceptions hors mariage accroît bien la probabilité de divorce ;
- iii. le mécanisme des investissements spécifiques à l'union voit lui aussi ses prédictions centrales validées : non seulement les enfants que le couple a eus – et, plus encore, adoptés – réduisent bien la probabilité de rupture, mais en outre les enfants que les conjoints ont eus avant de se mettre en couple accroissent la probabilité de rupture ;
- iv. le mécanisme des événements imprévus voit la seule de ses prédictions que nous avons pu tester partiellement validée : au sein des couples cohabitants – et peut-être aussi au sein des couples mariés –, le décès d'enfants du couple accroît bien la probabilité de rupture ;
- v. comme le prévoyaient plusieurs mécanismes, le mariage (par rapport à la simple cohabitation) et le mariage direct (par rapport au mariage après cohabitation) réduisent le risque de rupture.

Selon nos analyses, seul l'effet du niveau d'études des hommes et des femmes sur la probabilité de rupture apparaît peu clair – et reste donc mal expliqué.

Cela dit, l'introduction dans les modèles statistiques des variables correspondant aux mécanismes explicatifs susmentionnés ne semble pas réduire « l'effet » de la promotion de mise en couple (ou de mariage ou de cohabitation) sur la hausse de la probabilité de rupture

(ou de divorce ou de séparation), si bien que l'on peut douter – notamment – que la hausse de l'activité professionnelle des femmes ou encore la baisse de la fécondité aient fortement contribué à la hausse de la probabilité de rupture au fil des promotions de mise en couple.

Par conséquent, ces tests empiriques tendent à rendre crédible les explications que les mécanismes susmentionnés proposent aux variations d'intensité de la rupture d'union entre couples *au sein* des promotions, mais ils ne rendent pas véritablement crédibles les explications que ces mécanismes proposent à la hausse de l'intensité de la rupture d'union *au fil* des promotions.

3.2.3. Bilan général sur les variations d'intensité de la rupture d'union

Parvenus au terme de nos investigations sur les variations d'intensité de la divortialité et plus généralement de la rupture d'union, il convient d'en dresser un bilan. Dans un premier temps, nous avons établi deux phénomènes empiriques :

- ✓ en France, c'est à partir des alentours de la seconde moitié des années 1960 que s'accélère le mouvement de hausse de fréquence du divorce, ce mouvement remontant quant à lui au XIX^e siècle (3.1.1) ;
- ✓ dans les (autres) pays occidentaux, c'est d'abord aux États-Unis, puis en Europe du Nord, puis en Europe de l'Ouest, et enfin seulement en Europe du Sud, que se déclenche cette accélération de la hausse de fréquence du divorce (3.1.2).

Ce constat empirique pose les questions suivantes :

- ✓ qu'est-ce qui a conduit les Français à choisir de divorcer de plus en plus souvent ?
- ✓ et qu'est-ce qui a conduit certains Occidentaux à accroître leur divortialité *avant* d'autres Occidentaux ?

Dans un second temps, nous avons cherché à répondre à ces questions, c'est-à-dire à restituer les « bonnes raisons » qu'ont pu avoir les individus de modifier leurs comportements de rupture d'union. Nous avons alors buté sur une difficulté : étant donné la nature du phénomène à expliquer (l'accélération de la hausse de la fréquence du divorce n'est pas datée de façon très précise, et elle prolonge une hausse séculaire de la fréquence du divorce qui elle non plus n'est pas datée de façon très précise), il est apparu difficile, au moins à partir de données agrégées, de départager les éventuels effets des divers mécanismes proposés par la théorie du choix rationnel pour l'expliquer (3.1.3). Même à partir de tests empiriques sur données françaises individuelles (modèles de durée jusqu'à la rupture d'union (3.2.2.2.),

jusqu'au divorce (3.2.2.3.) et jusqu'à la séparation (3.2.2.4.)), il est apparu que tels quels ces mécanismes ne permettaient pas d'expliquer de façon satisfaisante la hausse de la fréquence du divorce et de la rupture d'union au fil des promotions dans la France contemporaine. Malgré cela, ces tests empiriques valident largement l'idée selon laquelle divers mécanismes causaux suggérés par la théorie du choix rationnel font varier la fréquence du divorce et, plus généralement, de la rupture d'union non pas au fil mais *au sein* des promotions.

Autrement dit, même si nos investigations n'ont pas été infructueuses en ce qui concerne les variations d'intensité de la divortialité et de la rupture d'union au sein des promotions, il nous faut admettre que nos analyses ne permettent pas de mieux connaître ce qui a déclenché puis nourri l'accélération de la hausse de la divortialité et de la rupture d'union.

3.3. L'initiative de la rupture : observations et tests empiriques sur diverses données

*Vous savez pourquoi les hommes ne demandent pas le divorce ?
Parce que ça les arrange !*
Michèle Bernier, spectacle *Le démon de midi*, 2000

La décision de rompre n'étant pas nécessairement – comme celle de se mettre en couple – prise par les deux époux (ou leurs deux familles) à la fois, on peut se demander lequel des deux époux a initié la rupture : est-ce l'homme, ou la femme (lorsque ce ne sont pas les deux conjoints à la fois) ? Pour débiter nos investigations, nous présentons un bilan de la littérature empirique internationale sur le sujet. Il apparaît alors que, de façon générale – quelle que soit l'époque ou la société concernées, mais aussi à un niveau individuel quelles que soient les caractéristiques sociodémographiques des divorçants –, ce sont les femmes qui, plus souvent que les hommes, initient la rupture d'union.

Or, la féminité de l'initiative de la rupture peut sembler étonnante si l'on considère – cela est bien connu – que les femmes ont plus à perdre que les hommes au divorce, tant du point de vue de leur niveau de vie que de leurs probabilités de remise en couple. C'est pour tenter de faire sens de ce phénomène que nous proposons un modèle susceptible d'expliquer pourquoi ce sont les femmes, plutôt que les hommes, qui initient la rupture, et ce d'une manière qui varie relativement peu entre sociétés ou entre couples de chaque société.

Nous procédons alors à des analyses empiriques destinées à évaluer dans quelle mesure le modèle proposé dispose d'un pouvoir explicatif en ce qui concerne les couples qui ont divorcé en France en 1970-1982. Pour cela, nous exploitons la seule enquête française – l'enquête « Femmes face au changement familial » – qui contienne des questions sur l'initiateur de la rupture (plus précisément, l'initiateur de la séparation et l'initiateur de la procédure de divorce), qui n'a à ce jour jamais été exploitée en ce sens.

3.3.1. La féminité de l'initiative de la rupture : un phénomène apparemment général

L'initiative de la rupture d'union recouvre plusieurs actions distinctes : au sein d'un couple cohabitant elle consiste à initier (imposer ou être le premier à proposer) la séparation ; et au sein d'un couple marié elle peut consister soit à initier une séparation (informelle) soit à former la demande en divorce (ce qui constitue un acte juridique). La plupart des données

disponibles sur l'initiative de la rupture concernant l'époux qui a formé la demande en divorce, ce sont ces données que nous utilisons le plus largement. Cela dit, comme nous allons le voir, quelques données disponibles concernent le conjoint (marié ou non) qui a initié la séparation, et ces données tendent à confirmer les observations réalisées à partir des demandes en divorce.

3.3.1.1.L'initiative du divorce sur données agrégées : ses variations au fil du temps et entre sociétés contemporaines

L'initiateur du divorce est celui des deux époux qui a formé la demande en divorce auprès de l'instance judiciaire compétente. Comme il s'agit là d'un acte juridique, on pourrait imaginer que des données statistiques sur ce sujet sont relativement aisées à trouver et à exploiter. Or, il n'en est rien : tous les pays autorisant le divorce ne collectent pas ces données, tous ceux qui les collectent ne les publient pas, et les données qui ont été publiées n'ont jamais à notre connaissance été rassemblées dans des documents synthétiques. En conséquence, l'échantillon de sociétés pour lesquelles nous présentons ici les données d'initiateur du divorce est fortement contraint par les données disponibles, et ne peut pas prétendre à la représentativité d'une quelconque population de sociétés, moins encore à l'exhaustivité. Malgré cela – étant donné que nous reportons ici *toutes* les données que nous avons pu trouver –, cet échantillon permet sans doute de fournir une indication raisonnable de la tendance générale qui est à l'œuvre concernant l'initiateur du divorce dans un certain nombre de sociétés allant du XVIII^e au XXI^e siècles, sur chacun des cinq continents. Les données ici rassemblées ont par ailleurs vocation à être complétées par les données que ne manqueront pas de rassembler d'autres chercheurs.

Dans les sociétés du passé dans lesquelles le divorce ou la séparation de corps étaient légaux, il semble que la plupart des demandes en divorce étaient d'origine féminine, à moins que les femmes ne soient confrontées à des obstacles juridiques spécifiques d'ampleur quasi insurmontable (Phillips 1988 ; Goody 2001). Les données les plus anciennes dont nous disposons concernent la principauté de Neuchâtel de 1707 à 1806, où 58 % des demandes de divorce sont formées par des femmes (Leneman 1996). Dans le Massachusetts au XVIII^e siècle, 55 % des demandes de divorce et séparation de corps sont formées par des femmes (Leneman 1996), et dans le New Jersey de 1778 à 1866 plus de 59 % des divorces sont accordés à l'épouse plutôt qu'à l'époux (Friedman, Percival 1976) sachant que, comme le montrent les auteurs, les statistiques américaines portant sur l'époux en faveur duquel le divorce est prononcé sont suffisamment proches des statistiques portant sur le demandeur en

divorce pour que l'on puisse en inférer que dans le New Jersey la plupart des demandes en divorce sont à cette époque formées par l'épouse.

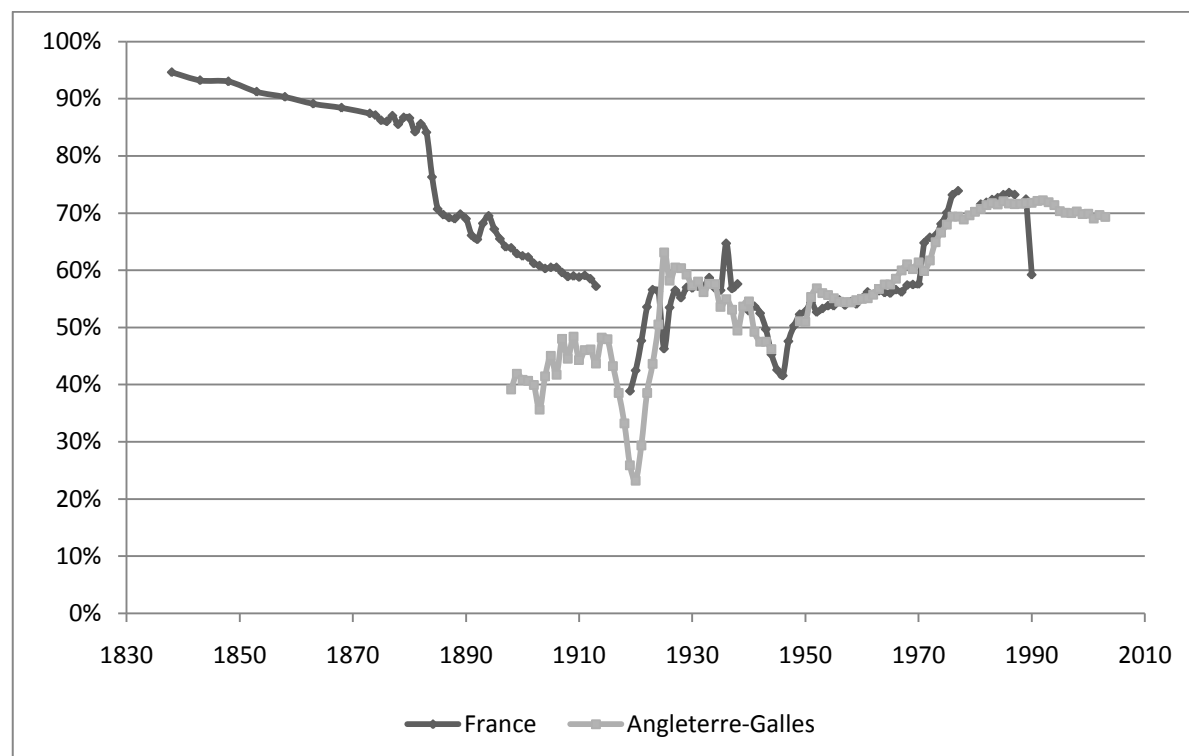
En France, on a noté que « l'étude des procès en séparation de corps et de biens devant l'officialité de Cambrai au XVIII^e siècle fournit des précisions intéressantes sur ce que pouvaient être les difficultés conjugales dans la France d'Ancien Régime. *Dans trois cas sur quatre, la demande est formulée par la femme* invoquant soit la brutalité du mari, soit l'adultère de celui-ci, soit des griefs financiers » (Dupâquier 1995b). Dans la France révolutionnaire, de 1792 – date de la légalisation du divorce – à 1802, les deux tiers voire les trois quarts des demandes unilatérales en divorce sont formées par les épouses (Ronsin 1990). Ce constat est confirmé par plusieurs monographies locales. Parmi les 791 divorces sur demande unilatérale prononcés à Rouen entre 1792 et 1816 (Phillips 1976), 71 % sont demandés par l'épouse, cette part ne variant pas selon la législation (que ce soit celle de 1792 ou celle de 1803) et relativement peu selon les motifs du divorce (hormis les divorces prononcés pour faute, qui sont relativement plus demandés par les femmes, et les divorces prononcés par conversion de séparation de corps en divorce, qui sont relativement plus demandés par les hommes puisque « seulement » 57 % d'entre eux sont demandés par des femmes). Parmi les divorces sur demande unilatérale prononcés à Lyon entre 1792 et 1816, 65 % (sous la Révolution) ou 64 % d'entre eux (sous l'Empire) sont demandés par les épouses (Dessertine 1981). Le caractère disproportionné féminin des demandes unilatérales en divorce sous la Révolution s'observe aussi dans les villes de Paris, Montpellier et Thiers (Dessertine 1981).

En France au XIX^e siècle, alors que de 1816 à 1883 seule la séparation de corps est permise, la grande majorité des demandeurs en séparation de corps sont des femmes (Adler 1983 ; Ronsin 1992). Comme l'indiquent les données du « Compte général de l'administration de la Justice civile et commerciale en France et en Algérie », la part des demandes principales en séparation de corps qui sont formées par l'épouse reste toujours supérieure à 80 % sur la période 1838-1883 (figure 95). Fin XIX^e siècle, la plupart des demandes en divorce ou en séparation de corps sont formées par des femmes en Belgique, dans le Bade, en Saxe, en Finlande, en Roumanie et dans le Massachusetts (Bertillon 1883), les seules exceptions à cette règle semblant être l'Écosse (Bertillon 1883 ; cela est confirmé par le fait qu'en Écosse de 1684 à 1830 « seulement » 45,5 % des 904 divorces prononcés ont été demandés par des femmes (Leneman 1996)) et, peut-être, la Norvège (Bertillon 1883), mais les effectifs de divorces norvégiens sont trop faibles pour l'établir avec certitude. D'autres sources confirment qu'aux États-Unis la part des divorces prononcés en faveur de l'épouse plutôt que

de l'époux est de 64 % en 1867-1871 et de 67 % en 1906 (Hill 1908), et qu'elle atteint presque les trois quarts en 1931 ainsi qu'en 1949-1965 (Friedman, Percival 1976).

En France, une fois le divorce rétabli en 1884, la plupart des demandes en séparation de corps ou en divorce sont de nouveau formées par des femmes (Boigeol, Commaille 1974). Si l'on excepte les après-guerres (sur ce point, cf. encadré 24), depuis que le divorce existe, la plupart des demandes en divorce sont formées par les épouses, plutôt que par les époux (figure 95). Ce fait avait déjà été noté par les quelques études portant sur ce sujet dans la France des années 1970 aux années 1990 (Boigeol, Commaille 1974 ; Festy, Valetas 1988 ; Munoz-Pérez, Rondeau-Rivier 1990 ; Belmokhtar 1996 ; Annuaire statistique de la Justice 2001), et il se retrouve au niveau local comme dans le département du Nord de 1884 à 1914 (Dombrowski-Keerle 1972) ainsi qu'à Orléans en 1986 (Sofer, Sollogoub 1990).

Figure 95. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux – France et Angleterre-Galles, 1838-2003



Sources des données françaises: Compte général de l'administration de la Justice civile et commerciale en France et en Algérie (années 1838-1873 et 1884-1932), Annuaire statistique de la France (années 1874-1883), Compte général de l'administration de la Justice civile et commerciale et de la Justice criminelle (années 1933-1960), Compte général de l'administration de la Justice criminelle et de la Justice civile et commerciale (années 1961-1972), Annuaire statistique de la Justice (années 1981-1990). Lecture des données françaises : part des demandes principales en séparation de corps (de 1838 à 1883) puis des demandes principales en séparation de corps et en divorce (de 1884 à 1990) formées par l'épouse ; à partir de 1970 ce graphique tient compte seulement des demandes principales formées par l'un des deux époux (et non les deux), la part des jugements prononcés sur demande mutuelle (sur requête conjointe ou demande acceptée) passant de 9,7 % en 1976 à 61,2 % en 2004 (Annuaire statistique de la Justice).

Sources des données anglaises: Office for National Statistics (Marriage and divorce statistics (Historical series FM2 No 16), Table 4.6 in FM2 Volumes Nos 11 to 15, 17 to 23 and Table 4.20 in FM2 Volumes Nos 24 to 31). Lecture des données anglaises : part des demandes en divorce formées par l'épouse (de 1898 à 1956), puis époux auquel le jugement de divorce a été accordé (de 1957 à 2003) ; à partir de 1957 ce graphique tient compte seulement des jugements accordés à l'un des deux époux (et non aux deux), la part des jugements accordant le divorce aux deux époux à la fois étant toujours inférieure à 1 % des jugements de divorce totaux.

Sur cette même figure 95, on peut voir qu'en Angleterre-Galles – le seul autre pays que la France pour lequel on dispose d'une série longue –, la plupart des demandes en divorce sont formées par les épouses depuis les années 1920 (si encore une fois on excepte l'après-guerre). On aura noté, toutefois, qu'en Angleterre-Galles des années 1900 à 1920 la plupart des demandes en divorce sont formées par des hommes, et non des femmes ; on sait par ailleurs qu'en Angleterre-Galles en 1861-1900 58,7 % des demandes en divorce et en séparation de corps sont formées par des hommes (Chester 1977). Sans préjuger des résultats d'analyses plus approfondies qui resteraient à effectuer, ce phénomène – qui est contraire à la grande majorité des observations effectuées dans les autres sociétés – pourrait toutefois s'expliquer par le fait que le droit du divorce en Angleterre-Galles comprenait alors des dispositions susceptibles de rendre la demande en divorce moins aisée pour les épouses que pour les époux (Holmes 1995), ce qui n'était pas le cas, par exemple, en France.¹³³ En effet, à partir du *Divorce and Matrimonial Causes Act* de 1857 et jusqu'au *Matrimonial Causes Act* de 1923, alors que les hommes, pour demander et obtenir le divorce, n'avaient qu'à apporter la preuve que leur épouse s'était rendue coupable d'adultère, les femmes devaient apporter la preuve que leur époux avait commis un adultère *aggravé* – à savoir un adultère couplé d'autres fautes comme des actes cruels, l'abandon du foyer conjugal ou la bigamie.¹³⁴ Comme on le voit, la période pendant laquelle la plupart des demandes en divorce en Angleterre-Galles sont formées par des hommes correspond étroitement avec la période pendant laquelle sont en vigueur certaines clauses restreignant l'accès des femmes à la demande en divorce ; dès que ces clauses restrictives sont levées, en Angleterre-Galles comme presque partout ailleurs, ce sont le plus souvent les femmes qui demandent le divorce.

¹³³ Le droit du divorce issu, en France, de la loi Naquet de 1884 ne comprend effectivement aucune clause restreignant l'accès des femmes (par rapport aux hommes) au divorce – que le divorce soit demandé pour adultère ou pour tout autre motif –, ce qui n'empêche pas le droit pénal de l'époque de sanctionner plus aisément et plus lourdement l'adultère commis par la femme que l'adultère commis par l'homme (Sohn 1995).

¹³⁴ Une raison généralement invoquée pour faciliter la condamnation juridique des adultères commis par les épouses par rapport aux adultères commis par les époux – et qui, de fait, a été explicitée dans les débats parlementaires auxquels a donné lieu le *Divorce and Matrimonial Causes Act* de 1857 – est que l'adultère d'une épouse comporte le risque d'infliger à son époux la naissance d'un héritier non désiré alors que l'adultère d'un époux ne comporte pas ce risque si l'époux ne reconnaît pas son enfant illégitime (Holmes 1995).

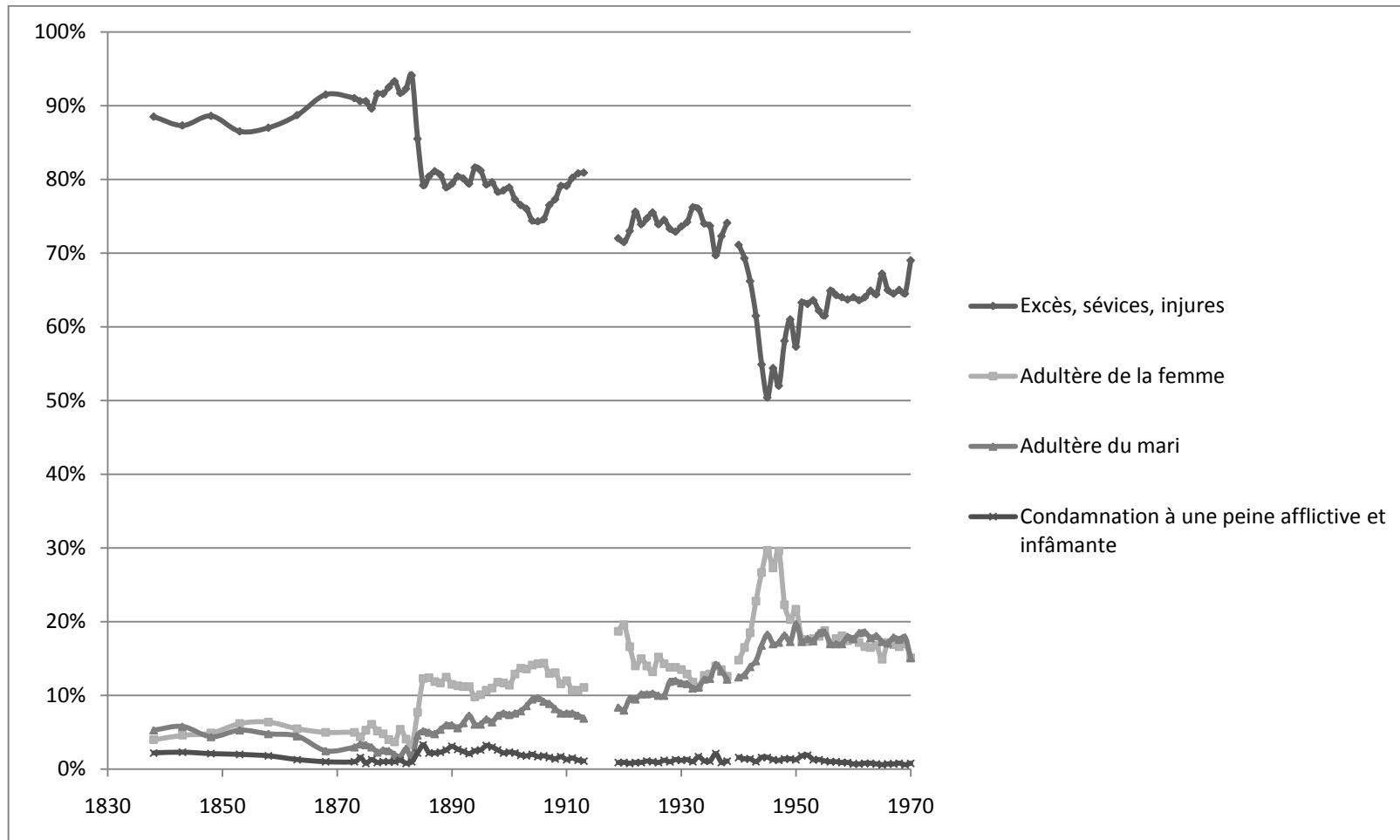
Encadré 24. L'initiative du divorce pendant les après-guerres

En Angleterre-Galles comme en France, la part des demandes en divorce qui sont formées par les femmes plutôt que par les hommes baisse sensiblement au sortir de la Première Guerre Mondiale et, dans une moindre mesure, au sortir de la Seconde Guerre Mondiale (figure 95). Ce phénomène de baisse de la féminité des demandes en divorce lors des après-guerres a aussi été observé dans les autres sociétés pour lesquelles on dispose de données, à savoir les États-Unis et l'Australie au sortir de la Seconde Guerre Mondiale (Friedman, Percival 1976), ainsi que le New Jersey à la fin de la Guerre de Sécession, en 1864-1865 (Friedman, Percival 1976).

Il est possible de proposer (au moins) deux types d'explication de ce phénomène. Selon une première explication, les guerres les plus meurtrières, en produisant un nombre de veuves sensiblement supérieur au nombre de veufs, dispenseraient plus de femmes que d'hommes de demander le divorce, par rapport à la situation dans laquelle les conjoints de ces veuves et veufs ne seraient pas décédés. Ainsi, en dispensant relativement plus souvent des femmes – devenues veuves – plutôt que des hommes – plus rarement devenus veufs – de demander le divorce, les guerres réduiraient la part des demandes en divorce qui sont formées par les femmes plutôt que par les hommes.

Selon une seconde explication (Desforges 1947 ; Rowntree, Carrier 1958 ; Boigeol, Commaille 1974 ; Sohn 1996), les guerres de grande ampleur, en mobilisant une part non négligeable des hommes – et donc en les éloignant de leur foyer pendant des durées indéterminées –, conduisent les épouses à tromper leur mari plus fréquemment qu'à l'habitude, ce qui conduirait les hommes à demander le divorce à leur retour plus souvent qu'à l'habitude. De fait, en France lors de la Première Guerre Mondiale, la part des demandes principales et reconventionnelles en séparation de corps et en divorce qui sont fondées *sur le motif d'adultère* plutôt qu'un autre motif augmente bel et bien (elle passe de 18,7 % en 1909-1913 à 27,4 % en 1920), et la part des demandes en séparation de corps et en divorce *pour adultère commis par la femme* plutôt que par l'homme augmente elle aussi (elle passe de 60,1 % en 1909-1913 à 70,6 % en 1920) (Desforges 1947). En outre, la part des divorces qui sont prononcés au profit du mari augmente fortement en 1920 (56,2 %) par rapport à 1911-1913 (41,4 %), et la part des divorces qui sont prononcés au profit de la femme baisse en 1920 (35,2 %) par rapport à 1911-1913 (51,2 %) (les autres divorces étant prononcés aux torts réciproques) (Desforges 1947). Si, comme sur la figure 96, on reconstitue la série longue des motifs de divorce en France (hormis les années manquantes 1914-1918 et 1939), on constate effectivement que la part des divorces qui ont été demandés pour adultère de la femme croît entre 1913 et 1920 de 11,1 % à 19,6 % (alors que sur la même période la part des divorces demandés pour adultère du mari ne croît que de 6,9 % à 8 %), et qu'elle croît entre 1938 et 1945 de 12,6 % à 29,7 % (tandis que la part des divorces demandés pour adultère du mari ne croît que de 12,2 % à 18,3 %).

Figure 96. Motifs des demandes en séparation de corps et en divorce – France, 1838-1970



Sources : Bertillon 1883 (années 1838-1873), Compte général de l'administration de la Justice civile et commerciale en France et en Algérie (années 1884-1932), Annales statistiques de la France (années 1874-1883), Compte général de l'administration de la Justice civile et commerciale et de la Justice criminelle (années 1933-1960), Compte général de l'administration de la Justice criminelle et de la Justice civile et commerciale (années 1961-1970).

Lecture : motifs des demandes principales en séparation de corps (de 1838 à 1883) et des demandes principale et reconventionnelle en séparation de corps et en divorce (de 1884 à 1970).

Si l'on étudie l'initiative du divorce non plus dans les sociétés du passé, mais dans les sociétés occidentales depuis les années 1950, le constat reste largement le même : ce sont les femmes qui, plus que les hommes, demandent le divorce, et ce, que ce soit dans les pays anglo-saxons ou les pays d'Europe occidentale, méridionale ou centrale. En Écosse, la part des demandes en divorce qui sont formées par l'épouse passe de 55 % en 1959 à 76 % en 1976 (Smith 1997). Aux États-Unis la part des demandes en divorce formées par l'épouse atteint 70 % dans les années 1950 (Levinger 1965), 67 % en 1975, 60 % en 1988 (National Center for Health Statistics 1991) et plus de 66 % à la fin du XX^e siècle (Brinig, Allen 2000) ; par exemple, en Caroline du Sud en 1997 et 1998 la part des demandes en divorce qui sont formées par des femmes atteint 63 % (South Carolina Department of Health and Environmental Control 1998a, 1998b). En Australie en 1985, 1995 et 2005, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui représentent respectivement 95 %, 82 % et 72 % du total des divorces prononcés), la part des demandes qui sont formées par des femmes reste stable à 58 % (Australian Bureau of Statistics) (figure 98).

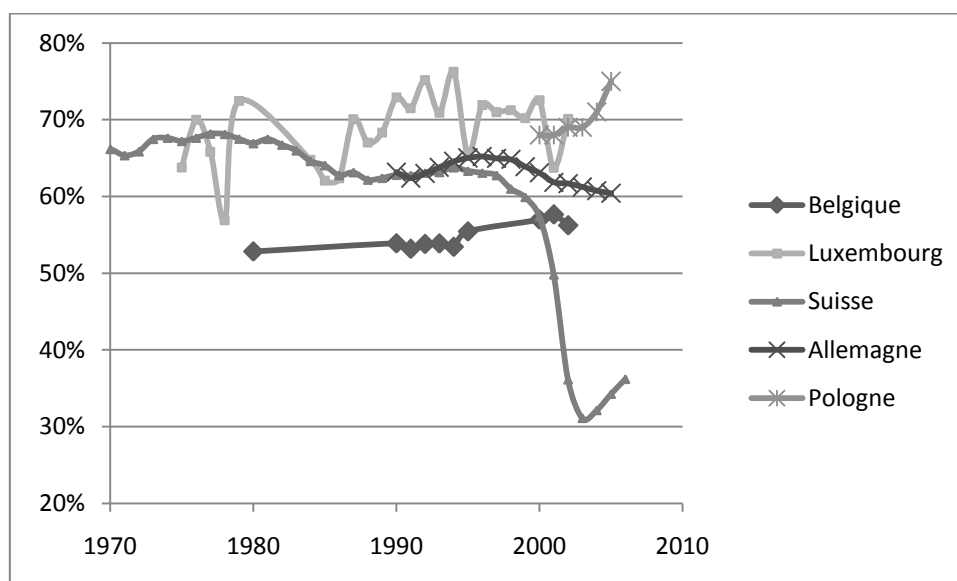
En Suède dans les années 1950, plus de 70 % des divorces sur demande unilatérale (qui représentent 35 % du total des divorces prononcés) sont demandés par la femme (Trost 1977), et en Allemagne de l'Ouest de 1950 à 1972 la part des divorces demandés par la femme passe de 52 % à 71 % (Künzel 1977). Dans les années 1970 la plupart des demandes en divorce sont féminines en Suisse, en Finlande et aux Pays-Bas – l'initiative étant également partagée entre hommes et femmes en Belgique et n'étant majoritairement masculine qu'en Italie, dont la législation sur le divorce est alors très récente (Michel 1978). En effet, en Italie en 1971 et 1972, seulement un tiers des demandes en divorce sont formées par des femmes, cette part étant minimale dans le Sud, intermédiaire dans le Centre et maximale dans le Nord du pays (Sgritta, Tufari 1977). Au Luxembourg du milieu des années 1970 au milieu des années 2000, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui représentent plus de 80 % du total des divorces prononcés au début des années 1980, mais moins de 40 % de ceux prononcés à partir de la fin des années 1980), la part des demandes qui sont formées par des femmes dépasse les deux tiers (Statec Luxembourg) (figure 97). En Belgique de 1980 à 2002, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui représentent de 23 % à 57 % du total des divorces prononcés), la part des demandes en divorce qui sont formées par des femmes varie de 52 % à 56 % (figure 97), et elle dépasse les 50 % pour chaque région du pays (Vloeberghs 2004 ; Institut national de statistique 2003).¹³⁵ Aux Pays-Bas de 1993 à 2005, parmi les divorces sur

¹³⁵ Un article datant de 2004 note qu'en Belgique « la relative surreprésentation de la femme en tant que partie demanderesse s'est encore accentuée ces vingt dernières années. Si en 1980, sur cent cas de divorce, l'initiative

demande unilatérale (qui représentent de 84 % en 1993 à 46 % en 2005 du total des divorces prononcés), la part des demandes qui sont formées par des femmes varie de 70 % à 75 % (Centraal Bureau voor de Statistiek). En Allemagne de 1990 à 2005, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui représentent plus de 90 % du total des divorces prononcés), la part des demandes qui sont formées par des femmes dépasse 60 % (Statistisches Bundesamt) (figure 97). De même, en Autriche de 2000 à 2005, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui représentent environ un quart du total des divorces prononcés), la part des demandes qui sont formées par des femmes dépasse 60 % (Statistik Austria 2006). Seule la Suisse depuis 2002, en fait, semble faire exception, même si l'Office fédéral de la statistique qui a publié ces données semble y avoir décelé certaines erreurs qu'il n'a pas rectifiées. En effet, alors que de 1969 à 2006, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui auraient représenté autour de 80 % des divorces de 1969 à 1983, puis 100 % des divorces de 1984 à 1997, puis une part décroissante jusqu'à 20-25 % des divorces de 2001 à 2006), la part de ceux qui auraient été demandés par des femmes aurait dépassé 60 % de 1969 à 1998, puis suite à une réforme du droit du divorce entrée en vigueur en 2000 – réforme qui supprimait le divorce pour faute et ne permettait plus le divorce sur demande unilatérale qu'après quatre années (puis deux années) de séparation – elle aurait plongé à seulement environ un tiers de 2002 à 2006 (figure 97).

émanait 53 fois de l'épouse, cette proportion a augmenté à 57 sur cent dans la période de 2000 à 2002. Les chiffres viennent confirmer la thèse selon laquelle c'est plus fréquemment l'épouse qui entreprend de mettre un terme au mariage. [...] Bruxelles-Capitale est en tête pour ce qui est des divorces sur requête unilatérale, et c'est aussi dans cette région que, toutes proportions gardées, l'on compte le plus grand nombre de divorces à l'initiative de la femme » (Vloeberghs, 2004).

Figure 97. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux – pays occidentaux, 1970-2005



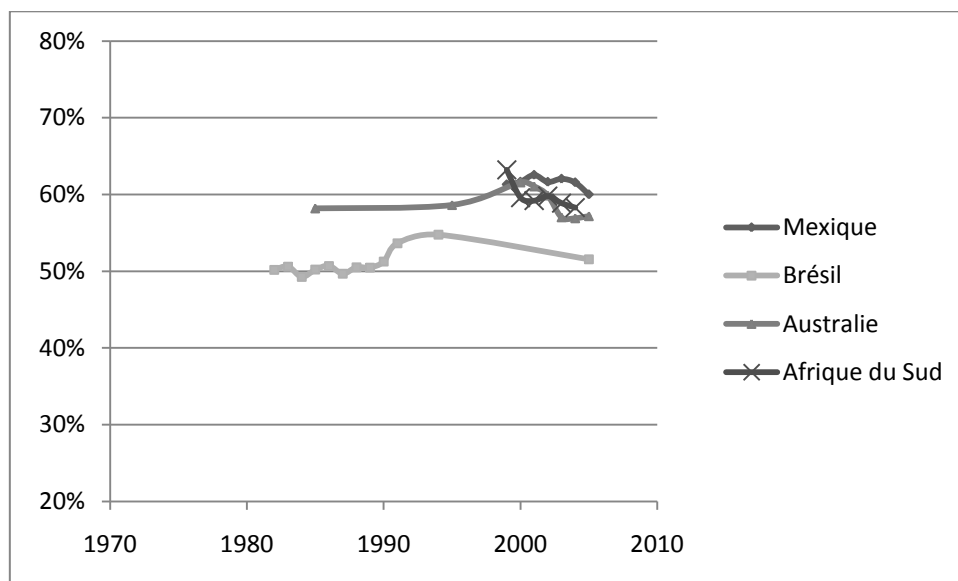
Sources : Institut national de Statistique, Statistique et Information économique, SPF Économie, Statistiques démographiques (Belgique), Statec Luxembourg, Département fédéral de l'Intérieur DFI, Office fédéral de la statistique OFS, Section Démographie et migration DEM (Suisse), Statistisches Bundesamt (Allemagne), Central Statistical Office (Pologne).

Lecture : part de demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux, les éventuelles demandes conjointes (qui n'existent pas en Pologne, et sont rares en Allemagne) étant mises à part.

En Grèce de 2001 à 2005, parmi les divorces prononcés à l'encontre de l'un des époux (qui ne représentent que 4 % à 9 % du total des divorces, les autres étant prononcés à l'encontre des deux époux à la fois), de 54 % à 58 % sont prononcés à l'encontre de l'époux (National Statistical Service of Greece). En Espagne en 2005, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui représentent moins de la moitié du total des divorces prononcés), la part des demandes qui sont formées par des femmes est de 52 % (Instituto Nacional de Estadística) ; et pour ce qui concerne les séparations de corps sur demande unilatérale (qui représentent 45 % du total des séparations de corps prononcées, qui sont elles-mêmes presque aussi nombreuses que les divorces), 72 % sont demandées par des femmes (Instituto Nacional de Estadística). De même qu'en Union soviétique dans les années 1970 la plupart des demandes en divorce étaient formées par des femmes (Michel 1978), en Russie dans les années 1990 l'initiative de la séparation ou de la procédure de divorce est majoritairement le fait de femmes selon leurs propres déclarations, bien que ce fait soit contesté par les hommes (Festy, Kortchagina 2002). En Pologne de 2000 à 2005, la part des demandes en divorce qui sont formées par la femme passe de 68 % à 75 % (Central Statistical Office) (figure 97). En République tchèque en 2005, la part des divorces qui sont demandés par la femme atteint les deux tiers (Czech Statistical Office).

Ce constat semble aussi valable pour les quelques sociétés non occidentales pour lesquelles des données sont disponibles. Au Brésil de 1982 à 2005, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui ne représentent que 27 % à 39 % du total des divorces prononcés), la part de demandes en divorce qui sont formées par des femmes dépasse légèrement 50 % (figure 98), et parmi les séparations de corps sur demande unilatérale (qui ne représentent que 12 % à 23 % du total des séparations de corps prononcées, qui sont elles-mêmes plus nombreuses que les divorces dans les années 1980, mais moins nombreuses à partir des années 1990), la part de demandes en séparation de corps qui sont formées par des femmes varie de 63 % à 74 % (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Au Mexique de 1999 à 2005, parmi les divorces sur demande unilatérale (qui ne représentent que 29 % à 32 % du total des divorces prononcés), de 60 % à 62 % des demandes en divorce sont formées par des femmes (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006) (figure 98).

Figure 98. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux – pays non occidentaux, 1970-2005



Sources : Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática – Estadísticas de matrimonios y divorcios (Mexique), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Australian Bureau of Statistics, Statistics South Africa.

Lecture : part de demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux, les éventuelles demandes conjointes (qui n'existent pas en Afrique du Sud, et sont rares en Australie) étant mises à part.

Même si dans la Chine traditionnelle seuls les hommes pouvaient demander le divorce, dans la Chine communiste des années 1950 à 1990 de 70 % à 90 % des demandes en divorce sont formées par des femmes (Tsui 2001). Au Japon dans les années 1970, 55,3 % des demandes en divorce sont formées par la femme, contre 35,2 % par l'homme et 9,5 % par un

tiers (Sasaki, Wilson 1997). À Singapour lors des années 2003, 2004 et 2005, la part des divorces demandés par la femme varie de 63 % à 70 % pour le groupe des divorces civils et non musulmans (chrétiens et hindous), et de 56 % à 60 % pour les divorces prononcés pour les musulmans sous le *Muslim Law Act* (Singapore Department of Statistics 2006). Le fait qu'à Singapour la plupart des demandes en divorce sont initiées par des femmes *même parmi les divorces prononcés en droit musulman* est tout à fait frappant puisque le droit musulman facilite considérablement la demande en divorce masculine relativement à la demande en divorce féminine (la procédure de divorce *talak* – qui permet d'obtenir le divorce sans avoir à le demander à un quelconque tribunal – est ouverte aux hommes seulement). De même, de nombreux observateurs ont noté qu'en Indonésie et en Malaisie dans la seconde moitié du XX^e siècle *même parmi les divorces talak* – c'est-à-dire des divorces qui sont nécessairement demandés par l'homme – une part substantielle, voire la majorité, des initiatives de la séparation ont été prises par la femme (Jones 1994, p. 202-204).

Il en va de même, semble-t-il, en Afrique. Au Togo et au Mali dans les années 1980, la plupart des demandes en divorce sont formées par la femme (Locoh, Thiriat 1995 ; Thiriat 1998). Et en Afrique du Sud de 1999 à 2004, de 58 % à 63 % des demandes en divorce sont formées par des femmes (cette part étant maximale chez les « métis du Cap » (*coloured*), minimale chez les Noirs (*Africans*), et intermédiaire chez les Blancs, les Indiens et Asiatiques, les métis (*mixed*) et ceux dont l'identité raciale est inconnue) (Statistics South Africa 2006a, 2006b, 2005a, 2005b, 2004a, 2004b) (figure 98).

À ce stade de notre investigation, il convient de souligner que la féminité de la demande en divorce ne semble pas être le résultat d'artifices juridiques qui inciteraient l'épouse – plus que l'époux – à former la demande en divorce, sans que pour autant elle ne désire divorcer plus intensément que son époux. En effet, si l'on analyse non plus la stricte initiative juridique de la procédure de divorce, mais l'initiative non juridique de la rupture des couples (initiative de la séparation des couples non mariés, ou initiative de la séparation non formalisée des couples mariés), on observe de nouveau que la plupart des ruptures d'union sont initiées par la femme, plutôt que l'homme. Par exemple, une étude menée parmi des étudiants d'université américains lors de la fin des années 1970 tend à indiquer que la plupart des ruptures concernant des unions cohabitantes sont initiées par des femmes (Rubin *et al.* 1981). Une autre étude menée en Flandre au début des années 1980 indique que la plupart des ruptures d'unions mariées sont initiées par des femmes même si l'on considère non plus l'acte juridique de former la demande en divorce, mais plutôt l'initiation du processus de discussion

entre époux qui conduit à former cette demande en divorce.¹³⁶ De même, diverses études menées aux États-Unis dans les années 1990 (Rogers 2004) ainsi qu'en Australie (Hewitt *et al.* 2006) et aux Pays-Bas (Kalmijn, Poortman 2006) à la fin du XX^e siècle indiquent que les femmes prennent l'initiative de la séparation définitive et « font le premier pas » vers le divorce (indépendamment de toute considération de procédure juridique) plus souvent que les hommes. Divers petits échantillons tirés des États-Unis des années 1980 indiquent aussi que les femmes, loin de seulement demander le divorce plus souvent que les hommes, réfléchissent à l'éventualité de demander le divorce et en parlent à des tierces personnes plus souvent que les hommes (Crane *et al.* 1995). Le fait qu'au sein des couples hétérosexuels ce sont les femmes qui initient la rupture semble aussi concorder avec le fait que, parmi les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années 1990 et du début des années 2000, les unions entre femmes rompent (environ deux fois) plus fréquemment que les unions entre hommes, même lorsque plusieurs caractéristiques sociodémographiques sont contrôlées (Andersson *et al.* 2006).

Par ailleurs, ces observations concordent avec d'autres faits – relativement bien documentés – selon lesquels les femmes se déclarent généralement moins satisfaites que les hommes de leur mariage, et plus satisfaites d'avoir divorcé. Ainsi, d'après les enquêtes effectuées aux États-Unis et au Canada dans les décennies 1960 et 1970, les femmes se déclarent en moyenne moins satisfaites de leur mariage que les hommes (Rhyne 1981) ; plus précisément, d'après une enquête par questionnaire réalisée au Canada à la fin des années 1970, les femmes se déclarent moins satisfaites de leur expérience matrimoniale que les hommes sur tous les plans (amour, amis, amis de l'époux, intérêt, temps passé à la maison, temps passé par l'époux à la maison, aide à la maison, traitement par les beaux-parents) excepté le plan sexuel, les femmes étant notamment beaucoup moins satisfaites que les hommes de l'aide apportée par leur époux à la maison et du temps passé par l'époux avec les enfants (Rhyne 1981). De même, aux États-Unis à la fin du XX^e siècle, les femmes mariées

¹³⁶ C'est l'article susmentionné concernant l'initiative du divorce en Belgique (Vloeberghs 2004) qui fait référence à cette étude menée en Flandre : « En 1983 furent interrogées 766 personnes qui avaient divorcé en 1978. Dans *Echtscheiding als sociaal proces. Een onderzoek in Vlaanderen*, Koen Matthijs écrit : "Quant à l'idée de divorcer, 59 % des femmes affirment qu'elles ont été les premières à l'exprimer, 24 % que c'était d'abord leur mari, et 17 % que cette possibilité avait été envisagée par les deux époux simultanément. Les hommes pour leur part affirment dans 42 % des cas avoir été les premiers à évoquer l'éventualité d'un divorce, mais rapportent que dans un nombre de cas presque égal – 39 % – c'est de la femme qu'est venue l'initiative. Ces données réunies permettent de conclure que les femmes sont plus souvent les premières à soulever l'idée d'un divorce que les hommes. Cela vaut également pour ce qui est de consulter un avocat. [...] Des éléments indiquent que lorsque la femme a mis en marche le processus de divorce, que ce soit dans son esprit ou dans les faits, elle tend alors à persévérer jusqu'au bout, alors que le mari est davantage sujet à des incertitudes, se traduisant par des tergiversations. [...] Les femmes envisagent le divorce plus tôt et plus souvent que les hommes." »

rappellent un nombre de problèmes concernant leur mariage supérieur à celui que rapportent les hommes mariés, et les femmes divorcées rapportent un nombre de problèmes concernant leur précédent mariage qui est supérieur à celui que rapportent les hommes divorcés (Amato, Rogers 1997).

Étant les véritables initiatrices de la rupture, les femmes sont celles qui parviennent le plus aisément à identifier les problèmes précis qui ont conduit au divorce (Amato, Rogers 1997). Par exemple, selon les rapports d'enquêtes sociales rédigés par des experts suite à 402 divorces difficiles prononcés en France en 1985 (Théry 1996), près de deux tiers (63 %) des femmes racontent rétrospectivement que leur divorce était prévisible (une « tragédie ») alors que deux tiers de leurs époux racontent qu'il était inattendu (« un drame ») ; de même, alors que seuls 5 % des récits féminins ne sont pas en mesure de déterminer la nature de l'événement qui a provoqué la crise conjugale, 17 % des récits masculins sont dans ce cas, et alors que seuls 7 % des récits féminins ne sont pas en mesure de déterminer la nature de l'événement qui a provoqué le divorce, 11 % des récits masculins sont dans ce cas (Théry 1996).

Étant les véritables initiatrices de la rupture, les femmes tendent aussi à mieux supporter la période de tensions psychologiques que constitue le processus de divorce (Amato 2000). En France en 1972, parmi les divorcés, les femmes étaient plus nombreuses que les hommes à estimer que le divorce constituait une libération qui leur donnait une nouvelle chance dans la vie (Roussel *et al.* 1975). Aux États-Unis à la fin du XX^e siècle la grande majorité des femmes divorcées déclaraient qu'elles étaient plus heureuses que pendant leur mariage et convaincues d'avoir pris la bonne décision en divorçant (Brinig, Allen 2000).

En fin de compte, on ne peut manquer d'être frappé par le fait que le constat dressé par Jacques Bertillon dans son *Étude démographique du divorce et de la séparation de corps dans les différents pays de l'Europe* (1883) reste très largement valide plus de 125 années après sa parution. Dans ce bel ouvrage, qui contient un chapitre sur la question de savoir « pourquoi ce sont les femmes qui le plus souvent demandent le divorce », le démographe édicte en « règle générale » que, des années 1860 à 1880, « dans tous les pays, sans exception, ce sont les femmes qui le plus souvent demandent le divorce ou la séparation de corps. Telle est la règle invariable. Presque toujours, et quelle que soit d'ailleurs la fréquence des divorces ou des séparations, les deux tiers des demandes sont faites par les femmes, et un tiers seulement par les hommes » (Bertillon 1883, p. 114).

À un niveau agrégé, on observe donc que l'initiative de la demande en divorce et, plus généralement, l'initiative de la rupture tend à être féminine dans la plupart des sociétés.

Voyons maintenant comment varie la féminité de l'initiative de la rupture non plus entre sociétés ou au fil du temps, mais entre couples divorçants d'une même société.

3.3.1.2.L'initiative du divorce sur données individuelles : ses variations selon plusieurs caractéristiques sociodémographiques

Les données statistiques disponibles concernant les variations de la féminité de la demande en divorce selon les caractéristiques sociodémographiques des couples sont relativement rares. Outre les observations glanées dans diverses publications, nous utilisons ici, pour nos analyses concernant la France, le fichier de l'enquête « Femmes face au changement familial » réalisée par l'INED en 1985-1986. Ce fichier contient un échantillon de 1 888 femmes qui résidaient en France en 1982 et qui avaient à cette date déclaré qu'elles avaient divorcé depuis 1970 (pour plus de précisions sur cet échantillon, cf. tableau 38). Dans cet échantillon, l'initiative de la demande en divorce a été prise par la femme dans 66,6 % des cas, par l'homme dans 18,1 % des cas, et par les deux époux dans 15,3 % des cas.

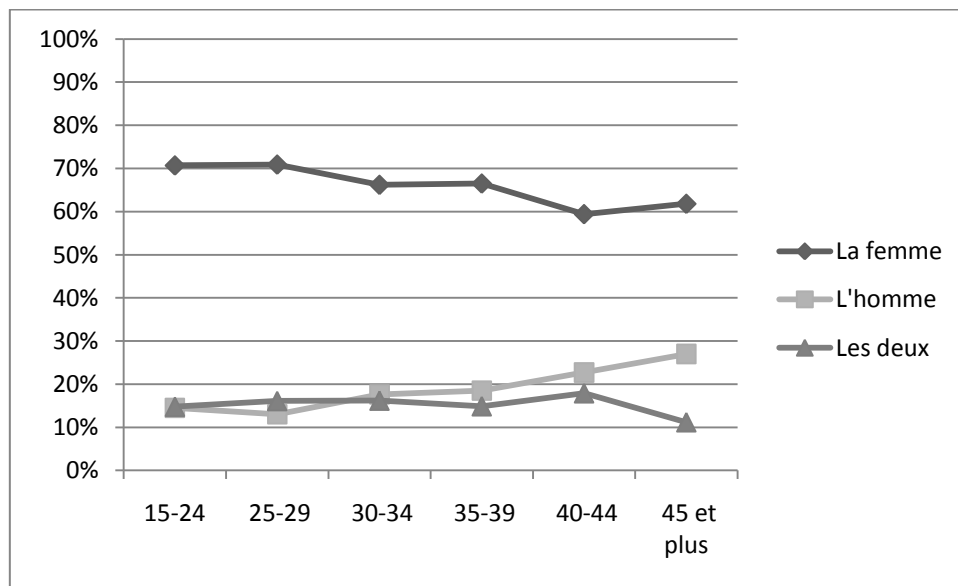
Nous utilisons aussi deux autres bases de données, concernant respectivement la Pologne en 2005 et le Mexique en 2000-2005.¹³⁷ Pour ce qui concerne la Pologne en 2005, nous utilisons la base de données disponible sur Internet qui contient les 67 578 divorces prononcés en Pologne en 2005 (Central Statistical Office) ; dans cet échantillon, l'initiative de la demande en divorce a été prise par la femme dans 75 % des cas.¹³⁸ Pour ce qui concerne le Mexique en 2000-2005, nous utilisons la base de données disponible sur Internet qui contient les 18 738 divorces prononcés sur demande unilatérale qui ont été retranscrits en 2005 (Instituto nacional de estadística, geografía e informática) ; étant donné que plus de 99,5 % de ces divorces ont été prononcés entre 2000 et 2005 – et même s'ils ne comprennent pas tous les divorces prononcés entre 2000 et 2005 – nous faisons l'hypothèse que cet échantillon est, dans une large mesure, représentatif des divorces prononcés au Mexique en 2000-2005. Dans cet échantillon mexicain, l'initiative de la demande en divorce a été prise par la femme dans 60 % des cas.

En France en 1970-1982, l'initiative du divorce reste majoritairement féminine quel que soit l'âge de l'épouse au divorce, même si le degré de féminité de la demande en divorce tend à décroître légèrement au fil des âges de l'épouse au divorce (figure 99).

¹³⁷ Des bases analogues existent sur la période contemporaine pour certains États des États-Unis (Brinig, Allen 2000), l'Allemagne (Andress, Lingnau 2004) et les Pays-Bas (Kalmijn, Poortman 2006), mais l'auteur de ces lignes n'y a pas accès.

¹³⁸ Je tiens à remercier Małgorzata Mikucka, sans qui je n'aurais pas pu exploiter cette base de données.

Figure 99. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par âge de l'épouse au divorce – France, 1970-1982

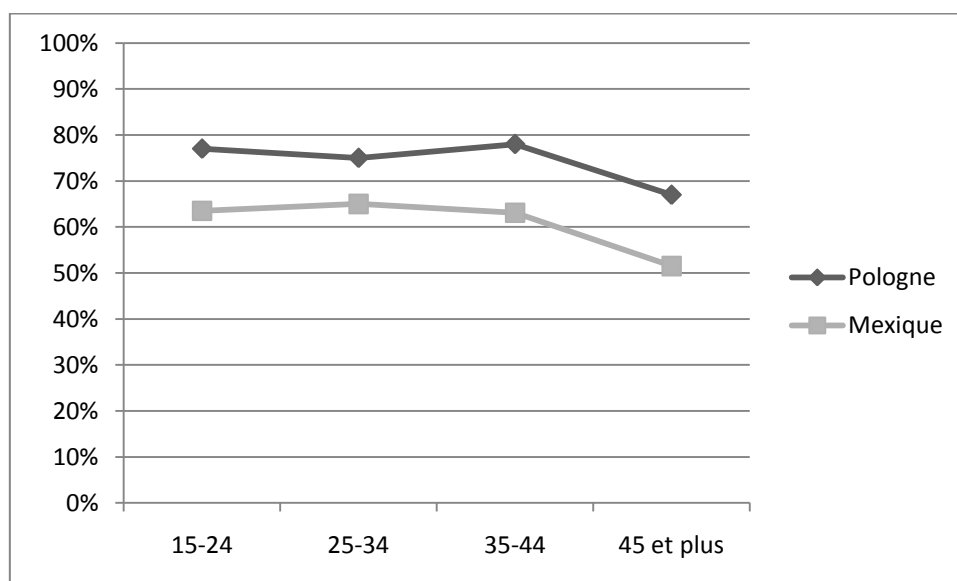


Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Notons qu'en France en 1970-1982 la corrélation entre les âges des époux est si forte (0,841**) que l'initiative du divorce reste majoritairement féminine quel que soit l'âge de l'époux – lui aussi – au divorce, même si là encore le degré de féminité de la demande en divorce tend à décroître légèrement au fil des âges de l'époux au divorce.

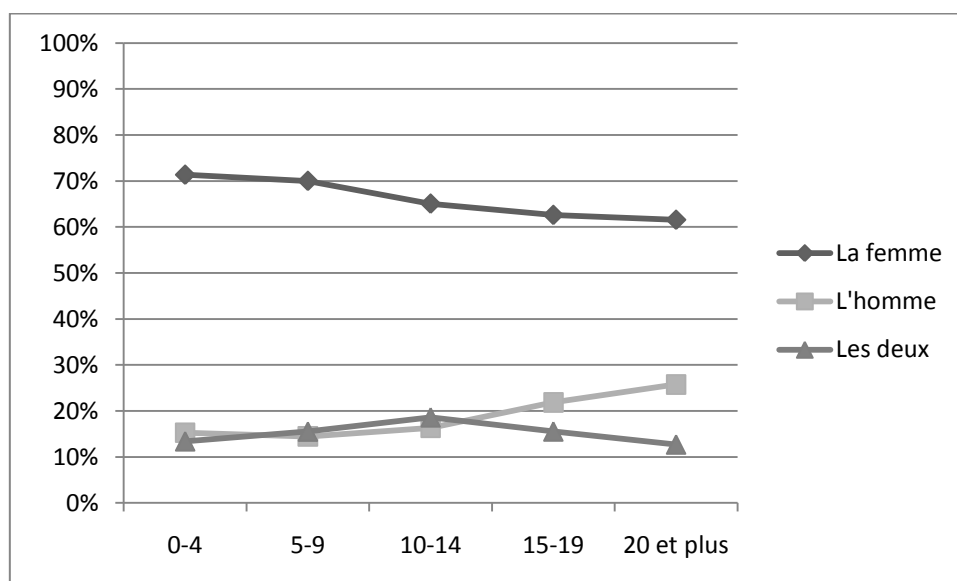
Il en va largement de même en Pologne en 2005 et au Mexique en 2000-2005 : l'initiative du divorce reste majoritairement féminine quel que soit l'âge de l'épouse au divorce, même si le degré de féminité de la demande en divorce est plus faible si la femme divorce après 45 ans (figure 100).

Figure 100. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux, par âge de l'épouse au divorce – Pologne 2005 et Mexique 2000-2005



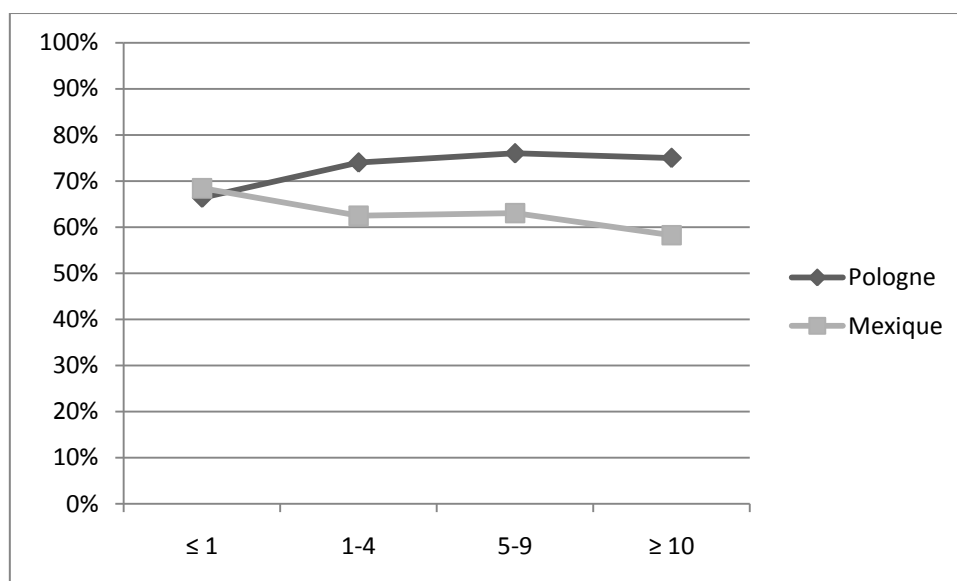
L'initiative du divorce reste aussi majoritairement féminine quelle que soit la durée du mariage au divorce aussi bien en France en 1970-1982 (figure 101) qu'en Pologne en 2005 et au Mexique en 2000-2005 (figure 102). En outre, en Caroline du Sud en 1997-1998, la féminité de la demande en divorce ne varie pas selon la durée du mariage au divorce (South Carolina Department of Health and Environmental Control 1998a, 1998b). De ce point de vue encore, il ne semble pas que les variables démographiques qui affectent la plupart des comportements de formation et de dissolution des couples aient une incidence notable sur la répartition sexuée des demandes en divorce.

Figure 101. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par durée du mariage au divorce – France, 1970-1982



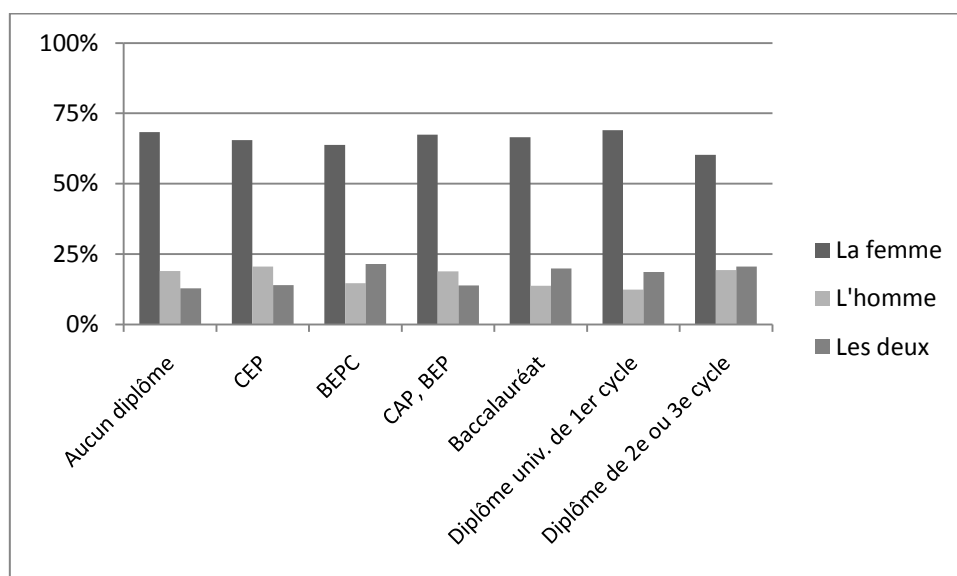
Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Figure 102. Part des demandes en divorce formées par l'épouse, plutôt que l'époux, par durée du mariage au divorce – Pologne 2005 et Mexique 2000-2005



En France en 1970-1982, la féminité de l'initiative du divorce ne varie que marginalement au fil des niveaux de diplôme de l'épouse (figure 103), mais aussi au fil des niveaux de diplôme de l'époux ainsi qu'entre catégories socioprofessionnelles des époux.

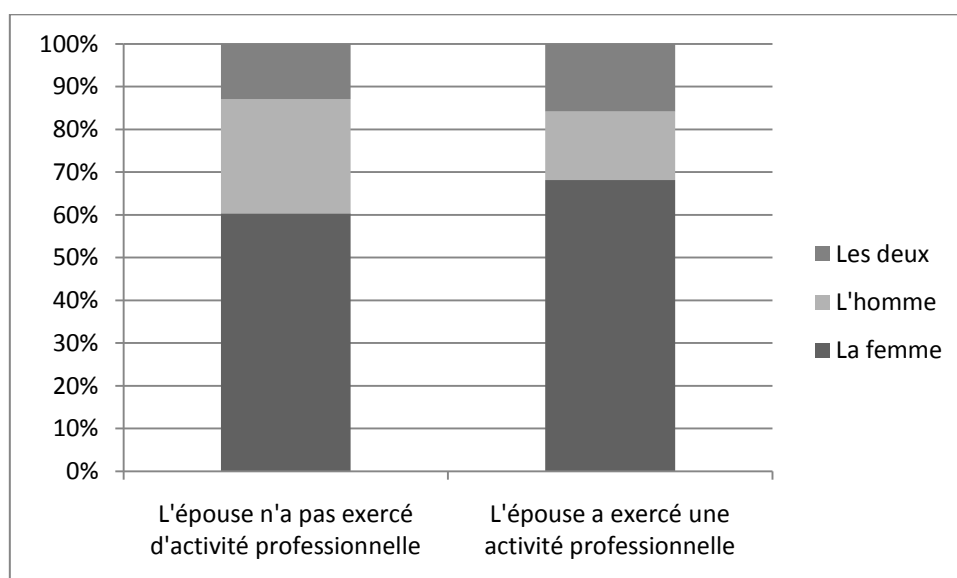
Figure 103. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par niveau de diplôme de l'épouse – France, 1970-1982



Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Et si le fait d'avoir exercé une activité professionnelle durant le mariage accroît la part des demandes en divorce qui sont formées par l'épouse, il reste que 60 % des demandes en divorce sont formées par l'épouse même lorsqu'elle n'a jamais exercé d'activité professionnelle durant le mariage (figure 104). Des analyses sur ce point ont montré que, dès les années 1960, 60 % des demandes en divorce sont formées par l'épouse même lorsqu'elle est inactive (contre 70 % lorsqu'elle est active) (Jaulerry 1971).

Figure 104. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par statut d'activité de l'épouse lors de leur union – France, divorces de 1970-1982

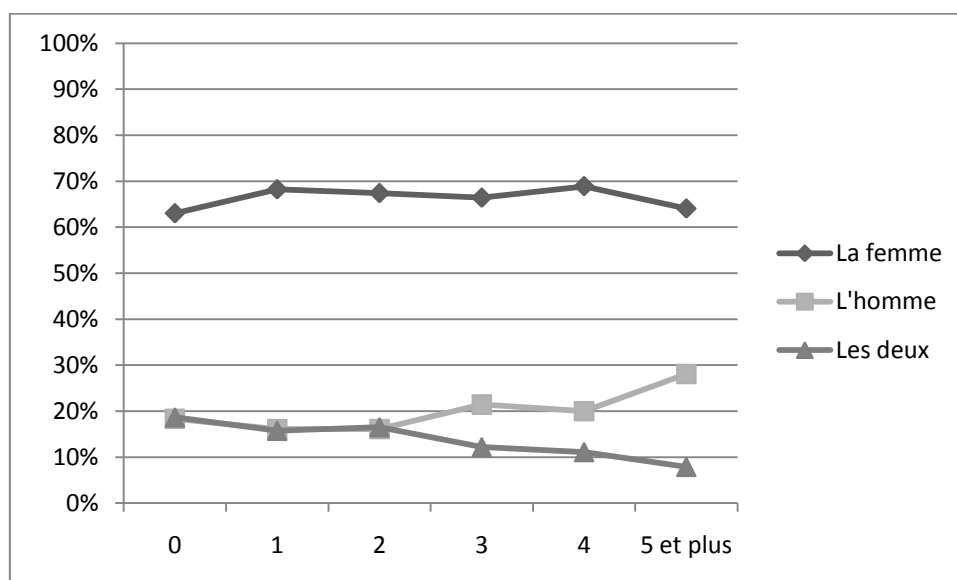


Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

En Pologne en 2005 et au Mexique en 2000-2005 aussi, l'initiative du divorce reste majoritairement féminine quel que soit le niveau de diplôme de l'épouse (de 72 % pour les femmes sans diplôme à 68 % pour les femmes diplômées du supérieur en Pologne, et de 50 % pour les femmes sans diplôme à 66 % pour les femmes diplômées du supérieur au Mexique). Et au Mexique aussi, l'initiative du divorce reste majoritairement féminine même lorsque l'épouse n'exerce pas d'activité professionnelle (plus de 58 % des demandes de divorce sont féminines lorsque la femme n'a pas d'emploi, contre 68 % lorsqu'elle en a un). Pour ce qui concerne la Pologne, les données sur ce point ne sont pas disponibles.

Enfin, en France en 1970-1982, l'initiative du divorce reste majoritairement féminine quel que soit le nombre d'enfants du couple (figure 105).

Figure 105. Part des demandes en divorce formées par chaque époux, par nombre d'enfants du couple – France, 1970-1982



Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

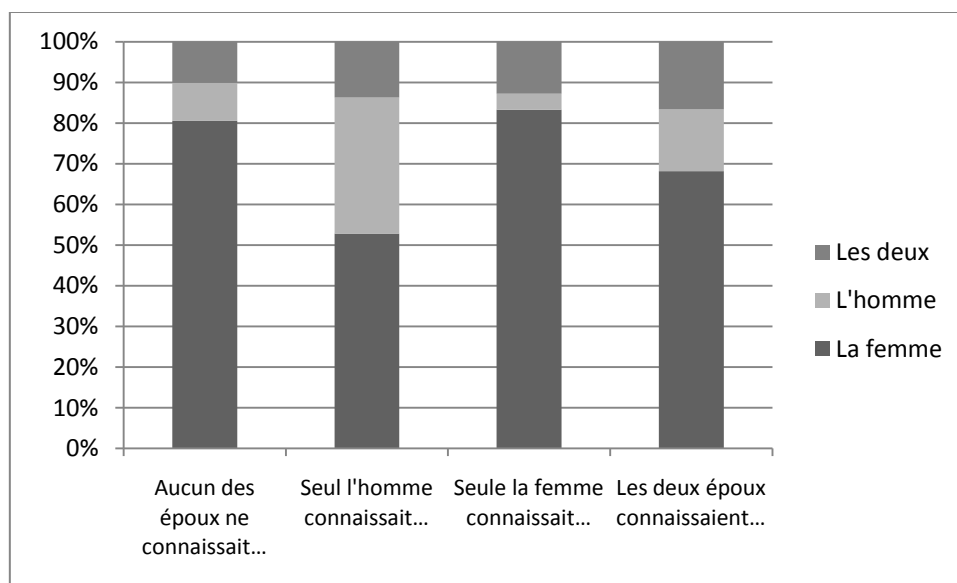
Il en va de même au Mexique en 2000-2005, sauf pour quelques parités très élevées (7 enfants, et 9 enfants), pour lesquelles la part des demandes en divorce initiées par des femmes est « seulement » de 45 % à 50 %. (Pour ce qui concerne la Pologne, les données sur ce point ne sont pas disponibles.) Dans la même ligne, aux États-Unis en 1975-1988, la plupart des demandes en divorce sont formées par l'épouse, que le couple ait des enfants ou non (National Center for Health Statistics 1991).

La plupart des demandes en divorce restent aussi féminines quel que soit le lieu de résidence : que les couples américains habitent le Sud, le Nord ou l'Ouest des États-Unis en 1887-1906 (Friedman, Percival 1976), que les couples mexicains habitent des villages ou une

mégapole en 2000-2005, et que les couples polonais habitent en ville ou à la campagne en 2005 (les données françaises ne fournissant pas d'informations sur ce point).

Concernant une variable qui n'est disponible que dans l'enquête portant sur la France en 1970-1982, on observe même que la plupart du temps c'est l'épouse qui prend l'initiative de la séparation dans *chacune* des quatre situations suivantes (figure 106) : lorsque seule la femme, ou seul l'homme, ou aucun des deux époux, ou les deux époux à la fois connaissaient à la séparation une personne avec qui ils avaient l'intention de vivre !

Figure 106. Part des initiatives de séparation prises par chaque époux, selon la connaissance d'un futur conjoint éventuel à la séparation – France, séparations ayant donné lieu à un divorce en 1970-1982



Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

À un niveau individuel, on observe donc que l'initiative de la demande en divorce tend à être féminine quelles que soient les caractéristiques sociodémographiques des couples divorçant – âge au divorce, durée du mariage au divorce, niveau de diplôme, activité professionnelle, nombre d'enfants, lieu de résidence, etc.

3.3.1.3. Bilan des observations

Les investigations empiriques que nous avons menées à propos de l'initiative du divorce nous amènent au constat suivant : l'initiative du divorce semble très généralement être majoritairement féminine, et ce fait semble varier relativement peu, que ce soit entre sociétés ou au fil du temps, ou encore entre couples d'une même société. Une fois ce phénomène établi de façon relativement solide, se pose une question : pourquoi l'initiative du divorce et, plus généralement, l'initiative de la rupture d'union est-elle majoritairement féminine, alors

que – comme elles le savent – les femmes ont plus à perdre à la rupture et au divorce que les hommes ?

En effet, plusieurs décennies de recherches empiriques intensives portant sur les conséquences du divorce sur les ex-époux ont montré que le divorce était plus désavantageux pour les femmes que pour les hommes, et ce sur au moins deux composantes importantes du bien-être individuel, à savoir le niveau de vie et le fait de (re)vivre en couple ou non (pour des revues de cette littérature, cf. Amato 2000 ; Holden, Smock 1991 ; Kitson, Morgan 1990). D'une part, l'occurrence du divorce réduit systématiquement le niveau de vie de l'épouse davantage que celui de l'époux. C'est notamment le cas en France, particulièrement lorsque le couple a eu des enfants (Villeneuve-Gokalp 1994) ; ainsi, lors des procédures de divorce, les bénéficiaires de l'aide juridictionnelle sont à 70 % des femmes (Belmokhtar 1996). On sait même qu'aux États-Unis le divorce tend à réduire le niveau de vie des femmes d'environ 30 % alors qu'il tend à accroître celui des hommes d'environ 15 % (Kurz 2001 ; Furstenberg 1990). D'autre part, après divorce les probabilités de remise en couple et de remariage sont plus réduites pour les femmes qu'elles ne le sont pour les hommes. Par conséquent, comment se fait-il que ce soit les femmes qui demandent disproportionnellement le divorce, alors qu'elles ont apparemment plus à y perdre que les hommes et le savent pertinemment ?

3.3.2. Un modèle explicatif de la féminité de l'initiative de la rupture

C'est pour comprendre pourquoi ce sont les femmes, plutôt que les hommes, qui initient la rupture (aussi bien la séparation que le divorce) que, dans cette section, nous proposons un modèle explicatif de la féminité de l'initiative de la rupture. Mais avant cela, il convient de présenter les apports théoriques de la littérature scientifique sur l'initiative du divorce. Cette littérature – qui est relativement récente, et compte à ce jour moins d'une dizaine de publications qui portent sur les Pays-Bas (Kalmijn, Poortman 2006), l'Allemagne (Andress, Lingnau 2004 ; Esser 2004), les États-Unis (Brinig, Allen 2000 ; Rogers 2004 ; England *et al.* 2005) et l'Australie (Hewitt *et al.* 2006) à la fin du XX^e siècle – a permis d'identifier certains mécanismes susceptibles d'accroître ou de réduire la probabilité que ce soit l'épouse, plutôt que l'époux (ou les deux époux), qui initie la séparation ou demande le divorce.

Tout d'abord, le niveau de ressources économiques dont la femme dispose indépendamment de son époux (si elle a un emploi, et si elle possède un diplôme – donc un salaire – relativement élevé), en réduisant pour elle les coûts du divorce en termes de niveau de vie, pourrait la conduire à demander relativement plus souvent le divorce. Parallèlement, le niveau de ressources économiques dont la femme dispose « grâce » à son époux (s'il ne

connaît pas de problèmes financiers), en accroissant pour elle les coûts du divorce, pourrait la conduire à demander relativement moins souvent le divorce. De fait, c'est bien ce que l'on observe aux Pays-Bas, où l'exercice par la femme d'une activité professionnelle et son niveau de diplôme, de même que l'occurrence de difficultés financières au sein du couple, accroissent la probabilité que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui demande le divorce (Kalmijn, Poortman 2006). Un phénomène apparenté s'observe aux États-Unis où, plus un époux est diplômé relativement à son conjoint, plus c'est lui qui forme la demande en divorce (Brinig, Allen 2000). C'est peut-être aussi ce que l'on observe en France dans les années 1960 et 1970, où l'on a montré par des tris croisés que la part des demandes en divorce formées par les épouses croît avec la position sociale de la femme (la part de demandes féminines étant maximale lorsque la femme exerce une profession libérale ou de cadre supérieur) (Boigeol, Commaille 1974) et décroît avec celle de l'homme (la part de demandes féminines passant de 79 % lorsque l'époux est sans profession à 40 % lorsqu'il est patron de l'industrie et du commerce) (Jaulerry 1971). Pour autant, ces mécanismes ne peuvent pas expliquer pourquoi *de façon générale* ce sont les femmes qui initient la rupture puisque, comme nous l'avons vu, du point de vue financier, les femmes restent en moyenne plus pénalisées que les hommes par le divorce. Les hausses sur longue période de l'activité professionnelle des femmes mariées et des revenus féminins relativement aux revenus masculins pourraient bien en partie expliquer la hausse du degré de féminité de la demande en divorce observée en France et en Angleterre-Galles au cours de la seconde moitié du XX^e siècle (figure 95), mais pour toute année donnée le fait que le divorce reste plus coûteux pour les femmes du point de vue financier interdit de faire de la position socioéconomique de la femme relativement à celle de son époux une explication du fait que, le plus souvent, ce sont les femmes qui demandent le divorce.

Ensuite, le fait d'être relativement jeune, en réduisant – surtout pour les femmes – le coût du divorce en termes de probabilité de remise en couple et de remariage, pourrait conduire les épouses à demander relativement plus souvent le divorce (Esser 2004). De fait, on semble observer en Allemagne que chaque époux a d'autant plus tendance à former la demande en divorce que son conjoint est plus âgé que lui (Andress, Lingnau 2004). Malgré cela, ce mécanisme ne peut pas expliquer pourquoi *de façon générale* ce sont les femmes qui initient la rupture puisque du point de vue des probabilités de remariage les femmes restent en moyenne plus pénalisées que les hommes par le divorce – et ce en dépit du fait que les hommes sont généralement plus âgés que leur épouse au moment du divorce. On a d'ailleurs proposé une conceptualisation alternative de l'écart d'âge entre conjoints : ce dernier, loin d'accroître la propension relative du plus jeune des époux à initier la rupture, aurait pour effet

de réduire la qualité des relations entre les époux si bien qu'il accroîtrait la propension des *deux* époux à initier la rupture ; et de fait, aux Pays-Bas, le fait que la femme soit nettement plus âgée que l'homme accroît surtout le divorce sur initiative conjointe (Kalmijn, Poortman 2006).

Enfin, le fait d'avoir des enfants et de savoir que c'est vraisemblablement leur mère – et non leur père – qui en aura la garde, en accroissant pour les hommes les coûts du divorce en termes affectifs, pourrait aboutir à ce que ce soit relativement plus souvent les épouses qui demandent le divorce. Dans cette perspective, les hommes seraient dissuadés de demander le divorce par la perspective de devoir être éloignés de leurs enfants. Toutefois, si l'existence de ce mécanisme est plausible, l'existence d'un mécanisme jouant en sens inverse pourrait *a priori* en neutraliser l'effet. La présence à ses côtés de ses propres enfants constitue effectivement non seulement un gain affectif (au sens d'une absence de perte) pour l'épouse par rapport à l'époux, mais aussi un coût en termes économiques (lorsqu'on est divorcée, le fait d'avoir des enfants rend plus difficile l'exercice d'une activité professionnelle) et un coût en termes de probabilités de remariage (lorsqu'on est divorcée, le fait d'avoir des enfants rend plus difficile la remise en couple (Bozon 1990)). Pour pouvoir expliquer pourquoi ce sont les femmes qui, disproportionnellement, demandent le divorce, le premier de ces mécanismes devrait donc être suffisamment puissant pour compenser l'effet contraire du second – ce qui réduit les chances que ce soit bien ce mécanisme-là qui soit à l'origine de la féminité de la demande en divorce. Tout bien considéré, il n'est donc peut-être pas étonnant que le fait d'avoir des enfants ait des effets ambigus sur la propension relative des femmes à initier la rupture : il semble l'accroître aux Pays-Bas (Kalmijn, Poortman 2006), ne pas la modifier en Allemagne (Andress, Lingnau 2004), et la réduire aux États-Unis (Brinig, Allen 2000).

Si les mécanismes explicatifs de l'initiative du divorce identifiés par la littérature sur le sujet peuvent en partie expliquer les variations du degré de féminité de la demande en divorce, ils ne sont pas capables d'expliquer pourquoi, *de façon générale*, ce sont les femmes qui demandent le divorce davantage que les hommes. C'est pour mieux le comprendre que nous proposons ici un modèle explicatif de la féminité de l'initiative du divorce, partiellement suggéré dans un article de Betzig (1989). Notre modèle explicatif repose sur l'hypothèse selon laquelle, de façon générale, les hommes accorderaient plus d'importance que les femmes aux gratifications sexuelles tandis que les femmes accorderaient plus d'importance que les hommes aux gratifications émotionnelles que leur procure – ou non – leur vie de couple. Ce fait selon lequel, plus précisément, les attentes masculines seraient plus fortes en matière de *fréquence* de relations sexuelles et de *diversité* de partenaires sexuels, et selon lequel les

attentes féminines seraient plus fortes en matière d'*intensité* de relations émotionnelles (tendresse, complicité, expressions d'attention, soutien et engagement affectif, etc.), est bien documenté empiriquement, et ce dans un grand nombre de sociétés (Schmitt *et al.* 2001 ; Thompson, Walker 1989). Or, cette différence d'attente entre hommes et femmes pourrait avoir une conséquence ici pertinente.

D'un côté, un individu insatisfait de la fréquence et de la diversité de la dimension sexuelle de sa vie de couple peut être tenté de *cumuler* des relations sexuelles conjugales et extraconjugales : comme la valeur des gratifications sexuelles dépend relativement peu du caractère exclusif de leur « fournisseur » (et peut même croître avec la diversité de tels « fournisseurs » (Schmitt 2003)), la meilleure solution à une insatisfaction sexuelle consiste à *compléter* les relations que l'individu entretient dans son couple avec des relations extraconjugales. D'un autre côté, un individu insatisfait de la qualité émotionnelle de sa vie de couple serait plutôt tenté de *remplacer* son conjoint par un autre conjoint qui, lui, désirera s'engager émotionnellement dans sa vie de couple : comme la valeur des gratifications émotionnelles dépend étroitement du caractère exclusif de leur fournisseur, la meilleure solution à une insatisfaction émotionnelle consiste à quitter son conjoint dans l'espoir de trouver un conjoint plus gratifiant. On comprend que dans l'optique où ce qui compte le plus est l'intensité des gratifications émotionnelles, « mieux vaut être seule que mal accompagnée », ne serait-ce que pour avoir une chance de devenir bien accompagnée. Par contraste, dans l'optique où ce qui compte le plus est la fréquence et la diversité des relations sexuelles, « tout vaut mieux que d'être seul » : non seulement être à deux, mais plus encore être à plusieurs.

Selon ce modèle, le type d'insatisfaction conjugale qui toucherait relativement plus les hommes est un type d'insatisfaction – sexuelle – qui les conduirait à vouloir entretenir des relations extraconjugales sans investissement affectif plutôt qu'à vouloir rompre. De fait, les hommes sont moins satisfaits que les femmes de la dimension sexuelle de leur vie de couple et ils désapprouvent l'adultère moins fermement (Christopher, Sprecher 2000 ; Thornton, Young-Demarco 2001) ; comme nous l'avons déjà vu, parmi les Français qui avaient 18 à 29 ans en 1977, les hommes étaient plus nombreux que les femmes à penser qu'on peut « en même temps aimer plusieurs personnes », les hommes célibataires étaient plus nombreux que les femmes célibataires à penser qu'à leur âge il est préférable d'avoir plusieurs liaisons sentimentales à la fois, et les hommes mariés étaient moins nombreux que les femmes mariées à estimer que dans le mariage la fidélité est absolument nécessaire (Roussel, Bourguignon 1978). De façon plus générale, dans un échantillon de plus de 16 000 individus issus des dix

principales aires du monde (elles-mêmes issues de 52 États situés sur tous les continents, dont 13 d'entre eux sur des îles), on a observé que dans 10 aires sur 10, et quel que soit le statut conjugal (marié, cohabitant, en couple non cohabitant ou hors couple) et l'orientation sexuelle (hétérosexuelle, homosexuelle ou bisexuelle), les hommes déclarent un nombre idéal de partenaires sexuels supérieur à celui que déclarent les femmes, ils déclarent plus souvent que les femmes rechercher activement un partenaire sexuel de court terme, et selon leurs déclarations ils exigent moins de temps que n'en exigent les femmes pour accepter une relation sexuelle (Schmitt 2003 ; pour une revue de cette littérature, cf. Schmitt *et al.* 2001). En outre, les hommes commettent des adultères plus fréquemment que les femmes (Christopher, Sprecher 2000)).

Par contraste, le type d'insatisfaction conjugale qui toucherait relativement plus les femmes est un type d'insatisfaction – émotionnelle – qui les conduirait à vouloir rompre plutôt qu'à vouloir entretenir des relations extraconjugales. De fait, les femmes sont moins satisfaites que les hommes de la dimension émotionnelle de leur vie de couple. Comme on l'a vu, une enquête réalisée au Canada à la fin des années 1970 indique que les femmes se déclarent moins satisfaites de leur expérience matrimoniale que les hommes sur les plans de l'amour, des amis et des amis de l'époux (mais aussi tous les autres plans, excepté le plan sexuel) (Rhyne 1981). Plus généralement, diverses études menées aux États-Unis dans les années 1980 montrent que les femmes accordent plus d'importance que les hommes – et que leur bien-être subjectif est plus étroitement lié que celui des hommes – à l'intensité des relations émotionnelles que leur procure ou non leur vie de couple (pour une revue de cette littérature, cf. Thompson, Walker 1989)

En d'autres termes, si ce sont les femmes qui, le plus souvent, demandent le divorce ce serait parce que, en permettant le remariage, le divorce tend à être le meilleur moyen de leur permettre d'obtenir satisfaction du point de vue qui leur importe relativement plus – l'intensité de l'engagement émotionnel –, et si ce ne sont pas les hommes qui, le plus souvent, demandent le divorce c'est parce que, en empêchant de cumuler les relations sexuelles, le divorce tend à ne pas être le meilleur moyen d'obtenir satisfaction du point de vue qui leur importe relativement plus – la fréquence des relations sexuelles et la diversité des partenaires sexuels. En particulier, alors que les femmes qui ont ou désirent avoir un amant seraient tentées de « régulariser leur situation » en vue qu'elles et leur amant puissent s'investir pleinement dans leur relation, les hommes qui ont une amante seraient tentés de « laisser traîner les choses » en vue de conserver deux partenaires sexuelles (sans pour autant être en

capacité d'investir pleinement dans leur relation extraconjugale, et pour ainsi pouvoir en changer plus aisément).

Outre qu'il pourrait permettre d'expliquer pourquoi de façon générale ce sont les femmes – et non les hommes – qui demandent le divorce, ce modèle a pour avantage de faire sens des déclarations féminines selon lesquelles les hommes seraient « lâches » dans leur vie de couple, et seraient trop peu concernés ou affectés par ses dysfonctionnements. En effet, en admettant que face à des insatisfactions émotionnelles et sexuelles dans leur couple, les conjoints peuvent soit tenter de résoudre leurs problèmes émotionnels, soit entretenir des relations extraconjugales, les hommes – relativement plus sensibles aux problèmes sexuels – entretiendraient des relations extraconjugales sans intention de rompre, tandis que les femmes – relativement plus sensibles aux problèmes émotionnels – tenteraient de résoudre les problèmes émotionnels du couple (quitte à « ruminer » ces problèmes, comme certaines d'entre elles le déclarent) et, en cas d'échec, rompraient. Or, du point de vue d'une femme qui imputerait à son époux les attentes qu'elle a elle-même – à savoir une relative sensibilité à l'intensité des relations émotionnelles plutôt qu'à la fréquence des relations sexuelles –, le comportement masculin ne peut effectivement apparaître que comme « lâche », puisque non seulement il consiste à « fuir » le problème principal – qui est à ses yeux émotionnel –, mais en outre – si ce problème émotionnel reste irrésolu – il consiste à ne pas avoir le courage de tirer toutes les conséquences de cette insatisfaction émotionnelle en initiant la rupture (qui, seule, en permettant de s'investir dans un nouveau couple, permettrait d'obtenir des gratifications émotionnelles). Dans un magazine féminin récent, on pouvait ainsi lire un récit pleinement congruent avec ce modèle explicatif :

« Séparée de son mari en 2000 après douze ans de mariage et quatre enfants, cette ancienne mère au foyer [Constance Desprez, créatrice du site *elledivorce.com*] a pris l'initiative du divorce, non sans avoir bataillé pour sauver son mariage. "J'ai le sentiment que l'on est plus exigeante, que l'intensité de la relation est primordiale pour nous, alors que l'homme s'accommode d'une vie de couple imparfaite, en surinvestissant son travail ou, plus simplement, en prenant une maîtresse, explique-t-elle. Je me suis vraiment battue, mais j'ai fini par baisser les bras car rien ne changeait. Dès que je parlais de mes difficultés à tout gérer, il semblait surpris" » (Robin 2007).

On peut résumer ce modèle de la façon suivante. D'une part, le type d'insatisfaction conjugale qu'éprouvent le plus intensément les femmes serait un type d'insatisfaction – émotionnel – qui, pour être soulagé, requiert de trouver un conjoint qui désire s'engager émotionnellement à plein dans son couple, ce qui à son tour requiert de *quitter* un conjoint insatisfaisant dans l'espoir de trouver un *autre* conjoint, plus satisfaisant. Par contraste, le type d'insatisfaction conjugale qu'éprouvent le plus intensément les hommes serait un type

d'insatisfaction – sexuel – qui, pour être soulagé, requiert non pas de trouver un autre conjoint que le sien, mais un conjoint *supplémentaire*, ce qui requiert de *conserver* un conjoint insuffisamment satisfaisant dans l'espoir d'y *ajouter* un autre conjoint – la satisfaction globale dérivant alors aussi bien du surcroît de fréquence que du surcroît de diversité des relations sexuelles que ce conjoint supplémentaire apporte. Mais quelles sont les prédictions empiriques que ce modèle explicatif permet de formuler ?

Tout d'abord, comme on le voit, ce modèle – évidemment simplificateur à l'extrême, comme tout modèle – prévoit qu'en réponse à leurs insatisfactions conjugales respectives les femmes initieraient la rupture d'union, tandis que les hommes entretiendraient des relations extraconjugales.

Ensuite, en ce qui concerne les femmes, la motivation sous-jacente à leur décision de rompre serait, plus souvent que pour les hommes, une motivation émotionnelle. Typiquement, le fait que les époux ne s'entendent plus devrait accroître la propension des femmes à rompre plus fortement que celle des hommes.

Enfin, en ce qui concerne les hommes, la motivation sous-jacente à leur décision d'entretenir des relations extraconjugales serait, plus souvent que pour les femmes, une motivation sexuelle. Typiquement, le vieillissement du conjoint – ici pris comme un indicateur de baisse de sa désirabilité physique ainsi que comme un indicateur de baisse de son désir d'entretenir des relations sexuelles fréquentes – devrait accroître la propension des hommes à entretenir des relations extraconjugales plus fortement que celle des femmes.

3.3.3. L'initiative de la rupture en France en 1970-1982 : modèles de durée et de régression sur données individuelles françaises

Dans quelle mesure les prédictions de ce modèle sont-elles validées empiriquement ? Pour le savoir, nous exploitons les données fournies par l'enquête « Femmes face au changement familial » concernant les couples qui ont divorcé entre 1970 et 1982.

3.3.3.1. Statistiques descriptives

L'enquête « Femmes face au changement familial » réalisée par l'INED en 1985-1986 (sous la direction de Patrick Festy et Marie-France Valetas) est à notre connaissance l'unique enquête réalisée en France qui demandait aux enquêtés lequel des époux avait formé la demande en divorce. Ce fichier contient un échantillon de 1 888 femmes qui résidaient en France en 1982 et qui à cette date ont déclaré qu'elles avaient divorcé depuis 1970. Pour nos analyses, deux questions sont particulièrement intéressantes. Une première question, d'ordre

juridique, porte sur l'initiative du divorce : « Qui de vous-même ou de votre ex-mari a pris l'initiative de demander le divorce ? » Et une seconde question, qui, elle, n'est *pas* d'ordre juridique, porte sur l'initiative de la séparation : « Qui de vous deux a pris l'initiative de ne plus vivre ensemble? »

Le fait que les individus enquêtés soient tous des femmes, plutôt que d'être des deux sexes, ne devrait pas sensiblement biaiser l'échantillon des réponses à la question – juridique – concernant l'initiative du divorce. Toutefois, comme l'a montré la littérature sur le sujet (Festy, Kortchagina 2002; Kalmijn, Poortman 2006; Hewitt *et al.* 2006), le fait de n'avoir interrogé que des femmes conduit peut-être à surévaluer la part de séparations initiées par la femme (*self-enhancing bias*) et, corrélativement, à sous-évaluer la part de séparations initiées par l'homme. C'est pourquoi les modélisations statistiques suivantes porteront successivement sur la demande en divorce et sur l'initiative de la séparation ; cela nous permettra d'évaluer la robustesse des résultats.

Notre échantillon comprend donc 1 888 femmes, dont les caractéristiques – et celles de leurs ex-époux – sont présentées dans le tableau 38. Dans cet échantillon, les épouses sont nées en moyenne autour de 1943 et les époux autour de 1941. Concernant la catégorie socioprofessionnelle des époux à l'enquête, on notera les fortes proportions d'épouses qui sont employées (plus de 40 %) et d'époux qui sont ouvriers (55 %). Ces couples se sont en moyenne mariés autour de 1965 (dans 76 % des cas, avec une cérémonie religieuse), alors que les nouveaux époux avaient en moyenne 21,7 ans pour la femme et 24,5 ans pour l'homme. Dans 94,5 % des cas, ce mariage était le premier mariage de l'enquêtée, comme en témoigne le fait que seules 8,7 % des enquêtées (ainsi que seulement 5 % des hommes) ont déjà eu des enfants avant leur mariage. Ces couples ont en moyenne eu 1,81 enfant.

Ces couples – qui, par construction, ont tous divorcé – se sont en moyenne séparés vers 1975 (aux alentours de 31,5 ans pour les femmes et de 34,2 ans pour les hommes) et ont en moyenne divorcé vers 1977 (aux alentours de 33,6 ans pour les femmes et de 36,3 ans pour les hommes), après en moyenne 11,9 années de mariage. Dans 92,2 % de ces couples la femme déclare que les époux ne s'entendaient plus à la séparation, et dans 93,9 % d'entre eux elle déclare qu'ils ne s'entendaient plus au divorce. Par ailleurs, 81,2 % de ces couples étaient déjà séparés à la date du divorce.

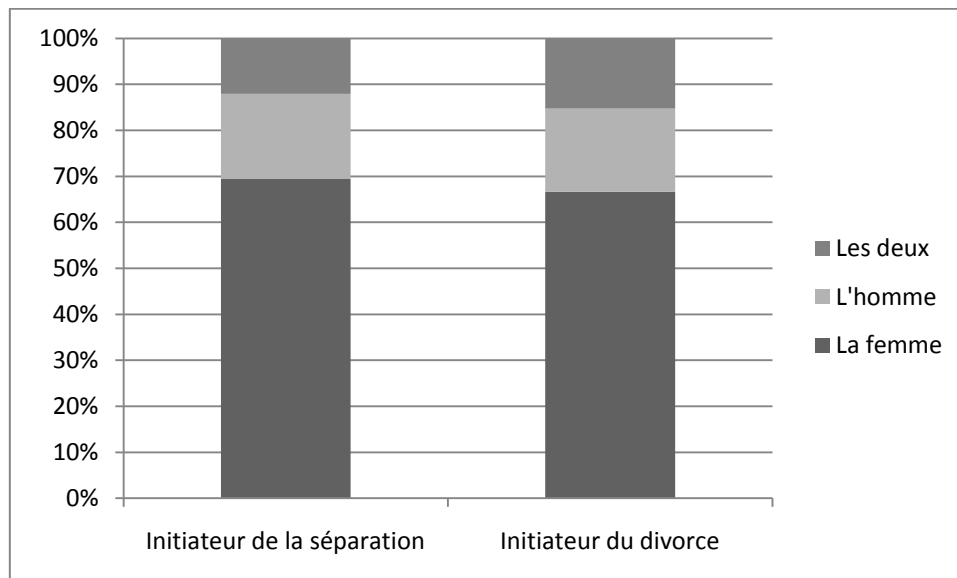
Tableau 38. Statistiques descriptives des individus divorcés en 1970-1982 dans l'enquête « Femmes face au changement familial » : distribution des modalités des variables qualitatives, et moyenne (et écart-type) des variables quantitatives (N = 1 888)

| | | ÉPOUSES enquêtées | ÉPOUX des enquêtées |
|--|---|----------------------|------------------------|
| Génération | | 1943,3 (9,2) | 1940,6 (10,1) |
| Âge de fin d'études | | 16,4 (2,7) | 16,3 (3,3) |
| Niveau de diplôme | Aucun diplôme ou NR | 23,6 % | 28,9 % |
| | CEP | 23,6 % | 18,9 % |
| | BEPC | 6,9 % | 6,1 % |
| | CAP, BEP | 25,3 % | 29,9 % |
| | Baccalauréat | 8,5 % | 6,2 % |
| | Dipl. univ. de 1 ^{er} cycle | 7,7 % | 3,7 % |
| | Dipl. univ. de 2 ^e ou 3 ^e cycle | 4,4 % | 6,4 % |
| PCS à l'enquête | Agriculteur | 1,1 % | 1,8 % |
| | Indépendant | 2,7 % | 3,8 % |
| | Cadre ou P.I.S. | 2,5 % | 5,9 % |
| | Profession intermédiaire | 12 % | 15,6 % |
| | Employé | 40,2 % | 15,6 % |
| | Ouvrier | 22,4 % | 55 % |
| | Inactif | 19,1 % | 2,4 % |
| Année du mariage | | 1965,1 (8,4) | |
| Âge au mariage | | 21,7 (4,3) | 24,5 (6) |
| A déjà eu des enfants avant le mariage | Oui | 8,7 % | 5 % |
| Nombre d'enfants du couple (eus, adoptés) | | 1,81 (1,6) | |
| Année de la séparation | | 1974,8 (4,5) | |
| Âge à la séparation | | 31,5 (8,1) | 34,2 (9,1) |
| Qui a pris l'initiative de la séparation ? | La femme | 69,4 % | |
| | L'homme | 18,5 % | |
| | Les deux | 12,1 % | |
| L'individu connaissait à la séparation une personne avec laquelle il voulait vivre | Oui | 14,2 % | 43,3 % |
| Année du divorce (ou de la séparation de corps) | | 1977,0 (3,5) | |

| | | | |
|--|----------|------------|------------|
| Âge au divorce | | 33,6 (8,6) | 36,3 (9,5) |
| Durée du mariage au divorce | | 11,9 (7,7) | |
| Qui a pris l'initiative de la demande en divorce ? | La femme | 66,6 % | |
| | L'homme | 18,1 % | |
| | Les deux | 15,3 % | |

Notons que, dans cet échantillon, on retrouve deux résultats désormais bien connus : non seulement les deux tiers des demandes en divorce sont formées par des femmes (contre seulement 18,1 % par des hommes, et 15,3 % par les deux époux), mais en outre 69,4 % des séparations sont initiées par des femmes (contre seulement 18,5 % par des hommes, et 12,1 % par les deux époux) (figure 107).

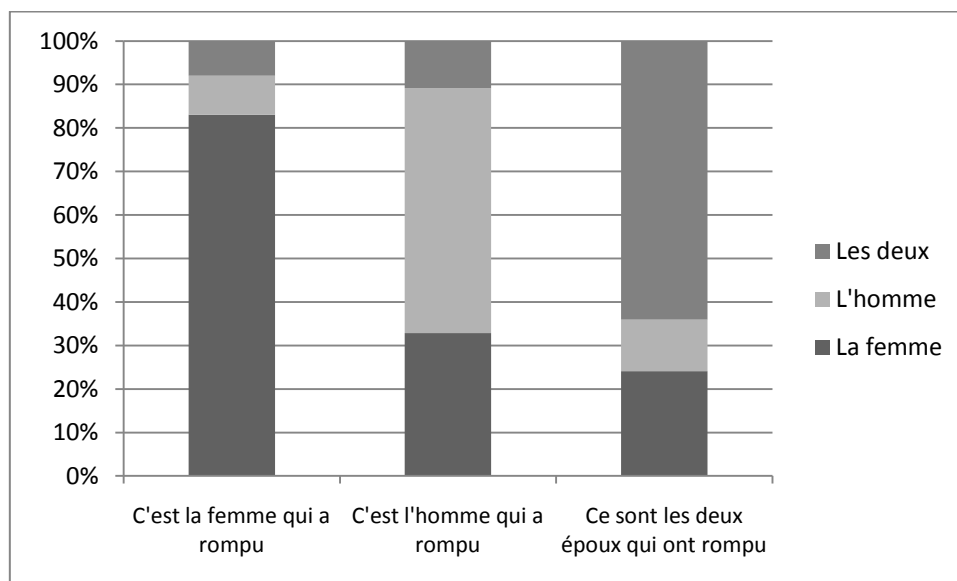
Figure 107. Époux qui a initié la séparation et qui a formé la demande en divorce – France, 1970-1982



Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Précisons ici la relation qu'entretiennent les deux actes – l'un juridique, l'autre non – que sont l'initiative du divorce et l'initiative de la séparation. Même si l'époux qui initie la séparation n'est pas toujours identique à celui qui forme la demande en divorce, il est clair qu'il existe une relation étroite entre ces deux types d'initiative : lorsque c'est la femme qui a rompu c'est elle qui demande le divorce dans plus de 80 % des cas, lorsque c'est l'homme qui a rompu c'est lui qui demande le divorce dans près de 60 % des cas, et lorsque ce sont les deux époux qui ont rompu ce sont eux deux qui demandent le divorce dans plus de 60 % des cas (figure 108).

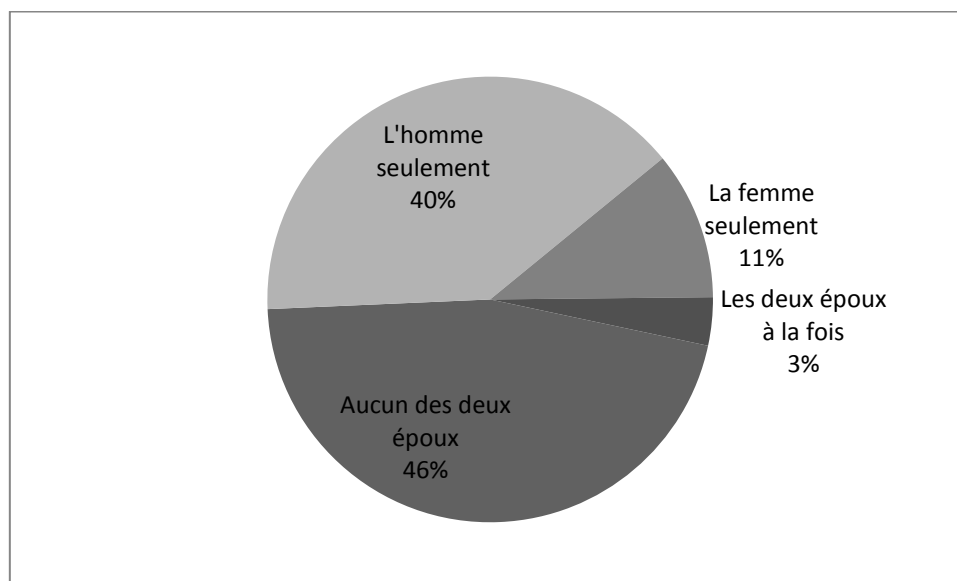
Figure 108. Époux qui a formé la demande en divorce, selon l'époux qui a pris l'initiative de la séparation – France, séparations ayant donné lieu à un divorce en 1970-1982



Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Il convient maintenant de tester empiriquement les prédictions du modèle explicatif de la féminité de l'initiative de la rupture. Selon une première prédiction, si le type d'insatisfaction conjugale qui touche relativement plus les femmes devrait les conduire à initier disproportionnellement la séparation et le divorce – ce qui est le cas –, le type d'insatisfaction conjugale qui touche relativement plus les hommes devrait les conduire à entretenir des relations extraconjugales plus souvent que les femmes. L'enquête « Femmes face au changement familial » ne demande pas directement aux enquêtées si elles ou leurs époux ont entretenu de telles relations, mais elle pose une question qui peut sembler relativement proche, à savoir si l'épouse ou l'époux « connaissait à la séparation une autre personne avec laquelle il avait l'intention de vivre ». En admettant que cette question constitue un indicateur approximatif du fait d'entretenir une relation extraconjugale au moment de la séparation, qu'observe-t-on ? Selon les femmes enquêtées, lors de la séparation l'homme « connaissait » une autre femme dans 43,3 % des couples, alors que la femme ne connaissait un autre homme que dans 14,2 % des couples (figure 109). Cette observation semble donc compatible avec le modèle explicatif proposé ci-dessus.

Figure 109. Époux qui, à la séparation, connaissait « une autre personne avec laquelle il avait l'intention de vivre » – France, séparations ayant donné lieu à un divorce en 1970-1982

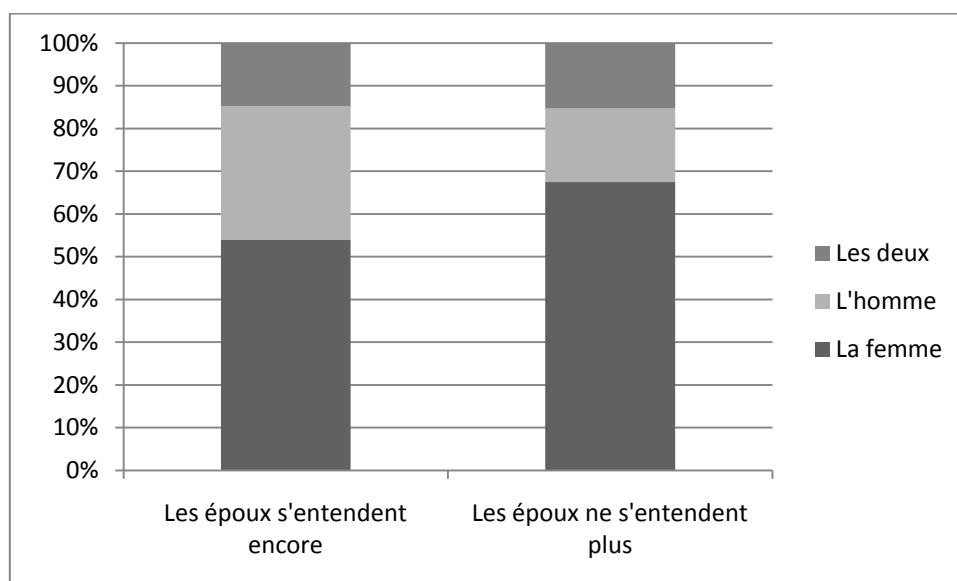


Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Selon une deuxième prédiction, si c'est effectivement le caractère *émotionnel* de l'insatisfaction conjugale que ressentent les femmes qui les motive à initier la rupture relativement souvent, alors la baisse de l'intensité de la relation amoureuse devrait plus accroître la propension des femmes que celle des hommes à initier la rupture. Or, l'enquête « Femmes face au changement familial » demandait précisément aux enquêtées si (et depuis quand) le couple « ne s'entendait plus », ce qui permet de tester cette prédiction de façon relativement satisfaisante.¹³⁹ Comme l'indique la figure 110, le fait que les époux ne s'entendent plus (avant leur divorce) accroît la part des demandes en divorce qui sont formées par la femme et réduit la part des demandes en divorce qui sont formées par l'homme, ce qui tend à valider cette prédiction.

¹³⁹ Plus précisément, suite à la question « à quelle date avez-vous cessé complètement de vivre avec votre ex-mari ? », la question était : « combien de temps avant cette date aviez-vous commencé à ne plus vous entendre ? » Les répondants pouvaient soit répondre en donnant une durée (en années et/ou en mois), soit répondre en affirmant qu'ils s'entendaient encore à la date de la séparation.

Figure 110. Époux qui a formé la demande en divorce, selon que les époux s'entendent encore ou non au moment du divorce – France, 1970-1982

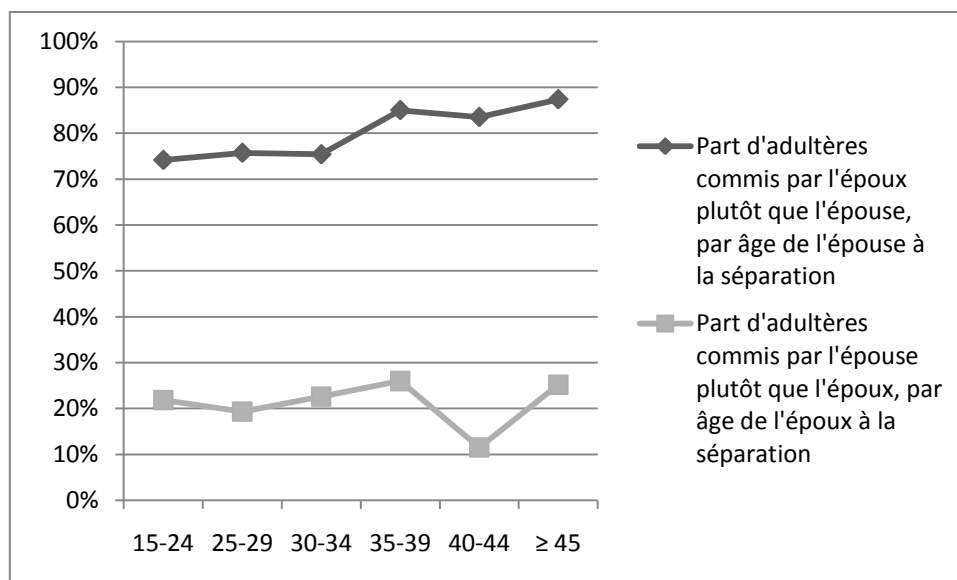


Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Selon une troisième prédiction, si c'est effectivement le caractère *sexuel* de l'insatisfaction conjugale que ressentent les hommes qui les motive à initier la rupture relativement rarement mais, parallèlement, à entretenir des relations extraconjugales relativement souvent, alors la baisse non désirée de la fréquence des relations sexuelles (et de l'intensité des gratifications qu'elles procurent) devrait plus accroître la propension des hommes que celle des femmes à entretenir des relations extraconjugales. Ainsi, le vieillissement de l'épouse devrait accroître la propension relative des hommes à entretenir des relations extraconjugales plus fortement que le vieillissement de l'époux ne devrait accroître la propension relative des femmes à entretenir de telles relations. De fait, c'est bien ce que l'on semble observer (figure 111) : parmi les couples dans lesquels un époux – et un seul – connaissait, à la séparation, une personne avec laquelle il avait l'intention de vivre (ici appelés, par commodité, couples « adultérins »), alors que la part des adultères qui sont commis par l'épouse plutôt que l'époux stagne au fil des âges de l'époux (autour de 20 %), la part des adultères qui sont commis par l'époux plutôt que l'épouse croît au fil des âges de l'épouse (de 74 % lorsqu'elle a 15-24 ans à 87 % lorsqu'elle a 45 ans ou plus). L'équation de la droite de régression qui ajuste le mieux la courbe de part d'adultères commis par l'époux au fil des âges de l'épouse ($y = 0,0283x + 0,7027$) confirme qu'elle croît de façon plus prononcée que la courbe de part d'adultères commis par l'épouse au fil des âges de l'époux ($y = -0,001x + 0,2142$). Cette observation tend à rendre crédible l'idée selon laquelle ce serait bien le caractère sexuel de l'insatisfaction conjugale qu'éprouvent les hommes qui les

conduirait non seulement à ne pas initier la rupture, mais aussi à entretenir des relations extraconjugales.

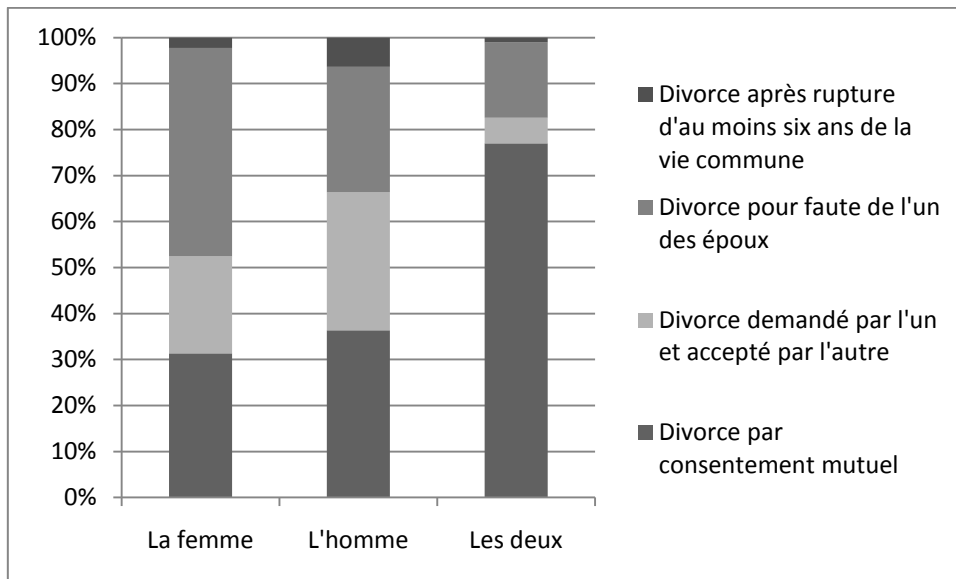
Figure 111. Part des adultères à la séparation qui sont commis par l'homme ou la femme, par âge de leurs époux à la séparation – France, séparations ayant donné lieu à un divorce en 1970-1982



Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Ce modèle explicatif, selon lequel l'insatisfaction conjugale des femmes – parce qu'elle serait émotionnelle – les conduirait à initier la rupture tandis que l'insatisfaction conjugale des hommes – parce qu'elle serait sexuelle – les conduirait à entretenir des relations extraconjugales, implique aussi que les demandes en divorce formées par les femmes devraient plus souvent être motivées par une faute (l'adultère) que les demandes en divorce formées par les hommes, et que l'époux jugé coupable d'avoir commis une faute au sein du mariage devrait plus souvent être l'homme que la femme. C'est bien ce que l'on constate. D'une part, les femmes motivent relativement plus souvent leur demande de divorce par une faute commise par leur époux : alors que lorsque c'est la femme qui demande le divorce elle le demande dans 45 % des cas pour faute, lorsque c'est l'homme qui le demande le même motif est invoqué dans 27 % des cas seulement (figure 112).

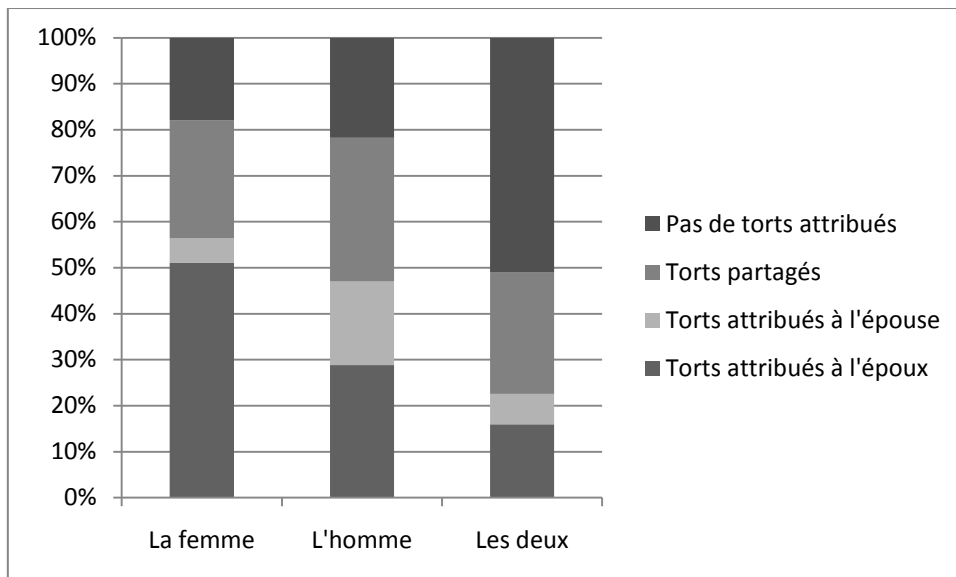
Figure 112. Motif du divorce, selon l'époux qui a formé la demande en divorce – France, 1970-1982



Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

D'autre part, les hommes se voient plus souvent que les femmes attribuer les torts dans le divorce. C'est même le cas *quelle que soit la partie qui a formé la demande en divorce* (figure 113).

Figure 113. Époux auquel sont attribués les torts, selon l'époux qui a formé la demande en divorce – France, 1970-1982



Source : enquête « Femmes face au changement familial » (INED).

Là encore, ces observations apparaissent pleinement compatibles avec le modèle explicatif de la féminité de l'initiative de la rupture proposé précédemment. Mais pour affiner nos analyses, il convient de recourir à une méthodologie statistique plus sophistiquée.

3.3.3.2. Modèles de durée et modèles de régression

Le fait que les époux ne s'entendent plus – ici pris comme un indicateur de baisse des gratifications émotionnelles que procure le couple – accroît-il véritablement la probabilité que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui forme la demande en divorce et initie la séparation ? Et le vieillissement du conjoint – ici pris comme un indicateur de baisse des gratifications sexuelles que procure le couple – accroît-il véritablement la probabilité que ce soit l'homme, et non la femme, qui entretienne des relations extraconjugales ? Et plus généralement, les autres observations tendent-elles plutôt à valider ou à invalider le modèle explicatif de la féminité de l'initiative de la rupture ici proposé ?

Pour le savoir, nous estimons dans un premier temps des modèles de durée jusqu'à l'initiative de la rupture (formation de la demande en divorce, et initiative de la séparation), et dans un second temps des modèles de régression logistique de « l'adultère ». Les variables explicatives que nous introduisons successivement dans ces modèles statistiques – qui sont toujours les mêmes – sont destinées à tester le modèle de la féminité de l'initiative de la rupture d'union proposé ci-dessus. Selon ce modèle, les femmes étant particulièrement sensibles aux gratifications émotionnelles que leur procure leur vie de couple, et ces gratifications ne pouvant être obtenues dans plus d'un couple à la fois, l'insuffisance de telles gratifications dans leur couple les conduirait à initier la rupture. Ainsi, « toutes choses égales par ailleurs », la mésentente du couple devrait sensiblement accroître la probabilité que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui initie la rupture. *A contrario*, les hommes étant particulièrement sensibles aux gratifications sexuelles que leur procure leur vie de couple, et ces gratifications pouvant être obtenues dans plusieurs couples à la fois, l'insuffisance de telles gratifications dans leur couple, bien loin de les conduire à initier la rupture, les conduirait à entretenir des relations extraconjugales. Ainsi, « toutes choses égales par ailleurs », le vieillissement du conjoint devrait sensiblement accroître la probabilité que ce soit l'homme, et non la femme, qui entretienne une relation extraconjugale.

Pour estimer la série de modèles de durée à temps discret de l'initiative du divorce (tableau 39), nous avons construit un fichier personne-année dans lequel nous observons les 1 888 couples de l'enquête « Femmes face au changement familial » à partir de l'année de leur mariage, et ce jusqu'à leur divorce (après quoi ils sont censurés : ayant vécu l'événement, ils ne sont plus au risque de le vivre, donc ils cessent d'être observés). Lors de chaque année de mariage, la variable à expliquer peut soit indiquer que cette année le couple n'a pas (encore) divorcé, soit indiquer qu'il divorce, auquel cas cette variable indique si c'est la femme, ou l'homme, qui a formé la demande en divorce (les divorces sur demande mutuelle

étant censurés). C'est ainsi que nous pouvons modéliser les chances que ce soit la femme (colonnes « initiative féminine » du tableau 39), plutôt que l'homme (ici pris comme modalité de référence), qui forme la demande en divorce. Comme notre objet concerne l'initiateur du divorce, nous ne commenterons pas la modélisation des chances que le divorce n'ait pas encore eu lieu (colonnes « pas (encore) de divorce » du tableau 39) plutôt que ce soit l'homme qui forme la demande en divorce.¹⁴⁰

Qu'observe-t-on ? Tout d'abord, dans des modèles simples n'incluant que les âges des époux (modèles 1 et 2 du tableau 39), on observe que le vieillissement de la femme réduit les chances que ce soit elle, plutôt que l'homme, qui forme la demande en divorce, tandis que le vieillissement de l'homme ne modifie apparemment pas les chances que ce soit elle, plutôt que lui, qui forme la demande en divorce. Cette observation se maintient sur toute la période (modèle 3), mais à même durée de mariage l'effet négatif du vieillissement de l'épouse sur les chances que ce soit elle qui demande le divorce n'apparaît plus significatif (modèle 4).

Si, dans un modèle plus complet (ici non reproduit), on cherche à évaluer l'effet des niveaux d'études des époux sur leurs chances respectives de former la demande en divorce, aucune relation significative n'apparaît. Toutefois, le fait que la femme soit active (modèle 5), ainsi que le fait que l'homme soit au chômage (modèle 6) accroissent fortement les chances que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui forme la demande en divorce. On retrouve ici l'observation déjà réalisée dans la littérature scientifique contemporaine sur l'initiative du divorce, selon laquelle l'activité professionnelle des femmes et les difficultés professionnelles des hommes, en réduisant pour les femmes les coûts socioéconomiques du divorce, réduisent leurs réticences à demander le divorce. En revanche, ni le nombre d'enfants du couple ni l'âge du dernier de ces enfants ne semblent influencer sur les chances que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui demande le divorce (modèles ici non reproduits).

Introduisons enfin la variable indiquant si le couple « s'entend » encore à chaque date. Comme l'indique ce modèle plus complet, à mêmes âges des époux, même période, même durée de mariage, et même activité professionnelle (active ou non pour la femme, au chômage ou non pour l'homme), le fait de ne plus s'entendre multiplie par 2,759 (et de façon très fortement significative) les chances que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui forme la demande en divorce (modèle 7). Il semble donc clair que l'observation faite ci-dessus à partir de simples tris croisés est robuste : le fait de ne plus s'entendre constitue en fait un bon

¹⁴⁰ Nous estimons donc des modèles de durée à temps discret et à risques concurrents comme le font aussi Kalmijn et Poortman pour traiter une question proche, dans leur article paru en 2006 dans *European Sociological Review*.

prédicteur du fait que ce sera la femme, plutôt que l'homme, qui formera la demande en divorce. Cette observation est importante dans la mesure où elle tend à valider l'idée selon laquelle c'est tout particulièrement pour des raisons d'insatisfaction émotionnelle que les femmes demandent le divorce plus souvent que les hommes. L'insatisfaction conjugale des femmes étant principalement émotionnelle, et ce type d'insatisfaction ne pouvant pas être soulagé par des relations extraconjugales, il conduit les femmes à demander le divorce.

Tableau 39. Modèles de durée jusqu'à l'initiative du divorce unilatéral des couples divorcés en 1970-1982 (N = 24 070)

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | | Modèle 5 | | Modèle 6 | | Modèle 7 | |
|-----------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|
| | Initiative féminine | Pas (encore) de divorce | Initiative féminine | Pas (encore) de divorce | Initiative féminine | Pas (encore) de divorce | Initiative féminine | Pas (encore) de divorce | Initiative féminine | Pas (encore) de divorce | Initiative féminine | Pas (encore) de divorce | Initiative féminine | Pas (encore) de divorce |
| ÂGE DE L'ÉPOUSE | ,971*** | ,921*** | ,973* | ,940*** | ,972* | ,962*** | ,985 | ,988 | ,985 | ,987 | ,984 | ,987 | ,983 | ,984 |
| ÂGE DE L'ÉPOUX | | | ,999 | ,977* | 1,000 | ,984 | 1,004 | ,991 | 1,007 | ,993 | 1,007 | ,993 | 1,008 | ,996 |
| ANNÉE | | | | | ,995 | ,729*** | ,995 | ,729*** | ,991 | ,726*** | ,987 | ,725*** | ,971 | ,746*** |
| DURÉE DU MARIAGE | | | | | | | ,979 | ,959* | ,981 | ,961* | ,986 | ,963* | ,980 | ,972 |
| ACTIVITÉ DE L'ÉPOUSE | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactive</i> | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| <i>Active</i> | | | | | | | | | 1,719*** | 1,682*** | 1,728*** | 1,681*** | 1,728*** | 1,718*** |
| CHÔMAGE DE L'ÉPOUX | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Actif occupé</i> | | | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| <i>Au chômage</i> | | | | | | | | | | | 4,849* | 2,308 | 4,703* | 2,524 |
| MÉSENTENTE | | | | | | | | | | | | | 2,759*** | ,359*** |
| X² (ddl) | 407,406*** (2) | | 429,068*** (4) | | 3137,551*** (6) | | 3149,270*** (8) | | 3167,808*** (10) | | 3195,551*** (12) | | 3589,376*** (14) | |
| | | | 21,662*** (2) | | 2708,483*** (2) | | 11,719** (2) | | 18,538*** (2) | | 27,743*** (2) | | 393,825*** (2) | |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Pour estimer la série de modèles de durée à temps discret de l'initiative de la séparation (tableau 40), nous avons là encore construit un fichier personne-année dans lequel nous observons les 1 888 couples de l'enquête à partir de l'année de leur mariage, et ce jusqu'à leur séparation. Lors de chaque année de mariage, la variable à expliquer peut soit indiquer que cette année le couple ne s'est pas (encore) séparé, soit indiquer qu'il se sépare, auquel cas cette variable indique si c'est la femme, ou l'homme, qui a initié la séparation (les séparations sur initiative mutuelle étant censurées). À partir de là, nous répliquons pour l'initiative de la séparation les analyses menées pour l'initiative du divorce.

Dans les modèles n'incluant que les âges des époux (modèles 1 et 2 du tableau 40), on observe que le vieillissement de la femme réduit les chances que ce soit elle, plutôt que l'homme, qui initie la séparation, mais parallèlement le vieillissement de l'homme accroît les chances que ce soit la femme, plutôt que lui, qui initie la séparation ; en d'autres termes, plus chaque époux est âgé, moins c'est lui ou elle qui initie la séparation (cette observation s'avérant robuste, puisqu'elle résiste à toutes les variables de contrôle introduites dans les modèles suivants). La durée de mariage, quant à elle, n'affecte pas significativement les chances que ce soit la femme plutôt que l'homme qui initie la séparation (modèle 4).

Encore une fois, les niveaux d'études des époux n'ont aucun effet mesurable sur leurs chances respectives d'initier la séparation (modèles ici non reproduits), mais le fait que la femme soit active accroît les chances que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui initie la séparation (modèle 5). L'effet positif du chômage des hommes sur les chances que ce soit la femme qui initie la séparation n'est quant à lui pas significatif (modèle 6). Et de nouveau, ni le nombre d'enfants du couple ni l'âge du dernier de ces enfants n'influent sur les chances que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui initie la séparation (modèles ici non reproduits).

Si l'on introduit la variable indiquant si le couple « s'entend » encore à chaque date, on observe qu'elle constitue là encore un déterminant majeur de l'initiateur de la séparation : « toutes choses égales par ailleurs », le fait de ne plus s'entendre multiplie par 2,899 (et de façon très fortement significative) les chances que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui initie la séparation (modèle 7). Le fait de ne plus s'entendre accroît donc non seulement la probabilité que ce soit la femme (et non l'homme) qui demande le divorce, mais il accroît aussi la probabilité que ce soit la femme (et non l'homme) qui initie la séparation. L'insatisfaction conjugale des femmes étant principalement émotionnelle, et ce type d'insatisfaction ne pouvant pas être réduit par des relations extraconjugales, il n'est pas étonnant qu'il conduise les femmes à demander le divorce.

Tableau 40. Modèles de durée jusqu'à l'initiative de la séparation unilatérale des couples divorcés en 1970-1982 (N = 20 117)

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | | Modèle 5 | | Modèle 6 | | Modèle 7 | |
|-----------------------------|---------------------|----------------------------|---------------------|----------------------------|---------------------|----------------------------|---------------------|----------------------------|---------------------|----------------------------|---------------------|----------------------------|---------------------|----------------------------|
| | Initiative féminine | Pas (encore) de séparation | Initiative féminine | Pas (encore) de séparation | Initiative féminine | Pas (encore) de séparation | Initiative féminine | Pas (encore) de séparation | Initiative féminine | Pas (encore) de séparation | Initiative féminine | Pas (encore) de séparation | Initiative féminine | Pas (encore) de séparation |
| ÂGE DE L'ÉPOUSE | ,975*** | ,933*** | ,916*** | ,900*** | ,906*** | ,909*** | ,906*** | ,921*** | ,906*** | ,921*** | ,907*** | ,921*** | ,899*** | ,905*** |
| ÂGE DE L'ÉPOUX | | | 1,073*** | 1,041** | 1,084*** | 1,057*** | 1,097*** | 1,072*** | 1,097*** | 1,072*** | 1,097*** | 1,072*** | 1,111*** | 1,092*** |
| ANNÉE | | | | | 1,035* | ,809*** | 1,036* | ,809*** | 1,032* | ,807*** | 1,029* | ,807*** | 1,021 | ,848*** |
| DURÉE DU MARIAGE | | | | | | | ,987 | ,966* | ,987 | ,967* | ,991 | ,967* | ,980 | ,991 |
| ACTIVITÉ DE L'ÉPOUSE | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactive</i> | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| <i>Active</i> | | | | | | | | | 1,314* | 1,368* | 1,324* | 1,367* | 1,362* | 1,466** |
| CHÔMAGE DE L'ÉPOUX | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Actif occupé</i> | | | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| <i>Au chômage</i> | | | | | | | | | | | 1,810 | 1,050 | 1,805 | 1,274 |
| MÉSENTENTE | | | | | | | | | | | | | 2,899*** | ,123*** |
| X² (ddl) | 232,736*** (2) | | 278,691*** (4) | | 2396,016*** (6) | | 2405,781*** (8) | | 2412,099*** (10) | | 2443,803*** (12) | | 3670,008*** (14) | |
| | | | 45,955*** (2) | | 2117,325*** (2) | | 9,765** (2) | | 6,318* (2) | | 31,704*** (2) | | 1226,205*** (2) | |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

Pour estimer la série de modèles de régression logistique multinomiale de l'adultère (tableau 41), nous utilisons comme variable dépendante le fait qu'à la séparation c'est l'homme, ou la femme (ici prise comme référence), qui connaît une personne avec laquelle il a l'intention de vivre (les couples dans lesquels les deux époux connaissent chacun une personne avec laquelle ils ont l'intention de vivre étant exclus de l'analyse). Cette variable est régressée sur les mêmes variables que précédemment, considérées *au moment de la séparation* : âges des époux au moment de la séparation, année de la séparation, durée du mariage au moment de la séparation, etc. Nous répliquons ainsi pour « l'adultère » les analyses que nous avons menées pour l'initiative du divorce et de la séparation.

Le modèle n'incluant que l'âge de l'épouse indique, comme prévu, que le vieillissement de l'épouse accroît les chances que ce soit l'homme, plutôt que la femme, qui connaisse à la séparation une personne avec laquelle il a l'intention de vivre (modèle 1). Toutefois, l'effet de l'âge de l'homme apparaît en partie analogue à celui de l'âge de la femme, puisque le vieillissement de l'époux réduit les chances que ce soit l'homme, plutôt que la femme, qui connaisse à la séparation une personne avec laquelle il a l'intention de vivre (modèle 2). Plus précisément, à âge de l'autre membre du couple contrôlé (modèle 2), chaque année d'âge supplémentaire de l'épouse tend à multiplier par 1,155 (et de façon très fortement significative) les chances que ce soit l'homme et non la femme qui connaisse à la séparation une personne avec laquelle il a l'intention de vivre, tandis que chaque année d'âge supplémentaire de l'époux ne tend à multiplier « que » par 1,124 (l'inverse de 0,889) les chances que ce soit la femme et non l'homme qui connaisse à la séparation une personne avec laquelle elle a l'intention de vivre. Même si cette différence entre hommes et femmes est peu spectaculaire, il semble exact que le vieillissement de l'autre membre du couple – ici pris comme un indicateur de baisse de sa désirabilité sexuelle et de baisse de la fréquence de son activité sexuelle – conduit plus les hommes que les femmes à entretenir des relations extraconjugales.

Les modèles suivants indiquent, respectivement, que les chances que ce soit l'homme, et non la femme, qui connaisse à la séparation une personne avec laquelle il a l'intention de vivre tendent à baisser au fil du temps (modèle 3), que ces chances ne varient pas significativement selon la durée du mariage à la séparation (modèle 4) ni selon que l'épouse est active ou non (modèle 5), mais qu'elles sont plus élevées si l'époux est au chômage que s'il est occupé (cela peut sembler étonnant si l'on considère que les hommes au chômage sont relativement indésirables aux yeux des femmes, mais cela pourrait être dû au fait que les hommes au chômage disposent du temps nécessaire pour mener une « double vie ») (modèle

6). Là encore, des modèles ici non reproduits indiquent que ni les niveaux d'études des époux, ni le nombre d'enfants du couple, ni l'âge du dernier de ces enfants n'ont d'effet mesurable sur leurs chances respectives de connaître à la séparation une personne avec laquelle ils ont l'intention de vivre.

Si l'on introduit enfin la variable indiquant si le couple « s'entend » encore à la séparation, on observe qu'elle ne modifie pas de façon significative les chances que ce soit l'homme, et non la femme, qui connaisse à la séparation une personne avec laquelle il a l'intention de vivre (modèle 7). En fin de compte, selon le modèle le plus complet, il apparaît que les deux variables dont les effets sont les plus fortement significatifs sur les chances que les époux connaissent à leur séparation une personne avec laquelle ils ont l'intention de vivre sont les variables d'âge : « toutes choses égales par ailleurs », chaque année d'âge supplémentaire de l'épouse tend à multiplier par 1,220 les chances que ce soit l'homme et non la femme qui connaisse à la séparation une personne avec laquelle il a l'intention de vivre, tandis que chaque année d'âge supplémentaire de l'époux ne tend à multiplier « que » par 1,133 (l'inverse de 0,882) les chances que ce soit la femme et non l'homme qui connaisse à la séparation une personne avec laquelle elle a l'intention de vivre. L'insatisfaction conjugale des hommes étant principalement sexuelle, elle conduit les hommes à entretenir des relations extraconjugales, plutôt qu'à initier la séparation ou le divorce.

Tableau 41. Modèles de régression logistique multinomiale du fait de « connaître à la séparation une personne avec laquelle on a l'intention de vivre », parmi les couples divorcés en 1970-1982 (N = 1 821)

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | | Modèle 5 | | Modèle 6 | | Modèle 7 | |
|-----------------------------|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|
| | Adultère de l'époux seulement | Aucun adultère | Adultère de l'époux seulement | Aucun adultère | Adultère de l'époux seulement | Aucun adultère | Adultère de l'époux seulement | Aucun adultère | Adultère de l'époux seulement | Aucun adultère | Adultère de l'époux seulement | Aucun adultère | Adultère de l'époux seulement | Aucun adultère |
| ÂGE DE L'ÉPOUSE | 1,036*** | 1,007 | 1,155*** | 1,031* | 1,157*** | 1,032* | 1,219*** | 1,119*** | 1,218*** | 1,118*** | 1,221*** | 1,120*** | 1,220*** | 1,120*** |
| ÂGE DE L'ÉPOUX | | | ,889*** | ,975* | ,888*** | ,974* | ,881*** | ,980 | ,882*** | ,980 | ,882*** | ,980 | ,882*** | ,980 |
| ANNÉE | | | | | ,960* | ,974 | ,960* | ,975 | ,960* | ,974 | ,959* | ,972 | ,960* | ,973 |
| DURÉE DU MARIAGE | | | | | | | ,947 | ,897*** | ,947 | ,898*** | ,950 | ,902*** | ,951 | ,902*** |
| ACTIVITÉ DE L'ÉPOUSE | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Inactive</i> | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| <i>Active</i> | | | | | | | | | 1,030 | 1,140 | 1,018 | 1,126 | 1,038 | 1,131 |
| CHÔMAGE DE L'ÉPOUX | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Actif occupé</i> | | | | | | | | | | | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> | <i>Réf</i> |
| <i>Au chômage</i> | | | | | | | | | | | 4,430* | 5,016* | 4,546* | 5,126* |
| MÉSENTENTE | | | | | | | | | | | | | ,452 | ,643 |
| X² (ddl) | 26,701*** (2) | | 104,358*** (4) | | 109,580*** (6) | | 136,321*** (8) | | 137,256*** (10) | | 150,602*** (12) | | 155,936*** (14) | |
| | | | 77,657*** (2) | | 5,222* (2) | | 26,741*** (2) | | 0,935 (2) | | 13,346** (2) | | 5,334* (2) | |

Chaque modèle est emboîté dans le précédent.

3.3.4. Bilan général sur l'initiative de la rupture

Parvenus au terme de nos investigations sur l'initiative de la rupture, il convient d'en dresser un bilan. Dans un premier temps, nous avons établi un phénomène empirique : dans la plupart des sociétés (quels que soient le lieu et la période), et dans la plupart des couples de chaque société (quelles que soient leurs caractéristiques sociodémographiques), ce sont le plus souvent les femmes, et non les hommes, qui demandent le divorce et qui, plus généralement, initient la rupture. Ce constat empirique pose de toute évidence une question : comment se fait-il que ce soient les femmes, plutôt que les hommes, qui demandent le divorce, alors que, comme elles le savent, elles ont plus à y perdre, tant du point de vue de leur niveau de vie que du point de vue de leurs probabilités de remise en couple et de remariage ?

Dans un second temps, nous avons cherché à répondre à ces questions, c'est-à-dire à restituer les « bonnes raisons » que peuvent avoir les femmes de demander le divorce, et les hommes de ne pas le demander. Nous avons alors proposé un modèle explicatif, selon lequel la féminité de l'initiative de la rupture serait due au fait que le type d'insatisfaction conjugale que tendent à ressentir les femmes serait un type d'insatisfaction – émotionnel – qui, pour être soulagé, requiert de trouver un conjoint qui désire s'engager émotionnellement dans son couple, ce qui requiert de quitter un conjoint insatisfaisant dans l'espoir de trouver un autre conjoint, plus satisfaisant. Par contraste, le type d'insatisfaction conjugale qu'éprouvent le plus intensément les hommes serait un type d'insatisfaction – sexuel – qui, pour être soulagé, requiert non pas de trouver un autre conjoint que le sien, mais un conjoint supplémentaire, ce qui requiert de conserver un conjoint insuffisamment satisfaisant dans l'espoir d'y ajouter un autre conjoint.

Les tests empiriques que nous avons menés (sur la France en 1970-1982) afin d'évaluer le pouvoir explicatif de ce modèle nous amènent à penser que ce modèle explicatif est crédible. En effet, l'idée selon laquelle la motivation des femmes à initier la rupture serait de nature émotionnelle est rendue crédible par le fait que la mésentente au sein du couple accroît très sensiblement la probabilité que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui initie la séparation et demande le divorce. De plus, l'idée selon laquelle la motivation des hommes à entretenir des relations extraconjugales serait de nature sexuelle est rendue crédible par le fait que le vieillissement du conjoint accroît la probabilité que ce soit l'homme, plutôt que la femme, qui entretienne une relation extraconjugale ; certes, comme on l'a vu, le vieillissement des hommes accroît la probabilité que ce soit la femme, plutôt que l'homme, qui entretienne une relation extraconjugale, mais l'effet apparaît plus fort dans le cas des hommes. Par

conséquent, il est vraisemblable que, si ce sont les femmes et non les hommes qui initient la rupture, c'est parce que le type d'insatisfaction conjugale qu'elles tendent à éprouver est un type d'insatisfaction qui donne de bonnes raisons de rompre, alors que le type d'insatisfaction conjugale que tendent à éprouver les hommes est un type d'insatisfaction qui leur donnerait de bonnes raisons de ne pas rompre, mais plutôt d'entretenir des relations extraconjugales.

Conclusion

Parvenu au terme de nos recherches sur la formation et la dissolution des couples, il convient d'en dresser un bilan. Après avoir présenté ce qu'est la théorie du choix rationnel (1.1 et 1.2) et avoir montré en quoi elle peut être utile en vue d'analyser les phénomènes sociodémographiques (1.3), nous avons *décrit* plusieurs phénomènes affectant la formation et la dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle. Pour cela, nous avons systématiquement exploité des données agrégées françaises et internationales, ainsi que des données françaises individuelles, principalement l'enquête *Étude de l'Histoire Familiale* (1999), mais aussi l'enquête *Femmes face au changement familial* (1985-1986).

Ces observations nous ont amené à nous poser plusieurs questions :

- i. pourquoi les Français se marient-ils de moins en moins souvent et de plus en plus tard et pourquoi, corrélativement, cohabitent-ils de plus en plus souvent (2.1 et 2.2) ?
- ii. pourquoi au sein des couples l'homme est-il généralement plus âgé que la femme (2.3) ?
- iii. pourquoi les couples français divorcent-ils et, plus généralement, rompent-ils de plus en plus souvent (3.1) ?
- iv. pourquoi tels couples rompent-ils, et pas tels autres (3.2) ?
- v. et pourquoi est-ce que ce sont les femmes, plutôt que les hommes, qui demandent le divorce et plus généralement initient la rupture d'union (3.3) ?

Pour répondre à ces questions – c'est-à-dire, pour *expliquer* ces phénomènes en restituant les « bonnes raisons » qui motivent les individus à agir comme ils le font –, nous avons proposé des modèles ou des mécanismes explicatifs dérivés de la théorie du choix rationnel. Puis, conformément à la littérature empirique internationale sur ces questions, nous avons estimé des modèles de régression ainsi que des modèles statistiques plus sophistiqués – des modèles de durée – destinés à tester le pouvoir explicatif de ces modèles et mécanismes explicatifs. Notamment, nous avons utilisé autant que possible la capacité qu'ont les modèles de durée à temps discret de retracer finement, année par année, et de façon dynamique, les trajectoires conjugales des individus, et d'estimer les effets de diverses variables explicatives sur la probabilité annuelle qu'ont les individus vivant hors couple de se mettre en couple (ou de se marier directement ou de cohabiter – ou, pour les cohabitants, de se marier), ou sur la probabilité annuelle qu'ont les couples (mariés ou non) de rompre.

Sans revenir dans le détail sur nos analyses, nous proposons ici une synthèse de nos résultats destinée à évaluer le pouvoir explicatif que l'on peut attribuer à la théorie du choix rationnel à propos des comportements de formation et de dissolution des couples dans la France contemporaine. Avant d'en venir à certains résultats transversaux, reprenons successivement chacune des questions susmentionnées.

i. Pourquoi les Français se marient-ils de moins en moins souvent et de plus en plus tard et pourquoi, corrélativement, cohabitent-ils de plus en plus souvent ?

Comme nous l'avons vu (2.2.4), l'explication la plus vraisemblable est que c'est l'introduction de la pilule (et non pas l'essor du travail des femmes ou du chômage des jeunes) qui a non seulement contribué le plus fortement à la baisse de la primo-nuptialité française au profit de la cohabitation, mais qui en outre l'a déclenchée en 1973 (l'année suivant la promulgation des derniers décrets d'application de la loi Neuwirth). Dans cette perspective, la pilule, en réduisant le risque de conception inopportune, aurait réduit pour les femmes le coût des relations sexuelles hors mariage (plutôt que dans le mariage), ce qui à son tour aurait réduit pour les femmes, mais aussi pour les hommes les gains du mariage par rapport à la cohabitation.

D'une part, les femmes qui prennent désormais la pilule n'ayant plus à craindre une conception inopportune, elles ont moins intérêt qu'auparavant – lorsque la pilule était indisponible – à conditionner des relations sexuelles à un mariage préalable ou, tout du moins, à des promesses de mariage en cas de conception. Et d'autre part, les femmes qui, malgré la mise à disposition de la pilule, ne prennent pas la pilule ont toujours à craindre une conception inopportune, et ont donc toujours autant intérêt qu'auparavant à conditionner des relations sexuelles à un mariage préalable, mais, désormais mises en concurrence sur le marché sexuel et matrimonial avec des femmes qui – parce qu'elles prennent la pilule – acceptent des relations sexuelles hors mariage, ces femmes ne parviennent plus autant qu'auparavant à imposer aux hommes leur préférence pour des unions relativement engageantes. Et parallèlement, en rendant plus difficile la tâche qui consiste, pour les femmes notamment, à évaluer le degré d'intention d'engagement à long terme de leur conjoint, ces conséquences de la mise à disposition de la pilule auraient incité les individus à éprouver le degré d'intention d'engagement à long terme de leur conjoint au sein de la cohabitation. Ainsi, la cohabitation serait apparue comme un compromis entre hommes et femmes – un compromis dans lequel l'homme obtient des relations sexuelles à moindres frais en termes

d'engagement et la femme obtient des signaux d'intention d'engagement à long terme à moindres frais en termes de conceptions inopportunes.

Ce modèle de la pilule permet d'expliquer de façon adéquate non seulement les évolutions de l'intensité et du calendrier de la primo-nuptialité et de la cohabitation en France dans la seconde moitié du XX^e siècle, mais aussi les variations de date de début de baisse de la primo-nuptialité au profit de la cohabitation entre départements français et entre pays occidentaux, ainsi que les variations des parts des naissances conçues hors ou avant mariage ou nées hors mariage en France et dans d'autres pays occidentaux dans la seconde moitié du XX^e siècle. Ce modèle, dû à Akerlof, Yellen et Katz, apparaît donc, à tous égards, performant : il fournit un bon exemple du pouvoir explicatif de certains modèles issus de la théorie du choix rationnel, et il constitue une contribution importante à la compréhension de l'histoire démographique récente de la France et des autres pays occidentaux.

ii. Pourquoi au sein des couples l'homme est-il généralement plus âgé que la femme ?

Comme nous l'avons vu (2.3.4), l'explication la plus vraisemblable est que c'est d'une part l'importance qu'accordent les hommes à l'attractivité physique ainsi qu'à la fertilité de leur conjointe (donc à sa jeunesse) et, d'autre part, l'importance qu'accordent les femmes au niveau ainsi qu'à la stabilité des ressources de leur conjoint (donc à sa maturité), qui conduisent hommes et femmes à préférer former des couples dans lesquels l'homme est plus âgé que la femme.

Ce modèle permet d'expliquer de façon adéquate non seulement le caractère quasi universel de l'écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme, mais aussi la baisse de l'écart d'âge moyen entre conjoints (au fil du temps et entre sociétés) avec le développement socioéconomique, ainsi que, au sein des sociétés, les variations de l'écart d'âge moyen entre conjoints selon les âges des conjoints à leur mise en couple. Toutefois, par lui-même, ce modèle ne permet pas d'expliquer pourquoi ce n'est que dans les sociétés agraires – et non plus dans les sociétés contemporaines – que l'écart d'âge moyen entre conjoints croît avec la position sociale de l'homme.

Ce modèle fournit donc un exemple du pouvoir explicatif de certains modèles issus de la théorie du choix rationnel, mais aussi un exemple de la limitation du pouvoir explicatif d'un modèle aussi simple. La question qui se pose, dès lors, est de savoir s'il serait utile de complexifier ce modèle en vue qu'il parvienne aussi à expliquer l'inversion du gradient social de l'écart d'âge due au mouvement de scolarisation. Même si la question est ouverte, il

apparaît qu'étant donné le nombre de phénomènes qu'il permet d'expliquer, un modèle *aussi simple* peut être considéré comme relativement performant.

iii. Pourquoi les couples français divorcent-ils et, plus généralement, rompent-ils de plus en plus souvent ?

Comme nous l'avons vu (3.1.3.5), nous ne sommes pas parvenus à trouver d'explication qui, au regard des données empiriques, apparaisse plus vraisemblable que toutes les autres en vue d'expliquer la hausse de la divortialité en France et dans les autres pays occidentaux. Une raison centrale de cet échec réside dans le fait que, d'une part, il est difficile de saisir le phénomène à expliquer à partir de données agrégées (l'accélération de la hausse de la divortialité n'est pas datée de façon très précise, et elle prolonge une hausse séculaire de la divortialité qui est datée de façon encore plus floue) et que, d'autre part, il est difficile de modéliser ce phénomène même à partir de données individuelles (la prise en compte des mécanismes qui ont concouru à auto-entretenir la hausse de la divortialité exigerait d'estimer des modèles statistiques plus complexes que ce que permettent nos compétences).

Les multiples mécanismes proposés par la théorie du choix rationnel pour expliquer la hausse de la divortialité apparaissent donc relativement peu utiles tant que le chercheur ne les teste pas empiriquement par les moyens appropriés. Il s'agit peut-être là moins d'un défaut intrinsèque de ces mécanismes que d'un défaut des données empiriques disponibles ainsi que de nos compétences statistiques.

iv. Pourquoi tels couples rompent-ils, et pas tels autres ?

Comme nous l'avons vu (3.2.2.5), la théorie du choix rationnel propose plusieurs mécanismes qui, chacun, permettent d'expliquer de façon adéquate l'effet de diverses caractéristiques des conjoints et du couple sur le risque de rupture. Ces mécanismes fournissent ainsi divers exemples du pouvoir explicatif de la théorie du choix rationnel.

v. Pourquoi est-ce que ce sont les femmes, et non les hommes, qui demandent le divorce et plus généralement initient la rupture d'union ?

Comme nous l'avons vu (3.3.4), l'explication la plus vraisemblable est que la féminité de l'initiative de la rupture serait due au fait que le type d'insatisfaction conjugale que tendent à ressentir les femmes serait un type d'insatisfaction – émotionnel – qui, pour être soulagé, requiert de trouver un conjoint qui désire s'engager émotionnellement dans son couple, ce qui requiert de quitter un conjoint insatisfaisant dans l'espoir de trouver un autre conjoint, plus satisfaisant. Par contraste, le type d'insatisfaction conjugale qu'éprouvent le plus intensément les hommes serait un type d'insatisfaction – sexuel – qui, pour être soulagé, requiert non pas

de trouver un autre conjoint que le sien, mais un conjoint supplémentaire, ce qui requiert de conserver un conjoint insuffisamment satisfaisant dans l'espoir d'y ajouter un autre conjoint.

Ce modèle permet d'expliquer de façon adéquate non seulement le caractère général de la féminité de l'initiative de la rupture, mais aussi le fait que la mécontente au sein du couple accroît très sensiblement la probabilité que ce soit la femme (plutôt que l'homme) qui initie la séparation et demande le divorce, ainsi que le fait que le vieillissement du conjoint accroît la probabilité que ce soit l'homme (plutôt que la femme) qui entretienne une relation extraconjugale.

Ce modèle fournit donc un exemple du pouvoir explicatif de certains modèles inspirés de la théorie du choix rationnel, même s'il est clair qu'il conviendrait de répliquer son test empirique sur d'autres données (d'autres pays, ou d'autres époques) pour s'assurer du degré de généralité de sa validité. Le fait que nous ayons nous-même conçu ce modèle explicatif suggère aussi que s'inscrire dans le cadre de la théorie du choix rationnel – et s'être habitué au caractère relativement formel et général de ses analyses – facilite la création de modèles susceptibles de détenir un pouvoir explicatif.

Au total, malgré les inévitables difficultés que peut parfois poser son application à telles ou telles données, il apparaît que la théorie du choix rationnel constitue pour le chercheur en sciences sociales un outil précieux, et ce à plusieurs égards. Tout d'abord, comme nous l'avons vu lors de notre synthèse de la littérature théorique et empirique sur la mise en couple et le mariage (1.3), la théorie du choix rationnel permet d'expliquer de façon élégante – c'est-à-dire, sans l'ajout d'hypothèses adjacentes trop nombreuses – un grand nombre de phénomènes, ce que ne permet aucune théorie alternative. Ainsi, en expliquant divers phénomènes empiriques dans un domaine – en proposant des explications individuellement plausibles mais aussi fortement cohérentes entre elles –, la théorie du choix rationnel fournit une *meilleure compréhension* du domaine. Concernant la formation et la dissolution des couples, cette théorie parvient largement à faire sens des comportements – et, en bonne partie aussi, des déclarations – des individus, que ces comportements aient été rapportés par des historiens, des anthropologues, des sociologues de la famille, des démographes ou encore des économistes.

Ensuite, la théorie du choix rationnel permet de guider la recherche. Car si le chercheur admet que c'est à des variations d'incitations à agir qu'il doit rapporter les variations de comportements qu'il observe, il lui devient plus aisé de concentrer ses investigations sur les quelques facteurs – causalement décisifs – qui pourraient modifier telles ou telles incitations à

agir. Ainsi, lorsqu'un chercheur est confronté à la question de savoir pourquoi on observe tel ou tel phénomène, la théorie du choix rationnel fournit des *pistes d'explication* utiles.

Enfin, si la théorie du choix rationnel permet de répondre de façon satisfaisante à certaines questions, elle permet aussi de poser des questions relativement originales. Par exemple, comme le suggère notre analyse de la diffusion de la pilule en France (2.1.3.5), il semble que les militantes féministes des années 1960 et 1970 qui luttaient pour la libéralisation de la contraception ont poursuivi des objectifs conformes à leurs intérêts de femmes relativement diplômées – c'est pour ces femmes relativement diplômées que la légalisation de la pilule est la plus libératrice, et ce sont bien elles qui utilisent la pilule en premier –, mais qu'elles ont poursuivi ces objectifs au détriment des intérêts de la « majorité silencieuse » de femmes relativement peu qualifiées qui, elles, avaient de bonnes raisons de craindre les conséquences de la légalisation de la pilule sur leur capacité à imposer le mariage à leurs conjoints. Cette analyse demanderait à être approfondie et validée par diverses observations, mais si elle était validée elle soulèverait de multiples questions qu'il conviendrait d'étudier de près. Les militantes féministes étaient-elles conscientes de ce décalage entre les intérêts des femmes diplômées et ceux des femmes non diplômées – et si oui, quelles ont été leurs stratégies pour réduire ce décalage ou le dissimuler ? Quelle a été la réaction des femmes non diplômées au militantisme favorable à la libéralisation de la contraception, et si elle a été négative est-ce parce que la plupart des femmes ont agi en « passagers clandestins » qu'elles n'ont pas mené d'action collective ouvertement défavorable à la libéralisation de la contraception ? On le voit, s'ouvre ici tout un champ de recherches à propos de l'histoire sociale du mouvement féministe et de sa réception par les femmes non militantes. Ainsi, la théorie du choix rationnel fournit non seulement des pistes d'explication possibles à des phénomènes observés, mais aussi des *pistes de recherches* possibles.

Outre ces résultats portant sur chacune des questions que nous nous sommes posées et sur l'utilité plus générale de la théorie du choix rationnel, cette thèse a mis en lumière deux résultats transversaux, portant sur les multiples conséquences qu'ont, dans les comportements sociodémographiques, les préférences des hommes et des femmes en matière de choix du conjoint (quelle que soit la provenance de ces préférences).

vi. Les conséquences de la préférence des femmes pour des hommes relativement dotés en ressources socioéconomiques

Le fait que les femmes, sensiblement plus que les hommes, valorisent la position sociale de leur(s) conjoint(s) (potentiels) a de multiples conséquences sur les comportements sociodémographiques. Concernant la formation des couples, nous savions déjà que les

hommes sont d'autant moins souvent célibataires définitifs qu'ils sont plus diplômés (alors que tel n'est pas le cas pour les femmes). En outre, nous avons montré que les hommes hors couple tendent d'autant plus à se marier de façon directe *et* à cohabiter (plutôt que de rester hors couple) qu'ils sont plus diplômés, qu'ils sont actifs occupés plutôt qu'inactifs ou au chômage, et qu'ils sont occupés comme cadres, professions intermédiaires et indépendants plutôt que dans des professions moins rémunératrices, et que les hommes cohabitants tendent d'autant plus à se marier (plutôt que de rester cohabitants) qu'ils sont plus diplômés, qu'ils sont actifs occupés plutôt qu'inactifs ou au chômage, et qu'ils sont occupés comme cadres et professions intermédiaires plutôt que dans des professions moins rémunératrices. Par contraste, ces phénomènes ne s'observent pas – ou pas aussi clairement – pour les femmes ; notamment, les femmes hors couple tendent à moins se marier directement si elles sont actives occupées plutôt qu'inactives ou au chômage, et les femmes cohabitantes tendent moins à se marier si elles sont actives occupées plutôt qu'inactives ou au chômage. Nous avons aussi montré que le fait que les femmes accordent une importance relativement grande au niveau de ressources socioéconomiques des hommes joue un rôle central dans l'existence de l'écart d'âge entre conjoints. Concernant la dissolution des couples, nous avons montré que les hommes mariés tendent d'autant plus à divorcer (plutôt qu'à rester mariés) qu'ils sont inactifs ou au chômage plutôt qu'actifs occupés, et que les hommes cohabitants tendent d'autant plus à se séparer de leur conjointe (plutôt qu'à rester cohabitants) qu'ils sont inactifs ou au chômage plutôt qu'actifs occupés. Par contraste, les femmes mariées et cohabitantes tendent plus à divorcer et à se séparer de leur conjoint si elles sont actives occupées plutôt qu'inactives ou au chômage.

vii. Les conséquences de la préférence des hommes pour des femmes relativement jeunes

Le fait que les hommes, sensiblement plus que les femmes, valorisent la jeunesse de leur(s) conjointe(s) (potentielles) a lui aussi de multiples conséquences sur les comportements sociodémographiques. Nous savions déjà que les femmes se mettent en couple et se marient plus précocement que les hommes, et que les chances de remariage baissent au fil des âges à un rythme plus élevé pour les femmes que pour les hommes. À partir d'un échantillon de 160 sociétés humaines, une chercheuse a même montré que dans les huit d'entre elles qui acceptaient comme motif de divorce le fait qu'un des conjoints était jugé trop âgé, c'était toujours l'âge de la femme, et jamais celui de l'homme, qui était accepté comme motif de divorce (Betzig 1989). En outre, nous avons montré que le fait que les hommes accordent une importance relativement grande à la jeunesse des femmes joue un rôle central dans l'existence

de l'écart d'âge entre conjoints, ainsi que dans le fait que le vieillissement des femmes accroît plus la probabilité que ce soit l'homme qui entretienne une relation extraconjugale que le vieillissement des hommes n'accroît la probabilité que ce soit la femme qui entretienne une relation extraconjugale.

Le contraste entre les préférences qu'expriment les hommes pour l'âge de leur conjointe et les femmes pour la position sociale de leur conjoint peut s'illustrer – plutôt que par les analyses statistiques que cette thèse a mentionnées ou réalisées – par la mise en parallèle de deux textes portant sur des soirées de célibataires – l'un dans lequel ce sont les femmes (Bourdieu 2002), l'autre dans lequel ce sont les hommes (Coq-Chodorge 2005) qui sont en position de force sur le « marché matrimonial » local. Dans ces deux textes transparaît toute la cruauté sous-jacente à la conscience qu'ont certains individus – les hommes sans prestige, et les femmes âgées – de leur peu de valeur aux yeux des membres de l'autre sexe.

Dans son fameux *Bal des célibataires*, Bourdieu décrit ainsi, dans le Béarn des années 1950, le degré auquel le peu de prestige des paysans les disqualifie comme conjoints potentiels aux yeux des femmes : « comme l'atteste la présence, dans les petits bals de campagne, de jeunes citadins auxquels leur aisance et leur allure donnent un avantage inestimable sur les paysans, le marché matrimonial autrefois contrôlé et quasiment réservé est désormais ouvert à la concurrence la plus brutale et la plus inégale. Tandis que le citadin peut choisir entre différents marchés matrimoniaux hiérarchisés (villes, bourgs, hameaux), le paysan des hameaux est cantonné dans son aire et concurrencé, jusqu'à l'intérieur de celle-ci, par des rivaux mieux nantis, au moins symboliquement » (Bourdieu 2002).

« Le bal de la Noël se tient dans l'arrière-salle d'un café. Au centre de la piste, brillamment éclairée, une dizaine de couples dansent sur des airs à la mode. Ce sont surtout des "étudiants," élèves des cours complémentaires ou des collèges des villes voisines, pour la plupart originaires du bourg. Et aussi quelques militaires, de jeunes citadins, ouvriers ou employés, portant blue-jean et blouson de cuir noir, nu-tête ou coiffés d'un chapeau tyrolien. Parmi les danseuses, plusieurs jeunes filles venues du fond des hameaux les plus reculés, que rien ne distingue, ni dans le vêtement ni dans la tenue, des autres natives de Lesquire travaillant à Pau, couturières, bonnes ou vendeuses. Des jeunes filles et des fillettes d'une douzaine d'années dansent entre elles, tandis que les jeunes garçons se poursuivent et se bousculent entre les couples.

Debout, au bord de la piste, formant une masse sombre, un groupe d'hommes plus âgés, qui regardent, sans parler : tous autour de la trentaine, ils portant le béret et un costume sombre, de coupe démodée. Comme happés par la tentation d'entrer dans la danse, ils avancent, resserrant l'espace laissé aux danseurs. Ils sont là, tous les célibataires. Les hommes de leur âge qui sont déjà mariés ne vont plus au bal. Ou, seulement lors de la grande fête du village, le comice agricole : ce jour-là tout le monde est "sur la place de la promenade" et tout le monde danse, même les "vieux." Les célibataires, eux, ne dansent pas davantage. Ces soirs-là, on les remarque moins : tout le village est là, hommes et femmes, les uns pour boire un coup avec les amis, les autres pour épier, cancaner et faire des conjectures sur les mariages possibles.

Dans les bals comme celui de la Noël ou du Premier de l'an, ils n'ont rien à faire. Ce sont des bals faits "pour les jeunes," c'est-à-dire ceux qui ne sont pas mariés ; ils n'ont plus l'âge, mais ils sont et se savent "immariables." Ce sont des bals où l'on vient pour danser ; or ils ne danseront pas. De temps en temps, comme pour dissimuler leur gêne, ils échangent quelques plaisanteries ou chahutent un peu.

Une marche : une jeune fille s'avance vers le coin des célibataires, et appelle l'un d'eux à danser avec elle. Il résiste, gêné et ravi. Il fait un tour, accentuant à dessein sa maladresse et sa lourdeur, un peu comme font les vieux quand ils dansent le jour du comice, et adresse des clins d'œil à ses copains. La danse finie, il va s'asseoir et ne dansera plus. "Celui-là, me dit-on, c'est le fils An... (un gros propriétaire) ; la fille qui est venue le chercher est une voisine. Elle lui a fait faire un tour de danse pour lui faire plaisir." Tout rentre dans l'ordre. Ils resteront là, jusqu'à minuit, parlant à peine, dans la lumière et le bruit du bal, le regard sur les filles inaccessibles. »

Dans un article récent, une journaliste du quotidien *Libération* décrivait quant à elle, dans la région parisienne des années 2000, le degré auquel l'âge disqualifie les femmes comme conjointes aux yeux des hommes, même lorsque ces derniers sont relativement âgés (Coq-Chodorge 2005).

« Dans un sous-sol parisien aux tentures noircies et aux gros fauteuils de velours rouge râpé, une soirée de célibataires organisée par un site de rencontres. Des informaticiens et des secrétaires de direction de 25-35 ans folâtraient sur des tubes consensuels. Des hommes d'un certain âge se frottaient à la jeunesse, sans un regard pour les dizaines de femmes de leur âge, cabossées d'amertume. Nicole, 59 ans, désespère : "Comment faire pour rencontrer des hommes de mon âge ?" La question mérite une réponse. Pour commencer, les statistiques jouent contre Nicole : le divorce explose chez les plus de 50 ans (les fameux "seniors"), et il y a deux fois plus de femmes célibataires que d'hommes chez les 60-64 ans. [...]

Au final, pour se refaire une seconde vie à deux, la valeur sûre reste le dancing. [...] Mais il faut se méfier des apparences : ici, rien n'est simple. Sur un air de tango se joue une sanglante guerre des sexes. Dans un coin de la piste, une dizaine d'hommes debout, en meute, solitaires, guettent les femmes attablées par groupes de deux, trois ou quatre. Les hommes invitent, les femmes attendent. Il est minuit passé. Marie-Hélène et Dolly, 58 et 57 ans, n'ont toujours pas dansé. Les hommes sont des goujats : "Ils vous envoient balader dès que vous refusez de vous laisser coller un peu trop. On a bien fait quelques rencontres depuis notre divorce," dit Dolly, avant de se lever brusquement et de se noyer dans la foule. Marie-Hélène vend la mèche : "Elle avait rencontré quelqu'un et a vécu trois ans de mensonges. Il vivait encore chez sa femme." Les hommes ne se défendent pas, ils s'assument en chasseurs de femmes. Monsieur Bruno, costume et noeud papillon, cinquante-cinq ans de célibat, deux à trois maîtresses en permanence, rentre tous les soirs accompagné. Ses ficelles sont tordues : "Si l'on prend les femmes avec tendresse, elles ne sont pas si farouches. Moi, en dansant, je fais du joue contre joue. Si une femme refuse, je passe à une autre. Et je n'invite jamais au restaurant avant d'avoir câliné !" Et de conclure avec la précision du scientifique : "90 % des femmes sont intéressées." Victor, retraité de 65 ans, n'a pas un rond, le dit tout net aux femmes qu'il rencontre, et enchaîne les aventures depuis son divorce : "C'est facile de rencontrer des femmes. Je plais beaucoup à celles de mon âge... Mais moi, elles ne me plaisent plus. Ma copine a dix ans de moins que moi."

Les hommes disposent, et les femmes désespèrent. Simone Bibal, 61 ans, journaliste et divorcée, a écrit un livre pour consoler et secouer sa flopée de copines malades de solitude. Pour les vacciner de l'idéal amoureux, elle énumère des vraies vies de femmes brisées, tyrannisées par des maris machos, volages, violents. Amère, parano, misandre ? "Faux ! S'il y a tant de femmes seules aujourd'hui, c'est qu'il s'est passé

quelque chose. Nous ne sommes pas toutes des folles, quand même ! Il est visiblement impossible de trouver des hommes gentils et respectueux. Et à partir d'un certain âge, leur libido est plus excitée par les jeunes femmes. Ne pas voir cela, c'est se battre contre des moulins à vent." Elle a pris le parti d'en rire et d'assumer une autonomie chèrement acquise. "Comment retrouver un statut, une estime de soi autrement qu'en trouvant un homme ? En ayant une vie sociale riche, au moins avec ses semblables, des activités intellectuelles, manuelles, en travaillant comme on peut." Que répond Simone à Nicole, l'égarée en soirée de célibataires ? "Cessez de chercher un homme de votre âge. Quand il n'y a pas d'eau dans le désert, on fait sans." »

viii. Les possibles prolongements de la thèse

Si, en testant empiriquement des modèles et des mécanismes explicatifs dérivés de la théorie du choix rationnel, cette thèse a permis de rendre compte de plusieurs phénomènes concernant la formation et la dissolution des couples en France dans la seconde moitié du XX^e siècle, il ne s'ensuit pas pour autant qu'elle a épuisé un tel programme de recherche. Plus précisément, les recherches menées au cours de cette thèse pourraient être étendues de deux façons au moins.

Tout d'abord, cette thèse a été l'occasion de mettre en avant deux phénomènes relativement énigmatiques, qu'il conviendrait d'essayer de mieux comprendre. Comment expliquer la baisse biséculaire de l'âge des hommes et des femmes au premier mariage, avant sa remontée à partir du début des années 1970 ? Il s'agit là d'une énigme que, selon nous, pourraient traiter des historiens démographes, peut-être en utilisant l'enquête de l'INED sur *La population de la France de Louis XIV à la Restauration* (1958). Et comment expliquer – par un autre mécanisme que ceux dont nous avons vus qu'ils n'étaient guère validés empiriquement – la hausse du rythme de croissance de la divortialité depuis la seconde moitié des années 1960 ?

Ensuite, la démarche qui a guidé cette thèse pourrait être étendue à des sujets de sociologie de la famille ou de démographie qui sont connexes à ceux de formation et de dissolution des couples. On pense ici bien sûr à une évaluation de la capacité de divers modèles issus de la théorie du choix rationnel à expliquer les variations d'intensité et de calendrier de la fécondité, que ce soit au fil du temps, entre sociétés ou entre couples d'une même société (Hotz, Klerman 1997 ; Schultz 1997 ; Schultz 2001 ; Ermisch 2001). Mais on peut aussi penser à une évaluation de la capacité de la théorie du choix rationnel à expliquer, par exemple, « pourquoi le nombre d'avortements n'a pas baissé en France depuis 30 ans » (Bajos *et al.* 2004). En effet, dans l'optique de la théorie du choix rationnel, la possibilité d'interrompre volontairement sa grossesse étant assimilable à une assurance contre les conséquences du risque de grossesse non désirée, il ne serait pas étonnant que – comme toute

assurance – elle conduise à des comportements « d'aléa moral » qui consistent en ce que, une fois assurés contre un risque, les assurés prennent plus de risques. Ainsi serait-il envisageable qu'une fois assurées – grâce à la libéralisation de l'IVG – contre le risque de mener à terme une grossesse non désirée, les femmes prennent moins de précautions pour éviter toute conception non désirée.

Annexe

VOS PARENTS

17 a. COMBIEN VOTRE MÈRE A-T-ELLE EU D'ENFANTS, Y COMPRIS VOUS-MÊME ET CEUX QUI SONT MAINTENANT DÉCÉDÉS ? garçons et... filles

b. Et, parmi ces enfants, COMBIEN DE GARÇONS ET COMBIEN DE FILLES SONT NÉS AVANT VOUS ? (si aucun, notez 0) garçons et... filles

18 QUELQUES QUESTIONS SUR VOS PARENTS (ou sur les personnes qui vous ont élevée)

| Si vous ne savez pas, notez NSP | Où sont-ils nés ? Département (ou région), pays pour l'étranger <i>Si vous ne savez pas le pays, notez « à l'étranger »</i> | Quelle profession exercent-ils (ou exerçaient-ils avant leur retraite) ? | Étaient-ils ? + Salariés en entreprise + Fonctionnaires + À leur compte, aidés familiaux | Sont-ils vivants ? Notez Oui ou Non | Si non |
|---|--|---|--|--|-----------------------------------|
| | | | | | Année du décès (environ) |
| VOTRE PÈRE ou l'homme qui vous a élevée | | | <input type="checkbox"/> 1. En entreprise <input type="checkbox"/> 2. Fonctionnaire <input type="checkbox"/> 3. À son compte | | 19 |
| VOTRE MÈRE ou la femme qui vous a élevée | | | <input type="checkbox"/> 1. En entreprise <input type="checkbox"/> 2. Fonctionnaire <input type="checkbox"/> 3. À son compte | | 19 |

TRANSMISSION FAMILIALE DES LANGUES ET DES PARLERS

19 EN QUELLES LANGUES, DIALECTES OU « PATOIS », VOS PARENTS VOUS PARLAIENT-ILS D'HABITUDE QUAND VOUS ÉTIEZ ENFANT, VERS L'ÂGE DE 5 ANS ?

| | 1 - vous parlez d'habitude en... | 2 - et aussi en... |
|---|----------------------------------|----------------------|
| VOTRE PÈRE ou l'homme qui vous a élevée | <input type="text"/> | <input type="text"/> |
| VOTRE MÈRE ou la femme qui vous a élevée | <input type="text"/> | <input type="text"/> |

Exemples : ALSACIEN, BASQUE, BRETON, CATALAN, CORSE, CRÉOLE, FLAMAND, GALLO, OCCITAN, PICARD, PLATT, PROVENÇAL, ARABE, ESPAGNOL, KABYLE, PORTUGAIS, LANGUE DES SIGNES (LSF)...

- Pour le FRANÇAIS, notez simplement « F »
- En cas de dialecte ou « patois », précisez de quel endroit (PICARDIE, BÉARN, ROUERGUE, MOSELLE...)
- Pour les langues étrangères, ne notez pas la nationalité mais la langue.
Exemples : ne dites pas Algérien, Marocain, Sénégalais, mais ARABE, KABYLE, WOLOF, etc.

20 EN QUELLES LANGUES, DIALECTES OU « PATOIS », PARLIEZ-VOUS À VOS JEUNES ENFANTS, QUAND ILS AVAIENT 5 ANS (ou leur parlez-vous maintenant s'ils sont plus jeunes) ?

1 - Vous leur parlez d'habitude en...

2 - Et aussi en...

Si vous n'avez pas eu d'enfant, cochez cette case :

21 ET ACTUELLEMENT, VOUS A RIVÉ-T-IL DE DISCUTER AVEC DES PROCHES (conjoint, parents, amis, collègues, commerçants...) DANS D'AUTRES LANGUES QUE LE FRANÇAIS ?

OUI 1 → Si oui : laquelle ou lesquelles ?

NON 2

3.

4.

22 SOUHAITEZ-VOUS RETOURNER VIVRE UN JOUR DANS LA RÉGION DE VOTRE ENFANCE (que ce soit en France ou ailleurs) ?

1 OUI 2 NON 3 Vous ne savez pas 4 Vous y vivez déjà

Enquête Familiale

ÉTUDE DE L'HISTOIRE FAMILIALE

APRÈS
NAISSANCE

33cf

Questionnaire
destiné au
Département
de Démographie
de l'INSEE

Coin à remplir par l'agent receveur

| | | |
|----------------------|--------------------------|--|
| <input type="text"/> | <input type="checkbox"/> | Numero du district |
| <input type="text"/> | <input type="checkbox"/> | Rank de l'établissement dans le district |
| <input type="text"/> | <input type="checkbox"/> | Rank de l'individu dans l'établissement |

RÉPUBLIQUE
FRANÇAISE

1999

BULLETIN ANONYME DESTINÉ AUX FEMMES

- À remplir par toute femme âgée de 18 ans ou plus au 1^{er} janvier 1999 (née avant 1981), qu'elle soit seule ou en couple.
- Si plusieurs femmes de 18 ans ou plus vivent dans le logement, chacune remplira un imprimé.

Pour comprendre la raison d'être de certaines questions, lisez la notice « Une étude de l'histoire familiale, pourquoi ? »

1 DATE DE NAISSANCE : née le... jour mois année

2 AVEZ-VOUS EU DES ENFANTS ? En comptant tous les enfants que vous avez EUS ou ADOPTÉS, y compris ceux qui seraient décédés

OUI 1 → Si oui : COMBIEN ?

NON 2 → Si non, allez à la page suivante

3 PRÉCISEZ LA SITUATION DE CHACUN DE VOS ENFANTS, EN COMMENÇANT PAR LE PLUS ÂGÉ (une ligne par enfant)

| PRÉNOM | SEXE <i>Notez M pour masculin, F pour féminin</i> | DATE DE NAISSANCE (mois et année) | | Si c'est un enfant que vous avez adopté, quand a-t-il commencé à vivre chez vous ? <i>Notez</i> Du/ou Non | L'enfant est-il né en France métropolitaine ? <i>Notez</i> Du/ou Non | Si l'enfant n'habite plus avec vous : | | S'il est décédé : | |
|--------|--|--------------------------------------|-------|---|--|--|--|--|--|
| | | Mois | Année | | | À quel âge environ a-t-il cessé de vivre habituellement avec vous ? <i>Notez</i> À l'âge de... | Vétil en France métropolitaine ? <i>Notez</i> Oui/ou Non | Était-il décédé dès la naissance ? <i>Notez</i> Oui/ou Non | Si non : À quel âge est-il décédé ? <i>Notez</i> d'un an, notez 0 an |
| 1. | | | | | | | | | |
| 2. | | | | | | | | | |
| 3. | | | | | | | | | |
| 4. | | | | | | | | | |
| 5. | | | | | | | | | |
| 6. | | | | | | | | | |
| 7. | | | | | | | | | |
| 8. | | | | | | | | | |
| 9. | | | | | | | | | |
| 10. | | | | | | | | | |

Si vous avez eu plus de 10 enfants, demandez un deuxième imprimé.

Questionnaire confidentiel destiné au Département de Démographie de l'INSEE. Vu l'avis favorable du Conseil national de l'Information Statistique, cette enquête est reconnue d'intérêt général. Ce bulletin n'a pas de caractère obligatoire.

Loi n° 69-301 DC, Valable pour l'année 1969. Loi n° 78-17 du 6 janvier 1978 relative à l'Informatique, aux fichiers et aux libertés. S'applique aux réponses faites à la présente enquête. Il est garanti aux personnes concernées un droit d'accès et de rectification pour les données les concernant. Ce droit peut être exercé auprès de directeur régional de l'Insee.

LES AUTRES ENFANTS QUI VIVENT (ou ont vécu) AVEC VOUS

4 EN DEHORS DE VOS PROPRES ENFANTS AVEZ-VOUS ÉLEVÉ OU ÉLEVEZ-VOUS ENCORE DES ENFANTS DE VOTRE CONJOINT (marié ou non) OU D'UN EX-CONJOINT ?

OUI 1 → Si oui : COMBIEN ?

NON 2 → Si non, aller à la question 6

5 PRÉCISEZ LA SITUATION DE CES ENFANTS en commençant par le plus âgé (une ligne par enfant)

| PRÉNOM | SEXE Noter M pour masculin, F pour féminin | DATE DE NAISSANCE | | Quand cet enfant a-t-il commencé à vivre avec vous ? | | L'enfant est-il né en France métropolitaine ? Noter Oui ou Non | Si l'enfant n'habite plus avec vous : | | S'il est décédé : À quel âge est-il décédé ? Si moins d'un an, noter 0 an |
|--------|---|-------------------|-------|--|-------|---|---|------------------|---|
| | | Mois | Année | Mois | Année | | À quel âge environ a-t-il cessé de vivre habituellement avec vous ? | | |
| | | | | | | | À l'âge de ... | Noter Oui ou Non | |
| 1. | | | | | | | | | |
| 2. | | | | | | | | | |
| 3. | | | | | | | | | |

Si vous avez élevé plus de 3 enfants venant d'un conjoint, utiliser un deuxième imprimé.

6 AVEZ-VOUS ACCUEILLI CHEZ VOUS, PENDANT AU MOINS SIX MOIS, D'AUTRES ENFANTS (petits-enfants, neveux ou nièces, enfants placés chez vous...) ?

OUI 1
NON 2

7 AVEZ-VOUS DES PETITS-ENFANTS ? (enfants de vos propres enfants) ?

OUI 1 → Si oui :
Combien en tout ?
NON 2 → Quel âge a l'aîné ?

8 ET AVEZ-VOUS DES ARRIÈRE-PETITS-ENFANTS (enfants de vos petits-enfants) ?

OUI 1 → Si oui :
Combien en tout ?
NON 2 → Quel âge a l'aîné ?

VOTRE VIE PROFESSIONNELLE

9 a. À QUEL ÂGE AVEZ-VOUS CESSÉ DE FRÉQUENTER RÉGULIÈREMENT L'ÉCOLE OU L'UNIVERSITÉ (pour la première fois) ? À l'âge de ...
Si vos études initiales sont en cours, cochez cette case :

b. À QUEL ÂGE AVEZ-VOUS TRAVAILLÉ POUR LA PREMIÈRE FOIS pendant au moins trois mois de suite ? À l'âge de ...
Si vous n'avez jamais eu d'activité professionnelle, cochez cette case : et aller à la page suivante.

10 Si vous ne travaillez plus actuellement, EN QUELLE ANNÉE AVEZ-VOUS ARRÊTÉ ? En 19
Si vous continuez de travailler, cochez cette case :

11 VOUS EST-IL ARRIVÉ D'INTERROMPRE VOTRE ACTIVITÉ PROFESSIONNELLE OU D'ÊTRE AU CHÔMAGE PENDANT AU MOINS 2 ANS ? (sans compter l'arrêt actuel si vous ne travaillez plus)

OUI 1 → Si oui, vous vous êtes arrêté... de 19 à 19
NON 2 → puis de 19 à 19

336 page 2

LES ÉTAPES DE VOTRE VIE FAMILIALE

12 À QUEL ÂGE AVEZ-VOUS CESSÉ DE VIVRE AVEC VOS PARENTS, pour la première fois ? (ne comptez pas la pension ou l'invalidité comme un départ) À l'âge de ...
Si vous n'êtes jamais partie, cochez cette case :

13 VIVEZ-VOUS ACTUELLEMENT EN COUPLE, marié ou non (même si votre conjoint occupe un autre logement pour des raisons professionnelles) ?

OUI 1
NON, mais vous l'avez fait dans le passé 2 → Allez à la question 14
NON, vous n'avez JAMAIS vécu en couple 3 → Dans ce cas, aller à la page suivante

14 LES PRINCIPALES DATES DE LA VIE EN COUPLE
Par « vie en couple », nous entendons la vie commune sous le même toit, pendant 6 mois ou davantage, avec ou sans mariage.
• Si vous avez vécu une seule période de vie en couple, utilisez la première ligne.
• Si vous en avez vécu plusieurs, partez seulement de la première et de la dernière.

| PÉRIODE DE VIE EN COUPLE, avec ou sans mariage | Quand cette période de vie en couple a-t-elle commencé environ ? | | Avant de vivre avec votre conjoint avait-il déjà des enfants ? Noter Oui ou Non | Si oui : combien sont venus vivre avec vous ? | Si vous vous êtes marié avec ce conjoint, quelle est la date du mariage ? | | Si votre union est rompue : | | Si votre conjoint est décédé : | | |
|--|--|-------|--|---|---|-------|-----------------------------|-------|--------------------------------|-------|------|
| | Mois | Année | | | Mois | Année | Mois | Année | Mois | Année | Mois |
| La première ou unique | | | | | | | | | | | |
| La dernière | | | | | | | | | | | |

15 COMBIEN DE FOIS VOUS ÊTES-VOUS MARIÉE ? fois

16 QUELQUES PRÉCISIONS SUR VOTRE CONJOINT ACTUEL, MARIÉ OU NON, ou votre DERNIER CONJOINT, si vous ne vivez plus en couple

a. QUELLE EST SA DATE DE NAISSANCE (mois, année) ? 1
Mois Année

b. SON DÉPARTEMENT OU SON PAYS DE NAISSANCE (pays pour l'étranger, territoire pour les TOM) ?

c. AVANT DE VIVRE AVEC VOUS, AVAIT-IL DÉJÀ ÉTÉ MARIÉ ? OUI 1 → Si oui : était-il... ? veuf 1 marié 2 divorcé 3
NON 2

d. QUELLE EST ou quelle était SA PROFESSION ?
N'écrivez pas « chômeur », « retraité » ou « décédé » mais notez bien la DERNIÈRE profession connue

e. TRAVAILLE-T-IL (ou TRAVAILLAIT-IL) ?

- Comme salarié d'une entreprise (publique ou privée) ... 1 y compris SNCF, EDF, France Telecom, Sécurité Sociale
- Comme salarié de l'État ou des collectivités locales ... 2 y compris Poste, hôpitaux publics, offices HLM
- À son compte ou en aidant un membre de sa famille ... 3

336 page 3

Bibliographie

- AARKSAUG WIIK, Kenneth. 'You'd Better Wait!' – Socio-economic Background and Timing of First Marriage versus First Cohabitation. *European Sociological Review*, 2009, vol. 25, n°2, p. 139-153.
- ABELA, Anthony M. Who Wants Divorce? Marriage Values and Divorce in Malta and Western Europe. *International Review of Sociology*, 2001, vol. 11, n°1, p. 75-87.
- ABELL, Peter. Rational Choice Theory in Sociology. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 12768-12771.
- ADLER, Laure. *Secrets d'alcôve. Histoire du couple de 1830 à 1930*. Paris: Hachette, 1983, 241p.
- AKERLOF George A., YELLEN Janet L., KATZ Michael L. An Analysis of Out-of-Wedlock Childbearing in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, vol. 111, n°2, p. 277-317.
- ALAM Nurul, SAHA Sajal K., VAN GINNEKEN Jeroen K. Determinants of Divorce in a Traditional Muslim Community in Bangladesh. *Demographic Research*, 2000, vol. 3, art. 4.
- ALGAVA, Élisabeth. Les familles monoparentales : des caractéristiques liées à leur histoire familiale. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 251-271.
- ALIAGA, Christel. Conciliation entre vie professionnelle et vie familiale : des écarts entre les hommes et les femmes. *Statistiques en bref – Population et conditions sociales*, Eurostat, 2005.
- ALLEN, Douglas W. "What Does She See in Him?" The Effect of Sharing on the Choice of Spouse. *Economic Inquiry*, 1992, vol. 30, n°1, p. 57-67.
- ALLEN Douglas W., BRINIG Margaret. Sex, Property Rights, and Divorce. *European Journal of Law and Economics*, 1998, vol. 5, p. 211-233.
- ALLISON, Paul D. Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data. Londres: Sage, 1984, 87p.
- ALLISON, Paul D. Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. *Sociological Methodology*, 1982, vol. 13, p. 61-98.
- AMAR Élise, GUÉRIN Sophie. Se marier ou non : le droit fiscal peut-il aider à choisir ? *Économie et statistique*, 2007, n°401, p. 23-37.
- AMATO, Paul R. The Consequences of Divorce for Adults and Children. *Journal of Marriage and the Family*, 2000, vol. 62, n°4, p. 1269-1287.
- AMATO Paul R., ROGERS Stacy J. A Longitudinal Study of Marital Problems and Subsequent Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 1997, vol. 59, n°3, p. 612-624.
- ANDERSON, Kermyt G. How Well Does Paternity Confidence Match Actual Paternity? *Current Anthropology*, 2006, vol. 47, n°3, p. 513-520.
- ANDERSON, Elizabeth. Beyond Homo Economicus: New Developments in Theories of Social Norms. *Philosophy and Public Affairs*, 2000, vol. 29, n°2, p. 170-200.
- ANDERSON, Barbara A. Regional and Cultural Factors in the Decline of Marital Fertility in Europe. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 293-313.

- ANDERSSON, Gunnar. Dissolution of Unions in Europe: A Comparative Overview. *Max Planck Institute for Demographic Research Working Paper*, février 2003.
- ANDERSSON, Gunnar. Divorce-Risk Trends in Sweden 1971-1993. *European Journal of Population*, 1995, n°11, p. 293-311.
- ANDERSSON Gunnar, NOACK Turid, SEIERSTAD Ane, WEEDON-FEKJÆR Harald. The Demographics of Same-Sex Marriages in Norway and Sweden. *Demography*, 2006, vol. 43, n°1, p79-98.
- ANDRÉ DE MILLERET Véronique, KHANINE Anne-Françoise. Le divorce, côté femmes. Témoignage d'une avocate. *Lunes*, 1999, n°7, p. 18-25.
- ANDREONI, James. Philanthropy, Economics of. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 11369-11376.
- ANDRESS Hans-Jürgen, LINGNAU Andreas. Who Makes the First Step? Determinants of Divorce Initiative. Article présenté à la *Third Conference of the European Research Network on Divorce*, 2004.
- ANTOINE, Philippe. L'approche biographique et ses possibilités pour l'analyse des systèmes de genre. Document de travail DIAL / Unité de recherche CIPRE, 2002.
- ANXO Dominique, FLOOD Lennart, KOCOGLU Yusuf. Offre de travail et répartition des activités domestiques et parentales au sein du couple : une comparaison entre la France et la Suède. *Économie et statistique*, 2002, n°352-353, p. 127-150.
- AOKI, Kenichi. Genetics and Mate Choice. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 6127-6130.
- ARON Arhur P., LEWANDOWSKI Gary W. Interpersonal Attraction, Psychology of. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 7860-7862.
- AUDIRAC, Pierre-Alain. Cohabitation et mariage : qui vit avec qui ? *Économie et statistique*, 1982, n°145, p. 41-59.
- AUDIRAC Pierre-Alain, GALANT Colette. De moins en moins de familles nombreuses. *Économie et statistique*, 1987, n°204, p. 7-19.
- AUSTRALIAN BUREAU OF STATISTICS. Divorces, Australia, 2005. Tableau disponible sur Internet à l'adresse : <http://www.abs.gov.au/AUSSTATS/abs@.nsf/DetailsPage/3307.0.55.0012005?OpenDocument>.
- AVDEEV Alexandre, MONNIER Alain. La nuptialité russe : une complexité méconnue. *Population*, 1999, vol. 54, n°4/5, p. 635-676.
- BACHRACH Christine, HINDIN Michelle J., THOMSON Elizabeth. The Changing Scope of Ties that Bind: An Overview and Synthesis. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 3-16.
- BACHU, Amara. Trends in Premarital Childbearing: 1930 to 1994. *Current Population Reports*, 1999, P23-197, p. 1-10.
- BACLET Alexandre, DELL Fabien, WROHLICH Katharina. Composantes familiales des impôts sur le revenu en Allemagne et en France: les différences pertinentes. *Economie et statistique*, 2007, n°401, p. 39-59.
- BAECHLER Jean, CHAZEL François, KAMRANE Ramine. *L'acteur et ses raisons. Mélanges en l'honneur de Raymond Boudon*. Paris : PUF, 2000, 376p.

- BAJOS Nathalie, MOREAU Caroline, LERIDON Henri, FERRAND Michèle. Pourquoi le nombre d'avortements n'a-t-il pas baissé en France depuis 30 ans ? *Population et sociétés*, 2004, n°407, p. 1-4.
- BAKER Matthew J., JACOBSEN Joyce P. Marriage, Specialization, and the Gender Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 2007, vol. 25, n°4, p. 763-793.
- BALDI Stefano, CAGIANO DE AZEVEDO Raimondo. Eléments d'introduction aux politiques de population. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 7.
- BARBIERI Magali, HERTRICH Véronique. Écarts d'âge entre conjoints et pratique contraceptive en Afrique sub-saharienne. *Population*, 2005, vol. 62, n°5-6, p. 725-764.
- BARBUT, Marc. Les mathématiques et les sciences humaines. Esquisse d'un bilan. *L'acteur et ses raisons. Mélanges en l'honneur de Raymond Boudon* / ed. par Jean BAECHLER, François CHAZEL, Ramine KAMRANE. Paris : PUF, 2000, p. 205-224.
- BARD Christine, MOSSUZ-LAVAU Janine. *Le planning familial : histoire et mémoire, 1956-2006*. Rennes : Presses universitaires de Rennes, 2007, 209p.
- BARDET Jean-Pierre, DUPÂQUIER Jacques. *Histoire des populations de l'Europe. III. Les temps incertains, 1914-1998*. Paris : Fayard, 1999, 792p.
- BARDET Jean-Pierre, DUPÂQUIER Jacques. *Histoire des populations de l'Europe. II. La révolution démographique, 1750-1914*. Paris : Fayard, 1998, 647p.
- BARDET Jean-Pierre, DUPÂQUIER Jacques. *Histoire des populations de l'Europe. I. Des origines aux prémices de la révolution démographique*. Paris : Fayard, 1997, 660p.
- BARON James N., HANNAN Michael T. The Impact of Economics on Contemporary Sociology. *Journal of Economic Literature*, 1994, vol. XXXII, p. 1111-1146.
- BARRE, Corinne. 1,6 million d'enfants vivent dans une famille recomposée. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 273-281.
- BARRE Corinne, VANDERSCHULDEN Mélanie. L'enquête « Étude de l'Histoire Familiale » de 1999. Résultats détaillés. *Insee Résultats*, n°33, 2004.
- BASTARD, Benoît. *Les démarieurs: enquête sur les nouvelles pratiques du divorce*. Paris : La Découverte, 2002, 194p.
- BASU Ananya, DAS GUPTA Monica. Family Systems and the Preferred Sex of Children. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5350-5357.
- BATTAGLIOLA, Françoise. *La fin du mariage ? Jeunes couples des années 80*. Paris : Syros, 1988, 142p.
- BAWIN-LEGROS, Bernadette. *Familles, mariage, divorce : une sociologie des comportements familiaux contemporains*. Liège : Mardaga, 1988, 213p.
- BEAUCHAMP, Alan J. Causes of Divorce. *International Encyclopedia of Sociology* / ed. par Héctor L. DELGADO, Frank N. MAGILL, 1995.
- BEAUMEL Catherine, KERJOSSE Roselyne, TOULEMON Laurent. Des mariages, des couples et des enfants. *INSEE Première*, janvier 1999, n°624.
- BECKER, Gary S. *A Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1991, 304p.
- BECKER Gary S. On the Economics of the Family: Reply to a Skeptic. *The American Economic Review*, juin 1989, vol. 79, n°3, p. 514-518.
- BECKER, Gary S. Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 1985, vol. 3, n°1, p. S33-S58.
- BECKER, Gary S. A Theory of Marriage: Part II. *The Journal of Political Economy*, 1974, vol. 82, n°2, p. S11-S26.

- BECKER, Gary S. A Theory of Marriage: Part I. *The Journal of Political Economy*, 1973, vol. 81, n°4, p. 813-846.
- BECKER, Gary S. A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 1965, vol. 75, n°299, p. 493-517.
- BECKER Gary S., POSNER Richard A. Cross-Cultural Differences in Family and Sexual Life. An Economic Analysis. *Rationality and Society*, 1993, vol. 5, n°4, p. 421-431.
- BECKER Gary S., LANDES Elisabeth M., MICHAEL Robert T. An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, 1977, vol. 85, n°6, p. 1141-1187.
- BEHRMAN, Jere R. Intrahousehold Distribution and the Family. *Handbook of Population and Family Economics* / ed. par Mark K. ROSENZWEIG, Oded STARK. Amsterdam: Elsevier, 1997, p.125-187.
- BEILLEVAIRE, Patrick. La famille, instrument et modèle de la nation japonaise. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités* / ed. par André BURGUIÈRE, Christiane KLAPISCH-ZUBER, Martine SEGALIN, Françoise ZONABEND. Paris : Armand Colin, 1986, p. 315-350.
- BELHADJ, Marnia. Choix du conjoint et stratégies matrimoniales des jeunes femmes françaises d'origine algérienne. *Revue européenne des migrations internationales*, 2003, n°19, p. 195-222.
- BELLIOU, Nicolas. Cinq années d'application du pacte civil de solidarité en France : bilan statistique et disparités géographiques. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 253-270.
- BELMOKHTAR, Zakia. Les annulations de mariage en 2004. *Infostat Justice*, août 2006, n°90.
- BELMOKHTAR, Zakia. *Les divorces en 1996. Une analyse statistique des jugements prononcés*. Études et statistiques Justice, 1996, n°14.
- BENHAM, Lee. Benefits of Women's Education Within Marriage. *Journal of Political Economy*, 1974, vol. 82, n°2, p. S57-S71.
- BERGOUIGNAN, Christophe. Âge à la fin des études et arrivée du premier enfant. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 377-411.
- BERGSTROM, Theodore C. A Survey of Theories of the Family. *Handbook of Population and Family Economics* / ed. par Mark K. ROSENZWEIG, Oded STARK. Amsterdam: Elsevier, 1997, p. 21-79.
- BERGSTROM, Theodore C. Economics in a Family Way. *Journal of Economic Literature*, 1996, vol. 34, p. 1903-1934.
- BERGSTROM Theodore C., SCHOENI Robert F. Income Prospects and Age at Marriage. *Journal of Population Economics*, 1996, n°9, p. 115-130.
- BERGSTROM Theodore C., BAGNOLI Mark. Courtship as a Waiting Game. *Journal of Political Economy*, 1993, vol. 101, n°1, p. 185-202.
- BERGSTROM Carl T., REAL Leslie A. Towards a Theory of Mutual Mate Choice: Lessons from Two-Sided Matching. *Evolutionary Ecology Research*, 2000, vol. 2, p. 493-508.

- BERK Richard A., FENSTERMAKER BERK Sarah. Supply-Side Sociology of the Family: The Challenge of the New Home Economics. *Annual Review of Sociology*, 1983, vol. 9, p. 375-395.
- BERNAND Carmen, GRUZINSKI Serge. Les enfants de l'Apocalypse : la famille en Méso-Amérique et dans les Andes. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités* / ed. par André BURGUIÈRE, Christiane KLAPISCH-ZUBER, Martine SEGALEN, Françoise ZONABEND. Paris : Armand Colin, 1986, p. 205-277
- BERNASCO Wim, DE GRAAF Paul M., ULTEE Wout C. Coupled Careers. Effects of Spouse's Resources on Occupational Attainment in the Netherlands. *European Sociological Review*, 1998, vol. 14, n°1, p. 15-31.
- BERTILLON, Jacques. *Étude démographique du divorce et de la séparation de corps dans les différents pays de l'Europe*. Paris : Masson, 1883, 178p.
- BESTARD-CAMPS, Joan. Marriage. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 9258-9261.
- BETZIG, Laura. Causes of Conjugal Dissolution: A Cross-Cultural Study. *Current Anthropology*, 1989, vol. 30, n°5, p. 654-676.
- BIÉGELMANN-MASSARI, Michèle. Les dispenses civiles au mariage de 1960 à 1992. I. Le choix d'un parent pour conjoint. *Population*, 1996, n°1, p. 61-91.
- BIÉGELMANN-MASSARI, Michèle. Les dispenses civiles au mariage de 1960 à 1992. II. Le mariage posthume : mariage de raison ou mariage d'amour ? *Population*, 1996, n°2, p. 369-396.
- BIGOT Régis, PIAU Claire. Les opinions des femmes et des hommes sont-elles semblables ou différentes ? *Cahier de recherche, CRÉDOC*, 2004, n°195, 98p.
- BILLIG, Michael S. The Marriage Squeeze on High-Caste Rajasthani Women. *The Journal of Asian Studies*, 1991, vol. 50, n°2, p. 341-360.
- BIRNBAUM, Michael H. Decision and Choice: Paradoxes of Choice. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3286-3291.
- BITTLES, Alan H. Incest, Inbreeding, and their Consequences. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 7254-7259.
- BLACKBURN Susan, BESSELL Sharon. Marriageable Age: Political Debates on Early Marriage in Twentieth-Century Indonesia. *Indonesia*, 1997, n°63, p. 107-141.
- BLAU, Francine D. Economics of Gender. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5995-6002.
- BLAU Francine D., FERBER Marianne A., WINKLER Anne E. *The Economics of Women, Men, and Work*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2002, 446p.
- BLAYO, Chantal. Évolution des désunions en France depuis 1950. *Population*, 1973, n°3, p. 604-619.
- BLAYO, Chantal. La constitution de la famille en France depuis 1946. *Population*, 1986, n°4/5, p. 721-747.
- BLAYO Chantal, BERGOUIGNAN Christophe. Fécondité et pression sociale en France dans les cinquante dernières années. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 273-332.

- BLAYO Chantal, FESTY Patrick. Les divorces en France. Évolution récente et perspectives. *Population*, 1976, n°3, p. 617-648.
- BLEDSOE, Caroline. Fertility and Culture: Anthropological Insights. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5517-5522.
- BLÖSS, Thierry. *La dialectique des rapports hommes-femmes*. Paris : PUF, 2001, 285p.
- BLÖSS Thierry, FRICKEY Alain, NOVI Michel. Modes d'entrée dans la vie adulte et trajectoires sociales des femmes mariées. *Population*, 1994, n°3, p. 637-656.
- BLOSSFELD, Hans-Peter. Macro-Sociology, Rational Choice Theory, and Time: A Theoretical Perspective on the Empirical Analysis of Social Processes. *European Sociological Review*, 1996, vol. 12, n°2, p. 181-206.
- BLOSSFELD, Hans-Peter. *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies*. Oxford: Westview Press, 1995, 266p.
- BLOSSFELD, Hans-Peter. Changes in the Process of Family Formation and Women's Growing Economic Independence: A Comparison of Nine Countries. *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies* / ed. par Hans-Peter BLOSSFELD. Oxford: Westview Press, 1995, p. 3-32.
- BLOSSFELD Hans-Peter, TIMM Andreas. *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*. Londres: Kluwer Academic Publishers, 2003, 342p.
- BLOSSFELD Hans-Peter, TIMM Andreas. Assortative Mating in Cross-National Comparison: A Summary of Results and Conclusions. *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies* / ed. Par Hans-Peter BLOSSFELD, Andreas TIMM. Londres: Kluwer Academic Publishers, 2003, p. 331-342.
- BLOSSFELD Hans-Peter, PREIN Gerald. *Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis*. Boulder: Westview Press, 1998, 322p.
- BLOSSFELD Hans-Peter, PREIN Gerald. The Relationship Between Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis – Past Developments and Future Perspectives. *Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis* / ed. par Hans-Peter BLOSSFELD, Gerald PREIN. Boulder: Westview Press, 1998, p. 3-27.
- BLOSSFELD Hans-Peter, DE ROSE Alessandra, HOEM Jan M., ROHWER Götz. Education, Modernization, and the Risk of Marriage Disruption: Differences in the Effect of Women's Educational Attainment in Sweden, West-Germany, and Italy. *Gender and Family Change in Industrialized Countries* / ed. par Karen O. MASON, An-Magritt JENSEN. Oxford: Clarendon Press, 1995, p. 200-222.
- BLOSSFELD Hans-Peter, JAENICHEN Ursula. Educational Expansion and Changes in Women's Entry into Marriage and Motherhood in the Federal Republic of Germany. *Journal of Marriage and the Family*, 1992, vol. 54, n°2, p. 302-315.
- BÖHEIM René, ERMISCH John. Breaking Up – Financial Surprises and Partnership Dissolution. Institute for Social and Economic Research, 1999.
- BOIGEOL Anne, COMMAILLE Jacques, LAMY Marie-Laurence, MONNIER Alain, ROUSSEL Louis. *Le divorce et les Français. I. Enquête d'opinion*. Paris : PUF, 1974, 194p.
- BOIGEOL Anne, COMMAILLE Jacques. Divorce, milieu social et situation de la femme. *Économie et statistique*, 1974, n°53, p. 3-21.
- BOLIN, Kristian. A Family with One Dominating Spouse. *Economics of the Family and Family Policies* / ed. par Inga PERSSON, Christina JONUNG. London: Routledge, 1997.

- BOLOGNE, Jean-Claude. *Histoire du mariage en Occident*. Paris: Hachette, 1995, 479p.
- BONNEUIL, Noël. Démographie de la nuptialité au XIX^e siècle. *La société française au XIX^e siècle : tradition, transition, transformations* / ed. par Jacques DUPÂQUIER, Denis KESSLER, Didier BLANCHET. Paris : Fayard, 1992, p. 83-119.
- BORDES Marie-Madeleine, GONZALEZ-DEMICHEL Christine. Marché du travail. Séries longues. *INSEE Résultats*, 1998, n°610-611, 299p.
- BOTTICINI Maristella, SIOW Aloysius. Why Dowries? *The American Economic Review*, 2003, vol. 93, n°4, p. 1385-1398.
- BOUDON, Raymond. *Raison, bonnes raisons*. Paris: PUF, 2003, 192p.
- BOUDON, Raymond. Social Mechanisms Without Black Boxes. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 172-203.
- BOUDON, Raymond. *L'art de se persuader*. Paris: Fayard, 1990, 457p.
- BOUDON, Raymond. *L'idéologie, ou l'origine des idées reçues*. Paris: Fayard, 1986, 330p.
- BOUDON, Raymond. *La logique du social*. Paris: Hachette, 1983, 333p.
- BOUDON, Raymond. *Effets pervers et ordre social*. Paris: PUF, 1977, 286p.
- BOUHIA, Rachid. Les personnes en couple vivent plus longtemps. *INSEE Première*, 2007, n°1115, p. 1-4.
- BOURDIEU, Pierre. *Le bal de célibataires. Crise de la société paysanne en Béarn*. Paris : Seuil, 2002, 268p.
- BOURDIEU, Pierre. À propos de la famille comme catégorie réalisée. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1993, n°99, p. 32-36.
- BOURGEOIS-PICHAT, Jean. Le mariage, coutume saisonnière. Contribution à une étude sociologique de la nuptialité en France. *Population*, 1946, n°4, p. 623-642.
- BOURGUIGNON, François. Rationalité individuelle ou rationalité stratégique : le cas de l'offre familiale de travail. *Revue économique*, 1984, vol. 35, n°1, p. 147-162.
- BOURREAU-DUBOIS Cécile, DEFFAINS Bruno, DORIAT-DUBAN Myriam, JANKELIOVITCH-LAVAL Éliane, JEANDIDIER Bruno, KHELIFI Ouarda, LANGLAIS Éric, RAY Jean-Claude. *Les obligations alimentaires vis-à-vis des enfants de parents divorcés: une analyse économique au service du droit*. Mission de recherche Droit et Justice, 2003, 12p.
- BOZON, Michel. À quel âge les femmes et les hommes commencent-ils leur vie sexuelle ? Comparaisons mondiales et évolutions récentes. *Population et sociétés*, 2003, n°391, p. 1-4.a
- BOZON, Michel. Sexualité et genre. *Le travail du genre. Les sciences sociales du travail à l'épreuve des différences de sexe* / ed. par Jacqueline LAUFER, Catherine MARRY, Margaret MARUANI. Paris : La Découverte, 2003.b
- BOZON, Michel. À quel âge a-t-on ses premiers rapports sexuels en France ? *Fiche d'actualité scientifique INED*, 2000, n°5, p. 1-2.
- BOZON, Michel. L'entrée dans la sexualité adulte : le premier rapport et ses suites. Du calendrier aux attitudes. *Population*, 1993, n°5, p. 1317-1352.
- BOZON, Michel. Sociologie du rituel de mariage. *Population*, 1992, n°2, p. 409-434.
- BOZON, Michel. Apparence physique et choix du conjoint. *La nuptialité : évolution récente en France et dans les pays développés* / ed. par Thérèse HIBERT, Louis ROUSSEL. Paris : PUF-INED, 1991. a
- BOZON, Michel. Les femmes plus âgées que leur conjoint sont-elles atypiques ? *Population*, 1991, n°1, p. 152-159. b

- BOZON, Michel. Mariage et mobilité sociale en France. *Revue européenne de démographie*, 1991, n°2, p. 171-190. c
- BOZON, Michel. Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints : une domination consentie. I. Types d'union et attentes en matière d'écart d'âge. *Population*, 1990, n°2, p. 327-360.
- BOZON, Michel. Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints : une domination consentie. II. Modes d'entrée dans la vie adulte et représentations du conjoint. *Population*, 1990, n°3, p. 565-602.
- BOZON Michel, KONTULA Osmo. Initiation sexuelle et genre. Comparaison des évolutions de douze pays européens. *Population*, 1997, n°6, p. 1367-1400.
- BOZON Michel, VILLENEUVE-GOKALP Catherine. L'art et la manière de quitter ses parents. *Population et sociétés*, 1995, n°297, p. 1-4.
- BOZON Michel, HÉRAN François. La découverte du conjoint. II. Les scènes de rencontre dans l'espace social. *Population*, 1988, n°1, p. 121-150.
- BOZON Michel, HÉRAN François. La découverte du conjoint. I. Évolution et morphologie des scènes de rencontre. *Population*, 1987, n°6, p. 943-986.
- BRACHER Michael, SANTOW Gigi, MORGAN S. Philip, TRUSSELL James. Marriage Dissolution in Australia: Models and Explanations. *Population Studies*, 1993, vol. 47, n°3, p. 403-425.
- BREAUULT K. D., KPOSOWA Augustine J. Explaining Divorce in the United States. A Study of 3,111 Counties, 1980. *Journal of Marriage and the Family*, août 1987, vol. 49, n°3, p. 549-558.
- BREEN Richard, COOKE Lynn Prince. The Persistence of the Gendered Division of Domestic Labour. *European Sociological Review*, 2005, vol. 21, n°1, p. 43-57.
- BRIEN Michael J., SHERAN Michelle E. The Economics of Marriage and Household Formation. *Marriage and the Economy. Theory and Evidence from Advanced Industrial Societies* / ed. par Shoshana GROSSBARD-SHECHTMAN. New York: Cambridge University Press, 2003, p. 37-54.
- BRIEN Michael J., LILLARD Lee A., WAITE Linda J. Interrelated Family-Building Behaviors: Cohabitation, Marriage, and Nonmarital Conception. *Demography*, 1999, vol. 36, n°4, p. 535-551.
- BRINES Julie, JOYNER Kara. The Ties That Bind: Principles of Cohesion in Cohabitation and Marriage. *American Sociological Review*, 1999, vol. 64, n°3, p. 333-355.
- BRINIG, Margaret F. "Unhappy Contracts": the Case of Divorce Settlements. *Review of Law and Economics*, 2005, vol. 1, n°2, art. 3.
- BRINIG, Margaret F. Rings and Promises. *Journal of Law, Economics, and Organization*, 1990, vol. 6, n°1, p. 203-215.
- BRINIG Margaret F., ALLEN Douglas W. "These Boots Are Made For Walking": Why Most Divorce Filers Are Women. *American Law and Economics Review*, 2000, vol. 2, n°1, p. 126-169.
- BRINIG Margaret F., CRAFTON Steven M. Marriage and Opportunism. *The Journal of Legal Studies*, 1994, vol. 23, n°2, p. 869-894.
- BROSSOLLET, Cécile. Spécialisation et déspecialisation sexuelle du travail: l'analyse économique. *Sociétés contemporaines*, 1993, n°16, p. 145-163.
- BROWN Elizabeth, JASPARD Maryse. La place de l'enfant dans les conflits et les violences conjugales. *Recherches et prévisions*, 2004, n°78, p. 5-19.

- BROWNING Martin, BOURGUIGNON François, CHIAPPORI Pierre-André, LECHENE Valérie. Income and Outcomes: a Structural Model of Intrahousehold Allocation. *The Journal of Political Economy*, 1994, vol. 102, n°6, p. 1067-1096.
- BRÜDERL, Josef. Family Change and Family Patterns in Europe. 2003.
- BRÜDERL Josef, DIEKMANN Andreas. *Education and Marriage. A Comparative Study*. 1997.
- BRYNIN Malcom, Francesconi Marco. The Material Returns to Partnership: The Effects of Educational Matching on Labour Market Outcomes and Gender Equality. *European Sociological Review*, 2004, vol. 20, n°4, p. 363-377.
- BUCKLE Leslie, GALLUP Gordon G., RODD Zachary A. Marriage as a Reproductive Contract: Patterns of Marriage, Divorce, and Remarriage. *Ethology and Sociobiology*, 1996, vol. 17, p. 363-377.
- BUFFETEAU Sophie, ÉCHEVIN Damien. Fiscalité et mariage. *Économie publique*, 2003, n°13, p. 3-28.
- BUNGE, Mario. How Does it Work? The Search for Explanatory Mechanisms. *Philosophy of the Social Sciences*, 2004, vol. 34, n°2, p. 182-210.
- BURDETT Kenneth, COLES Melvyn G. Long-Term Partnership Formation: Marriage and Employment. *The Economic Journal*, 1999, vol. 109, n°456, p. F307-F334.
- BUREAU INTERNATIONAL DU TRAVAIL. *Annuaire des statistiques du travail, 1935-1936*. Genève, 1936, 227p.
- BURGESS Simon, PROPPER Carol, AASSVE Arnstein. The Role of Income in Marriage and Divorce Transitions among Young Americans. Max Planck Institute for Demographic Research Working Paper, 2002, 37p.
- BURGUIÈRE, André. De la famille en miettes à la famille recomposée. Les recompositions familiales aujourd'hui / ed. par Marie-Thérèse MEULDERS-KLEIN, Irène THÉRY. Paris : Nathan, 1993, p. 23-31.
- BURGUIÈRE André, KLAPISCH-ZUBER Christiane, SEGALEN Martine, ZONABEND Françoise. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités*. Paris : Armand Colin, 1986, 736p.
- BURGUIÈRE, André. Les cent et une familles de l'Europe. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités* / ed. par. Paris : Armand Colin, 1986, p. 21-122.
- BURGUIÈRE, André. De Malthus à Weber: le mariage tardif et l'esprit d'entreprise. *Annales. Économies, Sociétés, Civilisations*, 1972, n°4/5, p. 1128-1138.
- BUSS, David. Human Mating Strategies. *Samfundsøkonomen*, 2002, n°4, p. 47-58.
- BUSS, David. *The Evolution of Desire: Strategies of Human Mating*. New York: Basic Books, 1994, 320p.
- BUSS, David M. Sex Differences in Human Mate Preferences: Evolutionary Hypotheses Tested in 37 Cultures. *Behavioral and Brain Sciences*, 1989, vol. 12, p. 1-49.
- BUSTREEL, Anne. La rationalité de la non spécialisation dans les ménages. *Revue économique*, novembre 2001, vol. 52, n°6, p. 1157-1183.
- BYTHEWAY, William R. The Variation with Age of Age Differences in Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 1981, vol. 43, n°4, p. 923-927.
- CAHEN, Fabrice. De la contraception clandestine à la loi Neuwirth : la France à la traîne ? *Population et sociétés*, 2007, n°439, p. 5-8.
- CALL Vaughn R. A., TEACHMAN Jay D. Life-Course Timing and Sequencing of Marriage and Military Service and their Effects on Marital Stability. *Journal of Marriage and the Family*, 1996, vol. 58, n°1, p. 219-226.

- CALOT, Gérard. Les effets des politiques natalistes dans les pays industriels. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 7.
- CALOT, Gérard. Droit fiscal, état matrimonial et nombre d'enfants. *Population*, 1994, n°6, p. 1473-1500.
- CALOT Gérard, HENRY Louis. Nuptialité et fécondité des mariages en France d'après l'enquête de 1962. *Population*, 1972, n°2, p. 191-208.
- CALOT Gérard, DEVILLE Jean-Claude. Nuptialité et fécondité selon le milieu socio-culturel. *Économie et statistique*, 1971, n°27, p. 3-42.
- CAMERER, Colin. Gifts as Economic Signals and Social Symbols. *The American Journal of Sociology*, 1988, vol. 94, p. S180-S214.
- CAMERON, Samuel. The Economic Model of Divorce: the Neglected Role of Search and Specific Capital Formation. *Journal of Socio-Economics*, 2003, n°32, p. 303-316.
- CANABAL, Maria E. An Economic Approach to Marital Dissolution in Puerto Rico. *Journal of Marriage and the Family*, 1990, vol. 52, n°2, p. 515-530.
- CARADEC, Vincent. Les formes de la vie conjugale des « jeunes » couples « âgés ». *Population*, 1996, n°4-5, p. 897-928.
- CARDIA-VONÈCHE Laura, BASTARD Benoît. *Les femmes, le divorce et l'argent*. Genève : Labor et Fides, 1991, 94p.
- CARMICHAEL Gordon A., WEBSTER Andrew, McDONALD Peter. Divorce Australian Style: A Demographic Analysis. *Divorce and Remarriage: International Studies* / ed. Par Craig A. EVERETT. New York : Haworth Press, 1997, p. 3-37.
- CARRASCO, Valérie. Le pacte civil de solidarité: une forme d'union qui se banalise. *Infostat Justice*, 2007, n°97.
- CASACCIA Michèle, SEROUSSI Géraldine. Séries longues sur les salaires. Édition 2000. *INSEE Résultats*, 2000, n°735, 91p.
- CASSAN Francine, HÉRAN François, TOULEMON Laurent, LEFÈVRE Cécile. Étude de l'histoire familiale : l'édition 1999 de l'enquête Famille. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 29-56.
- CASSAN Francine, MARY-PORTAS France-Line. Précocité et instabilité familiale des hommes détenus. *INSEE Première*, février 2002, n°828.
- CASSAN Francine, MAZUY Magali, CLANCHÉ François. Refaire sa vie de couple est plus fréquent pour les hommes. *INSEE Première*, juillet 2001, n°797.
- CASTERLINE John B., WILLIAMS Lindy, McDONALD Peter. The Age Difference Between Spouses: Variations among Developing Countries. *Population Studies*, 1986, vol. 40, n°3, p. 353-374.
- CATUSUS CERVERA, Sonia Isabel. La nupcialidad en Cuba. Características y evolución en el contexto de la conclusión de la transición demográfica. 2005.
- CAUCUTT Elizabeth M., GUNER Nezhil, KNOWLES John. The Timing of Births: a Marriage Market Analysis. 2002.
- CAYEMITTES Michel, PLACIDE Marie Florence, BARRÈRE Bernard, MARIKO Soumaïla, SÉVÈRE Blaise. *Enquête mortalité, morbidité et utilisation des services, Haïti 2000*. Calverton, Maryland : Ministère de la Santé Publique et de la Population, Institut Haïtien de l'Enfance et ORC Macro, 2001, 375p.
- CENTRAAL BUREAU VOOR DE STATISTIEK. Echtscheidingsprocedures. Tableau disponible sur Internet à l'adresse: <http://statline.cbs.nl/StatWeb/table.asp?STB=G1&LA=nl&DM=SLNL&PA=37192&DI=0,5-7&HDR=T>.

- CENTRAL STATISTICAL OFFICE. Tablice statystyczne z demografii za lata 1999-2005. Rozwody w 2005 roku. Base de données démographiques polonaise disponible sur Internet à l'adresse : http://www.stat.gov.pl/cgi_bin/demografia/xopt?wojew=101&temat=dr.html&wj=NOWE.
- CENTRAL STATISTICS OFFICE. *Marriages 2005*. Dublin, 2007, 25p.
- CHAN Tak Wing, HALPIN Brendan. The Instability of Divorce Risk Factors in the UK. 2005.
- CHAN Tak Wing, HALPIN Brendan. Union Dissolution in the United Kingdom. *International Journal of Sociology*, 2002, vol. 32, n°4, p. 76-93.
- CHANTZIS Ioanna, FORNER David, GARBARINI Céline. *L'évolution de la divortialité en France. 1997-1998*.
- CHARBIT, Yves. L'opinion sur la politique démographique, la nuptialité et les nouvelles techniques de procréation en mai 1987. *Population*, 1989, n°6, p. 1159-1187.
- CHARBONNEAU, Hubert. Jeunes femmes et vieux maris : la fécondité des mariages précoces. *Population*, 1980, n°6, p. 1101-1122.
- CHARBONNEAU, Hubert. *Tourouvre-au-Perche aux XVII^e et XVIII^e siècles. Étude de démographie historique*. Paris : PUF, 1970, 423p.
- CHARTON Laurence, WANNER Philippe. La première mise en couple en Suisse : choix du type d'union et devenir de la cohabitation hors mariage. *Population*, 2001, vol. 56, n°4, p. 539-567.
- CHASTELAND Jean-Claude, PRESSAT Roland. La nuptialité des générations françaises depuis un siècle. *Population*, 1962, n°2, p. 215-240.
- CHAUVEAU, Sophie. Les espoirs déçus de la loi Neuwirth. *Clio*, 2003, n°18.
- CHENU, Alain. Des sentiers de la gloire aux boulevards de la célébrité. Sociologie des couvertures de *Paris Match*, 1949-2005. *Revue française de sociologie*, 2008, vol. 49, n°1, p. 3-52.
- CHERKAOUI, Mohamed. La stratégie des mécanismes générateurs comme logique de l'explication. *L'acteur et ses raisons. Mélanges en l'honneur de Raymond Boudon* / ed. par Jean BAECHLER, François CHAZEL, Ramine KAMRANE. Paris : PUF, 2000, p. 130-151.
- CHERLIN, Andrew J. Toward a New Home Socioeconomics of Union Formation. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 126-144.
- CHERLIN, Andrew J. Recent Changes in American Fertility, Marriage, and Divorce. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 1990, n°510, p. 145-154.
- CHERLIN, Andrew J. Changing Family and Household: Contemporary Lessons from Historical Research. *Annual Review of Sociology*, 1983, vol. 9, p. 51-66.
- CHESNAIS, Jean-Claude. Les facteurs de baisse de la fécondité. *Histoire de la population française. IV. De 1914 à nos jours* / ed. par Jacques DUPÂQUIER. Paris : PUF, 1995, p. 323-344.
- CHESNAIS, Jean-Claude. La politique de population en France, 1896-2003. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 7.
- CHESNAIS, Jean-Claude. *La transition démographique. Étapes, formes, implications économiques. Étude de series temporelles (1720-1984) relatives à 67 pays*. Paris: PUF, 1986, 580p.

- CHESTER, Ronald. Property: Legal Aspects of Intergenerational Transmission. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 12196-12199.
- CHESTER, Robert. Conclusion. *Divorce in Europe* / ed. Par Robert CHESTER. Leiden : Netherlands Interuniversity Demographic Institute, 1977, p. 283-316.
- CHESTER, Robert. England and Wales. *Divorce in Europe* / ed. par Robert CHESTER. Leiden : Netherlands Interuniversity Demographic Institute, 1977, p. 69-95.
- CHIAPPORI, Pierre-André. Rational Household Labor Supply. *Econometrica*, 1988, vol. 56, n°1, p. 63-90.
- CHONG, Dennis. Rational Choice Theory's Mysterious Rivals. *Critical Review*, 1995, vol. 9, n°1-2, p. 37-57.
- CHOO Eugene, SIOW Aloysius. Lifecycle Marriage Matching: Theory and Evidence. 2005.
- CHRISTOPHER F. Scott, SPRECHER Susan. Sexuality in Marriage, Dating, and Other Relationships: A Decade Review. *Journal of Marriage and the Family*, 2000, vol. 62, n°4, p. 999-1017.
- CICCHELLI-PUGEAULT Catherine, CICCHELLI Vincenzo. *Les théories sociologiques de la famille*. Paris : La Découverte, 1998, 112p.
- CIGNO, Alessandro. Family Theory: Economics of Intergenerational Relations. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5383-5387.
- CIGNO, Alessandro. Economic Considerations in the Timing of Births: Theory and Evidence. *The Family, the Market, and the State in Ageing Societies* / ed. par John ERMISCH, Naohiro OGAWA. Oxford: Clarendon Press, 1994, p. 64-78.
- CIGNO, Alessandro. *Economics of the Family*. Oxford : Clarendon Press, 1991, 219p.
- COALE, Ansley J. The Decline of Fertility in Europe since the Eighteenth Century as a Chapter in Human Demographic History. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 1-30.
- COALE, Ansley J. The Development of New Models of Nuptiality and Fertility. *Population*, 1977, n° sur La mesure des phénomènes démographiques: hommage à Louis Henry, p. 131-154.
- COALE, Ansley J. Age Patterns of Marriage. *Population Studies*, 1971, vol. 25, n°2, p. 193-214.
- COALE Ansley, TREADWAY Roy. A Summary of the Changing Distribution of Overall Fertility, Marital Fertility, and the Proportion Married in the Provinces of Europe. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p.31-181.
- COHEN, Lloyd R. Marriage: the Long-Term Contract. *The Law and Economics of Marriage and Divorce* / ed. par Antony DNES, Robert ROWTHORN. Cambridge: Cambridge University Press, 2002, p. 10-34.
- COHEN, Lloyd. Marriage, Divorce, and Quasi Rents; or, "I Gave Him the Best Years of My Life". *The Journal of Legal Studies*, 1987, vol. 16, n°2, p. 267-303.
- COLEMAN, James S. The Impact of Gary Becker's Work on Sociology. *Acta sociologica*, 1993, vol. 36, n°3, p. 169-178.
- COLLOMB, Philippe. La diffusion des méthodes contraceptives modernes en France de 1971 à 1978. *Population*, 1979, vol. 34, n°6, p. 1045-1066.

- COLLOMB Philippe, CHARBIT Yves. La contraception en France en 1978. Une enquête INED-INSEE. II. Différentielles démographiques, sociales et culturelles. *Population*, 1979, vol. 34, p. 1373-1390.
- COMMAILLE, Jacques. *Les stratégies des femmes. Travail, famille et politique*. Paris : La Découverte, 1992, 189p.
- COMMAILLE Jacques, SINGLY François de. *La question familiale en Europe*. Paris : L'Harmattan, 1997, 335p.
- COMMAILLE Jacques, FESTY Patrick, GUIBENTIF Pierre, KELLERHALS Jean, PERRIN Jean-François, ROUSSEL Louis. *Le divorce en Europe occidentale. La loi et le nombre*. Paris : INED, 1983.
- COMMAILLE Jacques, BOIGEOL Anne. *Le divorce en France. Année 1970*. Paris : La Documentation française, 1973.
- COMMAILLE Jacques, DEZALAY Yves. Les caractéristiques judiciaires du divorce en France. *Population*, 1971, n° Famille, mariage, divorce, p. 173-196.
- COMMISSION EUROPÉENNE. *Les femmes et les hommes dans l'Union européenne. Portrait statistique*. Luxembourg: Office des publications européennes des Communautés européennes, 1995, 206p.
- COMMUNAUTÉS EUROPÉENNES. *Statistiques de population. 2004*. Luxembourg : Office des publications officielles des communautés européennes, 2004, 171p.
- CONSEIL DE L'EUROPE. *Recent Demographic Developments in Europe*. Strasbourg: Council of Europe Publishing, 2003, 123p.
- COPLEY, Anthony R. H. *Sexual Moralities in France, 1780-1980: New Ideas on the Family, Divorce, and Homosexuality. An Essay on Moral Change*. Londres: Routledge, 1992, 283p.
- COQ-CHODORGE, Caroline. C'est statistique : après 50 ans, en matière de rencontres, ce sont les hommes qui disposent. Au troisième âge, la femme seule se trouve fort marrie. *Libération*, 28 décembre 2005.
- CORNELL, Laurel L. Gender Differences in Remarriage after Divorce in Japan and the United States. *Journal of Marriage and the Family*, 1989, vol. 51, n°2, p. 457-463.
- COTTS WATKINS, Susan. Regional Patterns of Nuptiality in Western Europe, 1870-1960. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 314-336. a
- COTTS WATKINS, Susan. Conclusions. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 420-449. b
- COTTS WATKINS, Susan. Regional Patterns of Nuptiality in Western Europe, 1870-1960. *Population Studies*, 1981, vol. 35, n°2, p. 199-215.
- COURGEAU, Daniel. Probabilités, démographie et sciences sociales. *Mathématiques et sciences humaines*, 2004, vol. 3, n°167, p. 27-50.
- COURGEAU, Daniel. Le départ de chez les parents: une analyse démographique sur le long terme. *Économie et statistique*, 2000, n°337/338, p. 37-60.
- COURGEAU Daniel, LELIEVRE Eva. Les motifs individuels et sociaux des migrations. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 4.
- COURGEAU Daniel, LELIÈVRE Eva. *Analyse démographique des biographies*. Paris : INED, 1989, 268p.

- COURGEAU Daniel, LELIÈVRE Eva. Nuptialité et agriculture. *Population*, 1986, n°2, p. 303-326.
- COWEN, Tyler. Do Economists Use Social Mechanisms to Explain? *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 125-146.
- COX, Donald. Biological Basics and the Economics of the Family. *Journal of Economic Perspectives*, 2007, vol. 21, n°2, p. 91-108.
- COX D. R., WERMUTH Nanny. Some Statistical Aspects of Causality. *European Sociological Review*, 2001, vol. 17, n°1, p. 65-74.
- CRANE D. Russell, SODERQUIST Jean N., GARDNER Michael D. Gender Differences in Cognitive and Behavioral Steps Toward Divorce. *The American Journal of Family Therapy*, 1995, vol. 23, n°2, p. 99-105.
- CZECH STATISTICAL OFFICE. Přehled o rozvodech podle místa pobytu. 2005. Tableau disponible sur Internet à l'adresse: [http://www.czso.cz/csu/2006edicniplan.nsf/engt/35003893AF/\\$File/401906rc01.xls](http://www.czso.cz/csu/2006edicniplan.nsf/engt/35003893AF/$File/401906rc01.xls).
- D'ARMAGNAC, Janine. Quelques observations sur l'évolution de la pratique contraceptive des femmes. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 419-427.
- DAGENAIS, Daniel. *La fin de la famille moderne. La signification des transformations contemporaines de la famille*. Rennes : Presses universitaires de Rennes, 2001, 252p.
- DAGUET, Fabienne. La fécondité en France au cours du XX^e siècle. *INSEE Première*, décembre 2002, n°873.
- DAGUET, Fabienne. Un siècle de fécondité française. Caractéristiques et évolution de la fécondité de 1901 à 1999. *INSEE Résultats*, 2002, n°8, 305p.
- DAGUET, Fabienne. L'évolution de la fécondité des générations de 1917 à 1949 : analyse par rang de naissance et niveau de diplôme. *Population*, 2000, vol. 55, n°6, p. 1021-1034.
- DAGUET, Fabienne. Mariage, divorce et union libre. *INSEE Première*, 1996, n°482.
- DAGUET, Fabienne. Un siècle de démographie française. Structure et évolution de la population de 1901 à 1993. *INSEE Résultats*, 1995, n°47-48, 306p.
- DALY Martin, WILSON Margo I. Darwinism and the Roots of Machismo. *Scientific American Presents*, 1999, vol. 10, n°2.
- DALY Martin, WILSON Margo I. The Evolutionary Psychology of Marriage and Divorce. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 91-110.
- DANZIGER Leif, NEUMAN Shoshana. On the Age at Marriage: Theory and Evidence from Jews and Moslems in Israel. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1999, vol. 40, p. 179-193.
- DAVIS, Anthony. Age Differences in Dating and Marriage: Reproductive Strategies or Social Preferences? *Current Anthropology*, 1998, vol. 39, n°3, p. 374-380.
- DE GRAAF Paul M., KALMIJN Matthijs. Divorce Motives in a Period of Rising Divorce: Evidence From a Dutch Life-History Survey. *Journal of Family Issues*, 2005, vol. 27, n°4, p. 483-505.
- DE SANTIS, Gustavo. Les politiques natalistes des pays industriels. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 7.

- DEGENNE Alain, LEMEL Yannick. *Sociologie des comportements intentionnels*. Paris : Economica, 2006, 422p.
- DEL BOCA, Daniela. Intra-household Distribution of Resources and Labor Market Participation Decisions. *Economics of the Family and Family Policies* / ed. par Inga PERSSON, Christina JONUNG. London: Routledge, 1997.
- DELAUNAY-BERDAÏ, Isabelle. Le veuvage précoce en France. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : INED, 2005, n°156, p. 387-406.
- DELBÈS Christiane, GAYMU Joëlle. Passé 60 ans : de plus en plus souvent en couple ? *Population et sociétés*, 2003, n°389, p. 1-4.
- DELIÈGE, Robert. *Anthropologie de la parenté*. Paris : Armand Colin, 1996, 175p.
- DELMAS-MARTY Mireille, LABRUSSE-RIOU Catherine, SIRINELLI Pierre. *Le mariage et le divorce*. Paris: PUF, 1988, 127p.
- DELMEIRE, Yohan. Histoire des unions dans les cohortes. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 143-168.
- DELPHY, Christine. Mariage et divorce: l'impasse à double face. *Les temps modernes*, 1974, n°333-334, p. 1815-1829.
- DEMENY, Paul. Évolution des idées en matière de population depuis 1940. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 7.
- DEMEULENAERE, Pierre. *Homo oeconomicus. Enquête sur la constitution d'un paradigme*. Paris : PUF, 1996, 288p.
- DEPARTMENT OF EMPLOYMENT AND PRODUCTIVITY. *British Labour Statistics: Historical Abstract, 1886-1968*. Londres : Her Majesty's Stationery Office, 1971, 436p.
- DESFORGES, Jacques. *Le divorce en France. Étude démographique*. Paris: Éditions familiales de France, 1947, 243p.
- DESPLANQUES, Guy. Pour une histoire des enquêtes Famille. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 15-27.
- DESPLANQUES, Guy. Être ou ne plus être chez ses parents. *Population et sociétés*, 1994, n°292, p. 1-4. a
- DESPLANQUES, Guy. Taille des familles et milieu social. *INSEE Première*, 1994, n°296, p. 1-4.b
- DESPLANQUES, Guy. Activité féminine et vie familiale. *Économie et statistique*, 1993, n°261, p. 23-32.a
- DESPLANQUES, Guy. Un premier enfant de plus en plus tard. *INSEE Première*, 1993, n°247, p. 1-4.b
- DESPLANQUES, Guy. Les étapes de la vie familiale. *INSEE Première*, 1993, n°278, p. 1-4.c
- DESPLANQUES, Guy. Nuptialité et fécondité des étrangères. *Économie et statistique*, 1985, n°179, p. 29-46.
- DESROSIÈRES, Alain. Marché matrimonial et structure des classes sociales. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1978, n°20-21, p. 97-107.
- DESSERTINE, Dominique. *Divorcer à Lyon sous la Révolution et l'Empire*. Lyon: Presses universitaires de Lyon, 1981, 394p.

- DESSY Sylvain, DJEBBARI Habiba. Career Choice, Marriage-Timing, and the Attraction of Unequals. *Working Paper 05-07 du Centre Universitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi*, 2005.
- DEVILLE Jean-Claude, NAULLEAU Edmonde. Les nouveaux enfants naturels et leurs parents. *Économie et statistique*, 1982, n°145, p. 61-81.
- DEVOLDER, Daniel. *Cycles démographiques et cycles économiques de longue période dans les pays occidentaux, XV^e-XX^e siècles. Thèse de sciences économiques de l'Institut d'Etudes Politiques de Paris*, 1994, 445p.
- DIEKMANN Andreas, SCHMIDHEINY Kurt. Do Parents of Girls Have a Higher Risk of Divorce? An Eighteen-Country Study. *Journal of Marriage and the Family*, 2004, n°66, p. 651-660.
- DIEKMANN Andreas, SCHMIDHEINY Kurt. The Intergenerational Transmission of Divorce. Results From a Sixteen-Country Study with the Fertility and Family Survey. Novembre 2002.
- DIEKMANN Andreas, ENGELHARDT Henriette. The Social Inheritance of Divorce: Effects of Parents' Family Type in Postwar Germany. *American Sociological Review*, 1999, vol. 64, n°6, p. 783-793.
- DIEKMANN Andreas, MITTER Peter. A Comparison of the "Sickle Function" With Alternative Stochastic Models of Divorce Rates. *Stochastic Modelling of Social Processes* / ed. par Andreas DIEKMANN, Peter MITTER. Academic Press, 1984, p. 123-153.
- DIRECTION GENERALE STATISTIQUE ET INFORMATION ECONOMIQUE. *Population et ménages. Mariages et divorces 2003*. Bruxelles: Direction générale de la statistique et information économique éditeur, 2007, 258p.
- DITTGEN, Alfred. Évolution des rites religieux dans l'Europe contemporaine. Statistiques et contextes. *Annales de démographie historique*, 2003, n°2, p. 111-129.
- DITTGEN, Alfred. La forme du mariage en Europe. Cérémonie civile, cérémonie religieuse. Panorama et évolution. *Population*, 1994, vol. 49, n°2, p. 339-368.
- DIXON, Ruth B. Explaining Cross-Cultural Variations in Age at Marriage and Proportion Never Marrying. *Population Studies*, 1971, vol. 25, n°2, p. 215-233.
- DJIDER, Zohor. Femmes et hommes: les inégalités qui subsistent. *INSEE Première*, mars 2002, n°834.
- DNES, Antony W. Cohabitation and Marriage. *The Law and Economics of Marriage and Divorce* / ed. par Antony DNES, Robert ROWTHORN. Cambridge: Cambridge University Press, 2002, p. 118-131.
- DNES Antony W., ROWTHORN Robert. *The Law and Economics of Marriage and Divorce*. Cambridge: Cambridge University Press, 2002, 232p.
- DOBASH R. Emerson, DOBASH Russel P. Domestic Violence: Sociological Perspectives. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3830-3834.
- DOMBROWSKI-KEERLE, Noëlle. Le divorce dans le département du Nord de 1884 à 1914: aspects démographiques et sociaux. Étude statistique. *L'homme, la vie et la mort dans le Nord au 19^e siècle* / ed. par Marcel GILLET. Lille: Editions universitaires, 1972, p. 177-209.
- DORTIER, Jean-François. *Familles : permanence et métamorphoses. Histoire, recomposition, parenté, transmission*. Paris : Sciences humaines, 2002, 312p.
- DOURLEIJN Edith, LIEFBROER Aart C. Unmarried Cohabitation and Union Stability: Testing the Role of Diffusion Using Data From 16 European Countries. 2002.

- DRONKERS Jaap, BROS Lisette. Is There a Relationship Between Divorce Risk and Intelligence? Evidence from the Netherlands. 2002.
- DUCHESNE, Louis. Quatre ans d'écart d'âge en moyenne entre les conjoints. *Données sociodémographiques en bref – conditions de vie* (Institut de la statistique du Québec), 2004, vol. 8, n°3, p. 1-2.
- DUPÂQUIER, Jacques. Les politiques démographiques. *Histoire des populations d'Europe* / ed. par Jean-Pierre BARDET. Paris : Fayard, 1998, vol. 3.
- DUPÂQUIER, Jacques. *Histoire de la population française. IV. De 1914 à nos jours*. Paris : PUF, 1995, 586p. d
- DUPÂQUIER Jacques, LE MÉE René, GOY Joseph. *Histoire de la population française. III. De 1789 à 1914*. Paris : PUF, 1995, 548p. c
- DUPÂQUIER Jacques, CABOURDIN Guy, LEPETIT Bernard. *Histoire de la population française. II. De la Renaissance à 1789*. Paris : PUF, 1995, 597p. b
- DUPÂQUIER Jacques, BIRABEN Jean-Noël, ÉTIENNE Robert. *Histoire de la population française. I. Des origines à la Renaissance*. Paris : PUF, 1995, 559p. a
- DUPÂQUIER, Jacques. Le mouvement saisonnier des mariages en France (1856-1968). *Annales de démographie historique*, 1977, n°1, p. 131-149.
- DUPLESSIS-LE GUÉLINEL, Gérard. *Les mariages en France*. Paris : Armand Colin, 1954, 198p.
- DUTOIT Bernard, ARN Raphaël, SFONDYLIA Béatrice, TAMINELLI Camilla. *Le divorce en droit comparé. Volume I : Europe*. Genève : Droz, 2000, 471p.
- EDLING, Christopher. Rational Choice Theory and Quantitative Analysis. A Comment on Goldthorpe's Sociological Alliance. *European Sociological Review*, 2000, vol. 16, n°1, p. 1-8.
- EDLUND, Lena. Marriage: Past, Present, Future? *CESifo Economic Studies*, 2006, vol. 52, n°4, p. 621–639.
- EGGERTSSON, Thráinn. The Economics of Institutions: Avoiding the Open-Field Syndrome and the Perils of Path Dependence. *Acta sociologica*, 1993, vol. 36, n°3, p. 223-237.
- EKERT, Olivia. Espacement des naissances et prestations familiales: à la recherche d'un optimum. *Population*, 1982, n°1, p. 178-185.
- EKERT-JAFFÉ Olivia, SOLAZ Anne. Unemployment, Marriage, and Cohabitation in France. *Journal of Socio-Economics*, 2001, vol. 30, p. 75-98.
- EKERT-JAFFÉ Olivia, SOFER Catherine. Un point de vue d'économiste sur la nuptialité. *La nuptialité : évolution récente en France et dans les pays développés* / ed. par Thérèse HIBERT, Louis ROUSSEL. Paris : PUF-INED, 1991.
- ELSTER, Jon. Rational Choice Theory: Cultural Concerns. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 12763-12768.
- ELSTER, Jon. Rational Choice Theory: A Case of Excessive Ambition. *American Political Science Review*, 2000, vol. 14, n°3, p. 685-695. a
- ELSTER, Jon. Sagesse et science. Le rôle des proverbes dans la connaissance de l'homme et de la société. *L'acteur et ses raisons. Mélanges en l'honneur de Raymond Boudon* / ed. par Jean BAECHLER, François CHAZEL, Ramine KAMRANE. Paris : PUF, 2000, p. 351-362. b
- ELSTER, Jon. *Alchemies of the Mind: Rationality and the Emotions*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, 464p. a

- ELSTER, Jon. A Plea for Mechanisms. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 45-73. b
- ELSTER, Jon. Rationality and Social Norms. *Archives européennes de sociologie*, 1991, vol. 23, p. 109-129.
- ELSTER, Jon. *Nuts and Bolts for the Social Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989, 192p.
- ELSTER, Jon. *Rational Choice*. New York: New York University Press, 1986, 256p.
- ELSTER Jon, HERNES Gudmund. *Explaining Technical Change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1983, 266p.
- EMBER Carol R., EMBER Melvin. *Encyclopedia of Sex and Gender. Men and Women in the World's Cultures*. New York : Kluwer Academic Plenum Publishers, 2004, 1037p.
- ENGLAND, Paula. Marriage, the Costs of Children, and Gender Inequality. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 343-355.
- ENGLAND Paula, SAYER Liana C., ALLISON Paul. He Left, She Left: Gains to Marriage, Relative Resources, and Divorce Initiation. Communication présentée à l'Annual Meeting of the Population Association of America, 2005, 35p.
- EPHESIA. *La place des femmes: les enjeux de l'identité et de l'égalité au regard des sciences sociales*. Paris : La Découverte, 1995, 740p.
- ERLANGSEN Annette, ANDERSSON Gunnar. The Impact of Children on Divorce Risks in First and Later Marriages. Max Planck Institute for Demographic Research Working Paper, 2001.
- ERMISCH, John. Family Theory: Economics of Childbearing. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5378-5383.
- ERMISCH, John. Familia (Economica). A Survey of the Economics of the Family. *Scottish Journal of Political Economy*, 1993, vol. 40, n°4, p. 353-374.
- ERMISCH, John. Divorce: Economic Antecedents and Aftermath. *The Changing Population of Britain* / ed. Par Heather JOSHI. Oxford: Basil Blackwell, 1989, p. 43-55.
- ERMISCH, John. Economic Opportunities, Marriage Squeezes and the Propensity to Marry: An Economic Analysis of Period Marriage Rates in England and Wales. *Population Studies*, 1981, vol. 35, n°3, p. 347-356.
- ERMISCH John, FRANCESCONI Marco. Cohabitation in Great Britain: Not for Long, But Here to Stay. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 2000, vol. 163, n°2, p. 153-171.
- ESSER, Hartmut. Whose Divorce? Or: Why Women Take the Initiative More Frequently. News from the Mannheim Divorce Study. Communication présentée à la Third Conference of the European Research Network on Divorce, 2004.
- ESSER, Hartmut. What is Wrong with 'Variable Sociology'? *European Sociological Review*, 1996, vol. 12, n°2, p. 159-166.
- ESSER, Hartmut. Social Modernization and the Increase in the Divorce Rate. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 1993, vol. 149, n°1, p. 252-277.
- FAGNANI, Jeanne. Les bénéficiaires de l'allocation parentale d'éducation. *INSEE Première*, 1995, n°362, 9. 1-4.
- FAHMI, Hoda. *Divorcer en Égypte. Étude de l'application des lois du statut personnel*. Le Caire : CEDEJ, 1987, 163p.

- FARARO, Thomas J. Rationality and Formal Theory. *Rationality and Society*, 1992, vol. 4, n°4, p. 437-450.
- FARGUES, Philippe. La femme dans les pays arabes: vers une remise en cause du système patriarcal ? *Population et sociétés*, 2003, n°387, p. 1-4.
- FARGUES, Philippe. Le monde arabe : la citadelle domestique. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités* / ed. par André BURGUIÈRE, Christiane KLAPISCH-ZUBER, Martine SEGALLEN, Françoise ZONABEND. Paris : Armand Colin, 1986, p. 443-484.
- FARMER, Mary K. On the Need to Make a Better Job of Justifying Rational Choice Theory. *Rationality and Society*, 1992, vol. 4, n°4, p. 411-420.
- FAUVE-CHAMOUX Antoinette, WALL Richard. Nuptialité et famille. *Histoire des populations d'Europe* / ed. par Jean-Pierre BARDET. Paris : Fayard, 1998, vol. 1.
- FERREJOHN John, SATZ Debra. Unification, Universalism, and Rational Choice Theory. *Critical Review*, 1995, vol. 9, n°1-2, p. 71-84.
- FERRAND, Michèle. *Féminin, masculin*. Paris : La Découverte, 2004, 128p.
- FESTY, Patrick. Pacs: l'impossible bilan. *Population et sociétés*, 2001, n°369, p. 1-4.
- FESTY, Patrick. Femmes et familles entre mariage et non mariage. Évolution des structures familiales en France. *Rapports de genre et questions de population* / ed. par Thérèse LOCOH, Michel BOZON. Paris : INED, 2000, 254p.
- FESTY, Patrick. Biographies après divorce. *La nuptialité : évolution récente en France et dans les pays développés* / ed. par Thérèse HIBERT, Louis ROUSSEL. Paris : PUF-INED, 1991, p. 193-209.
- FESTY, Patrick. Les divorces en France et la Seconde Guerre mondiale. *Population*, 1988, n°4/5, p. 815-828.
- FESTY, Patrick. *La fécondité des pays occidentaux de 1870 à 1970*. Paris : PUF, 1979, 392p.
- FESTY, Patrick. Évolution de la nuptialité en Europe occidentale, depuis la guerre. *Population*, 1971, n°2, p. 331-379.
- FESTY Patrick, KORTCHAGINA Irina. Un mariage, deux divorces? Cohérence et incohérence des réponses masculines et féminines à des enquêtes sur le divorce en Russie. *Population*, 2002, n°1, p. 11-34.
- FESTY Patrick, VALETAS Marie-France. Les pensions alimentaires à l'épreuve de la recomposition familiale. *Les recompositions familiales aujourd'hui* / ed. par Marie-Thérèse MEULDERS-KLEIN, Irène THÉRY. Paris : Nathan, 1993.
- FESTY Patrick, VALETAS Marie-France. Contraintes sociales et conjugales sur la vie des femmes séparées. *Données sociales 1990*. Paris : INSEE, 1990, p. 301-305.
- FESTY Patrick, VALETAS Marie-France. Le divorce en plus : ruptures et continuités. *Société française*, 1988, n°26, p. 20-24.
- FESTY Patrick, VALETAS Marie-France. Le divorce et après. *Population et sociétés*, 1987, n°215, p. 1-4.
- FESTY Patrick, PRIOUX France. Le divorce en Europe depuis 1950. *Population*, 1975, n°6, p. 975-1017.
- FIEDLER Klaus, WÄNKE Michaela. Psychology and Economics. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 12390-12396.
- FILHON Alexandra, VARRO Gabrielle. Les couples mixtes, une catégorie hétérogène. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 483-501.

- FINNAS, Fjalar. Entry into Consensual Unions and Marriages Among Finnish Women Born Between 1938 and 1967. *Population Studies*, 1995, vol. 49, n°1, p. 57-70.
- FIORINA, Morris P. Rational Choice, Empirical Contributions, and the Scientific Enterprise. *Critical Review*, 1995, vol. 9, n°1-2, p. 85-94.
- FISCHER Tamar, LIEFBROER Aart. The Impact of Macro-Economic Characteristics on Union Dissolution Rates in the Netherlands, 1972-1996. 2004.
- FISMAN Raymond, IYENGAR Sheena S., KAMENICA Emir, SIMONSON Itamar. Gender Differences in Mate Selection: Evidence from a Speed Dating Experiment. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, vol. 121, n°2, p. 673-697.
- FITCH Catherine A., RUGGLES Steven. Historical Trends in Marriage Formation: the United States, 1850-1990. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 59-88.
- FLANDRIN, Jean-Louis. *Familles. Parenté, maison, sexualité dans l'ancienne société*. Paris : Hachette, 1976, 288p.
- FLANDRIN, Jean-Louis. *Les amours paysannes : amour et sexualité dans les campagnes de l'ancienne France, XVI^e-XIX^e siècle*. Paris : Gallimard : Julliard, 1975, 255p.
- FLATAU Paul, JAMES Ian, WATSON Richard, WOOD Gavin, HENDERSHOTT Patric H. Leaving the Parental Home in Australia Over Generations: Evidence From the Household, Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) Survey. *Journal of Population Research*, 2007, vol. 24, n°1, p. 51-71.
- FLIPO, Anne. *Les comportements matrimoniaux de fait*. Paris: INSEE, 2000, 45p.
- FLIPO Anne, LE BLANC David, LAFFERÈRE Anne. De l'histoire individuelle à la structure des ménages. *INSEE Première*, 1999, n°649, p. 1-4.
- FOREMAN-PECK, James. Marriage and the Economic Development of Europe, 1500-1914. 2005.
- FORSÉ Michel, CHAUVEL Louis. L'évolution de l'homogamie en France. Une méthode pour comparer les diagonalités de plusieurs tables. *Revue française de sociologie*, 1995, vol. 36, n°1, p. 123-142.
- FOSTER, E. Michael. How Should Sociologists Treat Becker's "Treatise on the Family"? *Sociological Forum*, 1993, vol. 8, n°2, p. 317-329.
- FOUGEYROLLAS, Pierre. Prédominance du mari ou de la femme dans le ménage : une enquête sur la vie familiale. *Population*, 1951, n°1, p. 83-102.
- FOUQUET, Annie. Le travail domestique : du travail invisible au « gisement » d'emplois. *Le travail du genre. Les sciences sociales du travail à l'épreuve des différences de sexe* / ed. par Jacqueline LAUFER, Catherine MARRY, Margaret MARUANI. Paris : La Découverte, 2003.
- FREJKA, Tomas. Fertility: Proximate Determinants. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5554-5557.
- FREJKA Tomas, CALOT Gérard. L'évolution du calendrier des naissances par génération dans les pays à basse fécondité à la fin du XX^e siècle. *Population*, 2001, n°3, p. 397-420.
- FREY Bruno S., EICHENBERGER Reiner. Marriage Paradoxes. *Rationality and Society*, 1996, vol. 8, n°2, p. 187-206.
- FREY, Michel. Du mariage et du concubinage dans les classes populaires à Paris (1846-1847). *Annales ESC*, 1978, vol. 33, n°4, p. 803-829.

- FRIEDBERG Leora, STERN Steven. Marriage, Divorce, and Asymmetric Information. 2004.
- FRIEDBERG Leora, STERN Steven. The Economics of Marriage and Divorce. 2003.
- FRIEDMAN, Isabelle. *Liberté, sexualités, féminisme : 50 ans de combat du Planning pour les droits des femmes*. Paris : La Découverte, 2006, 277p.
- FRIEDMAN, David D. Marriage, Sex and Babies: the Economics of Family Law. *Why Is Law? An Economist's View of the Elephant*. / ed. par David D. FRIEDMAN. 1999.
- FRIEDMAN, David D. The Economics of Love and Marriage. *Price Theory: an Intermediate Text*. / ed. par David D. FRIEDMAN. South Western Publishing Company, 1990.
- FRIEDMAN Debra, HECHTER Michael. The Contribution of Rational Choice Theory to Macrosociological Research. *Sociological Theory*, 1988, vol. 6, n°2, p. 201-218.
- FRIEDMAN Lawrence M., PERCIVAL Robert V. Who Sues for Divorce? From Fault through Fiction to Freedom. *The Journal of Legal Studies*, 1976, vol. 5, n°1, p. 61-82.
- FRIEDRICHS Jürgen, OPP Karl-Dieter. Rational Behaviour in Everyday Situations. *European Sociological Review*, 2002, vol. 18, n°4, p. 401-415.
- FRIGG Roman, HARTMANN Stephan. Models in Science. *The Stanford Encyclopedia of Philosophy (Spring 2006 Edition)* / ed. par Edward N. ZALTA. Disponible à l'adresse Internet suivante: <http://plato.stanford.edu/archives/spr2006/entries/models-science>.
- FURSTENBERG, Frank F. Divorce and the American Family. *Annual Review of Sociology*, 1990, vol. 16, p. 379-403.
- GAGE-BRANDON, Anastasia J. The Polygyny-Divorce Relationship: A Case Study of Nigeria. *Journal of Marriage and the Family*, 1992, vol. 54, n°2, p. 285-292.
- GAGNON, John H. The Dismal Science and Sex. *The American Journal of Sociology*, 1994, vol. 99, n°4, p. 1078-1082.
- GALLAND, Olivier. Entrer dans la vie adulte : des étapes toujours plus tardives, mais resserrées. *Économie et statistique*, 2000, n°337-338, p. 13-36.
- GALLAND, Olivier. Une entrée de plus en plus tardive dans la vie adulte. *Économie et statistique*, 1995, n°283-284, p. 33-52.
- GALLMAN, James Matthew. Relative Ages of Colonial Marriages. *Journal of Interdisciplinary History*, 1984, vol. 14, n°3, p. 609-617.
- GAMBETTA, Diego. Concatenations of Mechanisms. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 102-124.
- GARDEN, Maurice. Deux siècles de malthusianisme à la française. *Histoire des Français, XIX^e-XX^e siècles. Un peuple et son pays* / ed. par Yves LEQUIN. Paris: Armand Colin, 1984, p. 183-285.
- GARDEN, Maurice. La mortalité. *Histoire des Français, XIX^e-XX^e siècles. Un peuple et son pays* / ed. par Yves LEQUIN. Paris: Armand Colin, 1984, p. 287-365.
- GARDEN, Maurice. Permanences de la famille et révolution démographique. *Histoire des Français, XIX^e-XX^e siècles. Un peuple et son pays* / ed. par Yves LEQUIN. Paris: Armand Colin, 1984, p. 367-453.
- GAVRON, Kate. Du mariage arrangé au mariage d'amour. Nouvelles stratégies chez les Bengali d'East London. *Terrain*, 1996, n°27, p. 15-26.
- GEARY David C., VIGIL Jacob, BYRD-CRAVEN Jennifer. Evolution of Human Mate Choice. *The Journal of Sex Research*, 2004, vol. 41, n°1, p. 27-42.
- GEARY, David C. *Male, Female: the Evolution of Human Sex Differences*. Washington, D.C.: American Psychological Association, 1998, 397p.

- GERSHUNY Jonathan, ROBINSON John P. Historical Changes in the Household Division of Labor. *Demography*, 1988, vol. 25, n°4, p. 537-552.
- GHASARIAN, Christian. *Introduction à l'étude de la parenté*. Paris: Seuil, 1996, 281p.
- GIGERENZER, Gerd. Decision Making: Nonrational Theories. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3304-3309.
- GIMBEL Cynthia, BOOTH Alan. Why Does Military Combat Experience Adversely Affect Marital Relations? *Journal of Marriage and the Family*, 1994, vol. 56, n°3, p. 691-703.
- GIRARD, Alain. *Le choix du conjoint. Une enquête psycho-sociologique en France*. Paris : PUF, 1974, 201p.
- GIRARD, Alain. Le budget-temps de la femme mariée dans les agglomérations urbaines. *Population*, 1958, n°4, p. 591-618.
- GIRARD Alain, BASTIDE Henri. Le budget-temps de la femme mariée à la campagne. *Population*, 1959, n°2, p. 253-284.
- GIRARD Alain, SAMUEL Raul. Une enquête sur l'opinion publique à l'égard de la limitation des naissances. *Population*, 1956, vol. 11, n°3, p. 481-506.
- GLAUDE Michel, SINGLY François de. L'organisation domestique : pouvoir et négociation. *Économie et statistique*, 1986, n°187, p. 3-30.
- GLENDON, Mary Ann. *The Transformation of Family Law: State, Law, and Family in the United States and Western Europe*. Chicago: University of Chicago Press, 1989, 320p.
- GOFFMAN, Erving. *L'arrangement des sexes*. Paris: La Dispute, 2002, 115p.
- GOLDIN, Claudia. *Understanding the Gender Gap. An Economic History of American Women*. Oxford: Oxford University press, 1990, 287p.
- GOLDIN Claudia, KATZ Lawrence F. The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women's Career and Marriage Decisions. *Journal of Political Economy*, 2002, vol. 110, n°4, p. 730-770.
- GOLDSCHIEDER, Frances. Repartnering and Stepchildren. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 13160-13164.
- GOLDSCHIEDER Frances, GOLDSCHIEDER Calvin. *The Changing Transition to Adulthood: Leaving and Returning Home*. Londres: Sage Publications, 1999, 275p.
- GOLDSCHIEDER Frances, WAITE Linda J. Sex Differences in the Entry into Marriage. *The American Journal of Sociology*, 1986, vol. 92, n°1, p. 91-109.
- GOLDSTEIN Joshua R., KENNEY Catherine T. Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women. *American Sociological Review*, 2001, vol. 66, n°4, p. 506-519.
- GOLDSTEIN, Joshua R. The Leveling of Divorce in the United States. *Demography*, 1999, vol. 36, n°3, p. 409-414.
- GOLDTHORPE, John H. Rational Action in Sociology. Misconceptions and Real Problems. *On Sociology, Second Edition. Volume One. Critique and Program* / ed. par John H. GOLDTHORPE. Stanford: Stanford University Press, 2007, p. 163-189.
- GOLDTHORPE, John H. Sociology as Social Science and Cameral Sociology: Some Further Thoughts. *European Sociological Review*, 2004, vol. 20, n°2, p. 97-105.
- GOLDTHORPE, John H. Causation, Statistics, and Sociology. *European Sociological Review*, 2001, vol. 17, n°1, p. 1-20.
- GOLDTHORPE, John H. Rational Action Theory for Sociology. *The British Journal of Sociology*, juin 1998, vol. 49, n°2, p. 167-192.

- GOLDTHORPE, John H. The Quantitative Analysis of Large-Scale Data-Sets and Rational Action Theory: For a Sociological Alliance. *European Sociological Review*, 1996, vol. 12, n°2, p. 109-126.
- GOLDTHORPE, John E. *Family Life in Western Societies. A Historical Sociology of Family Relationships in Britain and North America*. Cambridge: Cambridge University Press, 1987, 285p.
- GOODE, William J. *World Changes in Divorce Patterns*. New Haven: Yale University Press, 1993, 354p.
- GOODIN, Robert E. Adaptive Preferences: Philosophical Aspects. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 72-77.
- GOODY, Jack. *La famille en Europe*. Paris : Seuil, 2001, 238p.
- GORDON, Linda. *The Moral Property of Women. A History of Birth Control Politics in America*. Chicago: University of Illinois Press, 2002, 448p.
- GOULD Eric D., PASERMAN Daniele. Waiting for Mr. Right: Rising Inequality and Declining Marriage Rates. *Journal of Urban Economics*, 2003, n°53, p. 257-281.
- GRANGE, Cyril. Calendrier et âge au mariage des israélites parisiens, 1875-1914 : entre prescriptions bibliques et conformité sociale. *Annales de démographie historique*, 2003, n°2, p. 131-154.
- GRANGE, Cyril. *Les gens du Bottin Mondain, 1903-1987. Y être, c'est en être*. Paris : Fayard, 1996, 573p.
- GRAY Jeffrey S., VANDERHART Michel J. On the Determination of Wages: Does Marriage Matter? *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 343-355.
- GREENWOOD Jeremy, GUNER Nezi. Marriage and Divorce Since World War II: Analyzing the Role of Technological Progress on the Formation of Households. *NBER Macroeconomics Annual 2008*, 2008, vol. 23.
- GREENWOOD Jeremy, SESHADRI Ananth, YORUKOGLU Mehmet. Engines of Liberation. *Review of Economic Studies*, 2005, vol. 72, p. 109-133. a
- GREENWOOD Jeremy, SESHADRI Ananth, VANDENBROUCKE Guillaume. The Baby Boom and Baby Bust. *The American Economic Review*, 2005, vol. 95, n°1, p. 183-207. b
- GRIMM Michael, BONNEUIL Noël. Labour Market Participation of French Women over the Life Cycle, 1935-1990. *European Journal of Population*, 2001, vol. 17, p. 235-260.
- GRONAU, Reuben. The Theory of Home Production: The Past Ten Years. *Journal of Labor Economics*, 1997, vol. 15, n°2, p. 197-205.
- GRONAU, Reuben. Home Production – A Survey. *Handbook of Labor Economics* / ed. par Orley ASHENFELTER, Richard LAYARD. Amsterdam: Elsevier, 1986, vol. I, p. 273-304.
- GROSSBARD-SHECHTMAN, Shoshana. Becker's Intellectual Leadership in the Theory of Marriage. 2004.
- GROSSBARD-SHECHTMAN, Shoshana. Marriage and the Economy. *Marriage and the Economy. Theory and Evidence from Advanced Industrial Societies* / ed. par Shoshana GROSSBARD-SHECHTMAN. New York: Cambridge University Press, 2003, p. 1-34.
- GROSSBARD-SHECHTMAN, Shoshana. *On the Economics of Marriage. A Theory of Marriage, Labor, and Divorce*. Boulder: Westview Press, 1993, 275p.

- GROSSBARD-SHECHTMAN Shoshana, EKERT-JAFFÉ Olivia, LEMENNICIER Bertrand. Property Division at Divorce and Demographic Behavior: an Economic Analysis and International Comparison. 2002.
- GROSSBARD-SHECHTMAN Shoshana, CLAGUE Christopher K. *The Expansion of Economics. Towards a More Inclusive Social Science*. Sharpe, 2001, 296p.
- GROSSBARD-SHECHTMAN Shoshana, LEMENNICIER Bertrand. Marriage Contracts and the Law-and-Economics of Marriage: an Austrian Perspective. *Journal of Socio-Economics*, 1999, vol. 28, n°6, p. 665-690.
- GROSSBARD-SHECHTMAN Shoshana, GRANGER Clive W.J. Travail des femmes et mariage: du baby-boom au baby-bust. *Population*, 1998, vol. 53, n°4, p. 731-752.
- GROSSBARD-SHECHTMAN Shoshana, NEIDEFFER Matthew. Women's Hours of Work and Marriage Market Imbalances. *Economics of the Family and Family Policies* / ed. par Inga PERSSON, Christina JONUNG. London: Routledge, 1997.
- GUIBERT-LANTOINE Catherine de, LERIDON Henri, TOULEMON Laurent. La pilule : principale méthode de contraception en France. *Fiche d'actualité scientifique INED*, 2000, n°2, p. 1-2.
- GUIBERT-LANTOINE Catherine de, LERIDON Henri. La contraception en France. Un bilan après 30 ans de libéralisation. *Population*, 1998, n°4, p. 785-812.
- GUIBERT-LANTOINE Catherine de, LERIDON Henri, TOULEMON Laurent, VILLENEUVE-GOKALP Catherine. La cohabitation adulte. *Population et sociétés*, 1994, n°293, p. 1-4.
- GUILLAUME, Pierre. *La population de Bordeaux au XIX^e siècle. Essai d'histoire sociale*. Paris : Armand Colin, 1972, 310p.
- GUILLO, Dominique. *Sciences sociales et sciences de la vie*. Paris : PUF, 2000, 312p.
- GUINNANE, Timothy. Re-thinking the Western European Marriage Pattern: the Decision to Marry in Ireland at the Turn of the Twentieth Century. *Journal of Family History*, 1991, vol. 16, n°1, p. 47-64.
- GUIONNET Christine, NEVEU Éric. *Féminins/Masculins: sociologie du genre*. Paris : Armand Colin, 2004, 286p.
- GUSTAFSSON, Siv. Feminist Neoclassical Economics: Some Examples. *Gender and Economics. A European Perspective* / ed. par A. Geske DIJKSTRA, Janneke PLANTENGA. Londres: Routledge, 1997, p. 36-53.
- GUYON, Véronique. 279 000 mariages en 1989. *INSEE Première*, 1991, n°125, p. 1-4.
- HALIFAX Juliette, VILLENEUVE-GOKALP Catherine. L'adoption en France: qui sont les adoptés, qui sont les adoptants? *Population et sociétés*, 2005, n°417, p. 1-4.
- HANK Karsten, KOHLER Hans-Peter. Gender Preferences for Children in Europe: Empirical Results from 17 FFS Countries. *Demographic Research*, 2000, vol. 2, art. 1.
- HANSEN, Hans-Tore. Unemployment and Marital Dissolution. A Panel Data Study of Norway. *European Sociological Review*, 2005, vol. 21, n°2, p. 135-148.
- HAPPEL S.K., HILL J.K., LOW S.A. An Economic Analysis of the Timing of Childbirth. *Population Studies*, 1984, vol. 38, n°2, p. 299-311.
- HARDIN, Russell. Rational Choice Explanation: Philosophical Aspects. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 12755-12760.
- HARDIN, Russell. Rational Choice Theory. *Routledge Encyclopedia of Philosophy* / ed. par Edward CRAIG. Londres: Routledge, 1998, vol.8, p. 64-75.
- HARDIN, Garrett. The Tragedy of the Commons. *Science*, 1968, n°162, p. 1243-1248.

- HARDWICK, Julie. Seeking Separations: Gender, Marriages, and Household Economies in Early Modern France. *French Historical Studies*, 1998, vol. 21, n°1, p. 157-180.
- HÄRKÖNEN Juho, DRONKERS Jaap. The Changing Relation Between Female Educational Attainment and the Risk of Union Disruption: a Cross-National Comparison. 2004.
- HARTMANN, Heidi I. Family Theory: Feminist-Economist Critique. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5392-5397.
- HAVET Nathalie, SOFER Catherine. Les nouvelles théories économiques de la discrimination. *Travail, Genre et Société*, 2002, n°7, p. 83-115.
- HECHTER, Michael. The Future of Rational Choice Theory and Its Relationships to Quantitative Macro-Sociological Research. *Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis* / ed. par Hans-Peter BLOSSFELD, Gerald PREIN. Boulder: Westview Press, 1998, p. 281-290.
- HECHTER Michael, KANAZAWA Satoshi. Sociological Rational Choice Theory. *Annual Review of Sociology*, 1997, vol. 23, p. 191-214.
- HECKATHORN, Douglas D. The Paradoxical Relationship Between Sociology and Rational Choice. *The American Sociologist*, 1997, vol. 28, n°2, p. 6-15.
- HEDSTRÖM, Peter. *Dissecting the Social. On the Principles of Analytical Sociology*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005, 177p.
- HEDSTRÖM Peter, SWEDBERG Richard. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, 352p.
- HEDSTRÖM Peter, SWEDBERG Richard. Social Mechanisms: an Introductory Essay. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 1-31.
- HEDSTRÖM Peter, SWEDBERG Richard. Rational Choice, Empirical Research, and the Sociological Tradition. *European Sociological Review*, 1996, vol. 12, n°2, p. 127-146.
- HEER, David M. The Measurement and Bases of Family Power: An Overview. *Marriage and Family Living*, 1963, vol. 25, n°2, p. 133-139.
- HENRY, Louis. Schéma d'évolution des mariages après de grandes variations des naissances. *Population*, 1975, vol. 30, n°4/5, p. 759-780.
- HENRY, Louis. Schémas de nuptialité : déséquilibre des sexes et âge au mariage. *Population*, 1969, vol. 24, n°6, p. 1067-1122. b
- HENRY, Louis. Schémas de nuptialité : déséquilibre des sexes et célibat. *Population*, 1969, vol. 24, n°3, p. 457-486. a
- HENRY, Louis. Problèmes de la nuptialité: considérations de méthode. *Population*, 1968, n°5, p. 853-844.
- HENRY, Louis. Perturbations de la nuptialité résultant de la guerre 1914-1918. *Population*, 1966, vol. 21, n°2, p. 273-332.
- HENRY, Louis. La situation démographique. *Population*, 1949, n°4, p. 727-742.
- HENRY Louis, HOUDAILLE Jacques. Célibat et âge au mariage aux XVIII^e et XIX^e siècles en France. II. Âge au premier mariage. *Population*, 1979, n°2, p. 403-442.
- HENRY Louis, HOUDAILLE Jacques. Célibat et âge au mariage aux XVIII^e et XIX^e siècles en France. I. Célibat définitif. *Population*, 1978, n°1, p. 43-84.
- HÉRAN, François. Du public, du privé et de l'intime dans l'enquête Famille 1999. Témoignage d'un concepteur sur une enquête qui revient de loin. *Histoires de famille*,

histoires familiales / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. XI-XXXVIII.

- HÉRAN, François. L'assise statistique de la sociologie. *Économie et statistique*, 1984, n°168, p. 23-35.
- HERNES, Gudmund. Social Changes: Models. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 14228-14233.
- HERNES, Gudmund. Real Virtuality. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 74-101.
- HERNES, Gudmund. We Are Smarter Than We Think. A Rejoinder to Smelser. *Rationality and Society*, 1992, vol. 4, n°4, p. 421-436.
- HERPIN, Nicolas. La taille des hommes: son incidence sur la vie de couple et la carrière professionnelle. *Économie et statistique*, 2003, n°361, p. 71-90.
- HERPIN Nicolas, KARPIK Lucien. Le divorce est le principal motif pour lequel les particuliers consultent un avocat. *INSEE Première*, décembre 1997, n°557.
- HERSCH Joni, STRATTON Leslie S. Housework, Wages, and the Division of Housework Time for Employed Spouses. *The American Economic Review*, 1994, vol. 84, n°2, p. 120-125.
- HERTRICH Véronique, PILON Marc. Les changements matrimoniaux en Afrique. *La chronique du CEPED*, 1997, n°26.
- HESS, Gregory D. Marriage and Consumption Insurance: What's Love Got to Do with It? *Journal of Political Economy*, 2004, vol. 112, n°2, p. 290-318.
- HEWITT Belinda, WESTERN Mark, BAXTER Janeen. Who Decides? The Social Characteristics of Who Initiates Marital Separation. *Journal of Marriage and Family*, 2006, vol. 68, p. 1165-1177.
- HEWITT, Belinda. *Marriage Breakdown in Australia: Social Correlates, Gender and Initiator Status*. Thèse soutenue à l'Université du Queensland, 2006, 293p. <http://www.melbourneinstitute.com/hilda/Biblio/stu/Hewitt.pdf>
- HEWITT Belinda, BAXTER Janeen, WESTERN Mark. Marriage Breakdown in Australia. The Social Correlates of Separation and Divorce. *Journal of Sociology*, 2005, vol. 41, n°2, p. 163-183.
- HIBERT Thérèse, ROUSSEL Louis. *La nuptialité: évolution récente en France et dans les pays développés*. Paris : PUF-INED, 1992, 279p.
- HICKS Mary W., PLATT Marilyn. Marital Happiness and Stability: A Review of the Research in the Sixties. *Journal of Marriage and the Family*, 1970, vol. 32, n°4, p. 553-574.
- HILL, Joseph. Marriage and Divorce, 1887-1906. *Bulletin of the Bureau of the Census*, 1908, n°96, p. 7-27.
- HIRSCHMAN, Albert O. *Exit, Voice, and Loyalty. Responses to Decline in Firms, Organizations, and States*. Harvard : Harvard University Press, 1970, 174p.
- HIRSCHMAN, Charles. Why Fertility Changes. *Annual Review of Sociology*, 1994, vol. 20, p. 203-233.
- HIRSHLEIFER, Jack. The Expanding Domain of Economics. *The American Economic Review*, 1985, vol. 75, n°6, p. 53-68.
- HOBBS Frank, STOOPS Nicole. *Demographic Trends in the 20th Century*. Washington D.C.: U.S. Government Printing Office, 2002, 230p.

- HOEM, Jan M. Demographic Analysis: Probabilistic Approach. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3428-3432.
- HOFFMAN Saul D., DUNCAN Greg G. The Effect of Incomes, Wages, and AFDC Benefits on Marital Disruption. *Journal of Human Resources*, 1995, vol. 30, n°1, p. 19-41.
- HOGAN, Dennis P. The Effects of Demographic Factors, Family Background, and Early Job Achievement on Age at Marriage. *Demography*, 1978, vol. 15, n°2, p. 161-175.
- HOLDEN Karen C., SMOCK Pamela J. The Economic Costs of Marital Dissolution: Why Do Women Bear a Disproportionate Cost? *Annual Review of Sociology*, 1991, vol. 17, p. 51-78.
- HOLMES, Ann Sumner. The Double Standard in the English Divorce Laws, 1857-1923. *Law and Social Inquiry*, 1995, vol. 20, n°2, p. 601-620.
- HOOCK Jochen, JULLIEN Nicolas. Dots normandes (mi-XVII^e-XVIII^e siècle). *Clio*, 1998, n°7.
- HOPPER, Joseph. The Rhetoric of Motives in Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 1993, vol. 55, n°4, p. 801-813.
- HOTZ V. Joseph, KLERMAN Jacob Alex, WILLIS Robert J. The Economics of Fertility in Developed Countries. *Handbook of Population and Family Economics* / ed. par Mark K. ROSENZWEIG, Oded STARK. Amsterdam: Elsevier, 1997, p. 275-347.
- HOUDAILLE, Jacques. Les mariages à Paris de 1789 à 1803. *Population*, 1992, n°2, p. 488-492.
- HOUDAILLE, Jacques. La noblesse française avant 1600. *Population*, 1990, n°6, p. 1070-1075.
- HOUDAILLE, Jacques. La noblesse française, 1600-1900. *Population*, 1989, n°3, p. 501-513.
- HOUDAILLE, Jacques. Les signatures au mariage, 1670-1739. *Population*, 1988, n°1, p. 208-212.
- HOUDAILLE, Jacques. Le mouvement saisonnier des naissances dans la France rurale de 1640 à 1669. *Population*, 1985, n°2, p. 360-362.
- HOUDAILLE, Jacques. La nuptialité sous la Révolution et l'Empire. *Population*, 1982, n°1, p. 160-167.
- HOUDAILLE, Jacques. Le tremblement de terre de février 1976 à Guatemala. Ses effets sur la natalité et la nuptialité. *Population*, 1982, n°2, p. 429-434.
- HOUDAILLE, Jacques. Mouvement saisonnier des conceptions en France de 1740 à 1829. *Population*, 1979, n°2, p. 452-457.
- HOUDAILLE, Jacques. Un indicateur de pratique religieuse: la célébration saisonnière des mariages avant, pendant et après la révolution française (1740-1829). *Population*, 1978, n°2, p. 367-380.
- HOUDAILLE, Jacques. Les signatures au mariage de 1740 à 1829. *Population*, 1977, n°1, p. 65-90.
- HOUSEAUX, Frédérique. La famille, pilier des identités. *INSEE Première*, décembre 2003, n°937.
- HUBER Joan, SPITZE Glenna. Considering Divorce: An Expansion of Becker's Theory of Marital Instability. *The American Journal of Sociology*, juillet 1980, vol. 86, n°1, p. 75-89.
- HUIS Mila van, STEENHOF Liesbeth. Divorce Risks for Foreigners in the Netherlands. *Statistics Netherlands*, 2003.

- HÜKÜM, Pinar. Le traitement par les magistrats des divorces turcs en France. *Hommes et migrations*, 2001, n°1232, p. 51-54.
- HURTIG Marie-Claude, KAIL Michèle, ROUCH Hélène. *Sexe et genre. De la hiérarchie entre les sexes*. Paris : CNRS, 2002, 286p.
- HUTCHENS, Robert M. Welfare, Remariage, and Marital Search. *The American Economic Review*, 1979, vol. 69, n°3, p. 369-379.
- HYDE, Janet S. Gender Differences in Personality and Social Behavior. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5989-5994.
- INED. *La conjoncture des pays développés en chiffres*. 2005. Disponible à l'adresse Internet suivante : <http://www.ined.fr>.
- INED. *Trente deuxième rapport sur la situation démographique de la France*. 2003.
- INED. *Trente et unième rapport sur la situation démographique de la France*. 2002.
- INED. Vingt-et-unième rapport sur la situation démographique de la France. *Population*, 1992, n°5, p. 1113-1186.
- INED. Vingtième rapport sur la situation démographique de la France. *Population*, 1991, n°5, p. 1081-1159.
- INED. Douzième rapport sur la situation démographique de la France. *Population*, 1983, n°4/5, p. 665-705.
- INED. Huitième rapport sur la situation démographique de la France. *Population*, 1979, n°La population française, p. 1221-1289.
- INED. Septième rapport sur la situation démographique de la France. *Population*, 1978, n°2, p. 281-348.
- INGLEHART Ronald, NORRIS Pippa. *Rising Tide. Gender Equality and Cultural Change Around the World*. New York: Cambridge University Press, 2003, 240p.
- INSEE. *Annuaire rétrospectif de la France. Séries longues, 1948-1988*. Paris : INSEE, 1990, 658p.
- INSTITUT NATIONAL DE STATISTIQUE. *Population et ménages. Mariages et divorces en 2002*. Bruxelles: Institut national de la statistique éditeur, 2003, 169p.
- INSTITUTE FOR WOMEN'S POLICY RESEARCH. The Gender Wage Ratio: Women's and Men's Earnings. *Fact Sheet*, 2007, n°C350, 2p.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Divórcios concedidos em 1ª instância, por tipo e natureza segundo os grupos de idade dos cônjuges na data da sentença – 2005. Tableau disponible sur Internet à l'adresse : http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/registrocivil/2005/tabela6_4.pdf.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. Estadística de nulidades, separaciones y divorcios 2005. Tableaux disponibles sur Internet à l'adresse : <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=%2Ft18%2Fp420%2Fp01%2Fa2005%2F&file=pcaxis&L=&divi=&his=>.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, GEOGRAFÍA E INFORMÁTICA. Base de données démographiques mexicaine disponible sur Internet à l'adresse : <http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/proyectos/continuas/vitales/bd/nupcialidad/Divorcios.asp?c=6548>.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, GEOGRAFIA E INFORMATICA. Estadísticas de matrimonios y divorcios, 1999. Aguascalientes : 1999, 117p.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, GEOGRAFIA E INFORMATICA. Estadísticas de matrimonios y divorcios. Aguascalientes : 2001, 128p.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, GEOGRAFIA E INFORMATICA. Estadísticas de matrimonios y divorcios. Aguascalientes : 2002, 128p.

- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA, GEOGRAFIA E INFORMATICA. Estadísticas de matrimonios y divorcios. Aguascalientes : 2003, 124p.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA, GEOGRAFIA E INFORMATICA. Estadísticas de matrimonios y divorcios. Aguascalientes : 2004, 127p.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA, GEOGRAFIA E INFORMATICA. Estadísticas de matrimonios y divorcios. Aguascalientes : 2005, 129p.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA, GEOGRAFIA E INFORMATICA. Estadísticas de matrimonios y divorcios, 2005. Aguascalientes : 2006, 134p.
- JACOBSEN, Joyce P. *The Economics of Gender*. Cambridge, Massachusetts: Blackwell, 1994, 532p.
- JALOVAARA, Marika. Socioeconomic Differentials in Divorce Risk by Duration of Marriage. *Demographic Research*, 2002, vol. 7, art. 16.
- JALOVAARA, Marika. The Joint Effects of Marriage Partners' Socioeconomic Positions on the Risk of Divorce. *Demography*, 2003, vol. 40, n°1, p. 67-81.
- JAULERRY, Éliane. Les dissolutions d'union en France, étudiées à partir des minutes de jugement. *Population*, 1971, n°Famille, mariage, divorce, p. 143-172.
- JEGOUZO, Guenhaël. L'évolution après 1975 du célibat agricole masculin. *Population*, 1991, n°1, p. 41-62.
- JEGOUZO, Guenhaël. Le célibat paysan en 1975. *Population*, 1979, n°1, p. 27-41.
- JEGOUZO Guenhaël, BRANGEON Jean-Louis. Célibat paysan et pauvreté. *Économie et statistique*, 1974, n°58, p. 3-13.
- JEGOUZO, Guenhaël. L'ampleur du célibat chez les agriculteurs. *Économie et statistique*, 1972, n°34, p. 13-22.
- JOHNSON Richard W., DAVANZO Julie. Economic and Cultural Influences on the Decision to Leave Home in Peninsular Malaysia. *Demography*, 1998, vol. 35, n°1, p. 97-114.
- JOHNSON, Shirley B. The Impact of Women's Liberation on Marriage, Divorce, and Family Life-Style. *Sex, Discrimination, and the Division of Labor* / ed. Par Cynthia B. LLOYD. New York: Columbia University Press, 1975, p. 401-426.
- JONES, Elise F. Teenage Fertility. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 15540-15546.
- JONES, F. L. Convergence and Divergence in Ethnic Divorce Patterns: A Research Note. *Journal of Marriage and the Family*, 1996, vol. 58, n°1, p. 213-218.
- JONES, Gavin W. *Marriage and Divorce in Islamic South-East Asia*. Kuala Lumpur: Oxford University Press, 1994, 348p.
- JONES, Robert E. Fertility Control: Prevalence and Consequences of Breastfeeding. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5535-5538.
- JOSHI, Heather. Motherhood: Economic Aspects. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 10085-10088.
- JUSTER Susan M., VINOVSIS Maris A. Changing Perspectives on the American Family in the Past. *Annual Review of Sociology*, 1987, vol. 13, p. 193-216.
- KAA, Dirk J. van de. Demographic Transition, Second. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3486-3488.

- KABEER, Naila. Family Bargaining. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5314-5319.
- KAESTLE Christine E., MORISKY Donald E., WILEY Dorothy J. Sexual Intercourse and the Age Difference Between Adolescent Females and their Romantic Partners. *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 2002, vol. 34, n°6, p. 304-309.
- KALMIJN, Matthijs. Inter-marriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends. *Annual Review of Sociology*, 1998, vol. 24, p. 395-421.
- KALMIJN Matthijs, POORTMAN Anne-Rigt. His or Her Divorce? The Gendered Nature of Divorce and its Determinants. *European Sociological Review*, 2006, vol. 22, n°2, p. 201-214.
- KALMIJN Matthijs, LUIJKX Ruud. Has the Reciprocal Relationship Between Employment and Marriage Changed for Men? An Analysis of the Life Histories of Men Born in the Netherlands Between 1930 and 1970. *Population Studies*, 2005, vol. 59, n°2, p. 211-231.
- KALMIJN Matthijs, DE GRAAF Paul M., POORTMAN Anne-Rigt. Interactions Between Cultural and Economic Determinants of Divorce in the Netherlands. *Journal of Marriage and the Family*, 2004, n°66, p. 75-89.
- KANAZAWA Satoshi, STILL Mary C. Teaching May be Hazardous to Your Marriage. *Evolution and Human Behavior*, 2000, n°21, p. 185-190.
- KAPLAN Hillard S., BOCK John. Fertility Theory: Caldwell's Theory of Intergenerational Wealth Flows. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5557-5561. a.
- KAPLAN Hillard S., BOCK John. Fertility Theory: Embodied-Capital Theory of Life History Evolution. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5561-5568. b.
- KARADY, Victor. Vers une théorie sociologique des mariages interconfessionnels. Le cas de la nuptialité hongroise sous l'Ancien régime. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1985, n°57-58, p. 47-68.
- KAUFMANN, Jean-Claude. *Sociologie du couple*. Paris : PUF, 2003, 127p.
- KAUFMANN, Jean-Claude. *La trame conjugale. Analyse du couple par son linge*. Paris : Pocket, 1997, 178p.
- KAYIBA MBELU, Elisabeth. Les causes de l'évolution de l'âge moyen au premier mariage, de l'écart d'âge entre les époux, de la dot et de la polygamie dans la ville de Kinshasa de 1967 à 2004. 25^e Congrès général de la population, 2005.
- KEELEY, Michael C. An Analysis of the Age Pattern of First Marriage. *International Economic Review*, 1979, vol. 20, n°2, p. 527-544.
- KEELEY, Michael C. The Economics of Family Formation. *Economic Inquiry*, 1977, vol. 15, n°2, p. 238-250.
- KELLAGHAN, Thomas. Family and Schooling. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5303-5307.
- KELLERHALS Jean, WIDMER Éric, LÉVY René. *Mesure et démesure du couple. Cohésion, crises et résilience dans la vie des couples*. Paris : Payot, 2004, 274p.
- KELLERHALS Jean, TROUTOT Jean-Yves, LAZEGA Emmanuel. *Microsociologie de la famille*. Paris : PUF, 1993, 127p.

- KELLERHALS Jean, LANGUIN Noëlle, PERRIN Jean-François, WIRTH Geneviève. Statut social, projet familial et divorce : une analyse longitudinale des ruptures d'union dans une promotion de mariages. *Population*, 1985, n°6, p. 811-827.
- KELLERHALS Jean, PERRIN Jean-François, STEINAUER-CRESSON Geneviève, VONÈCHE Laura. *Mariages au quotidien. Inégalités sociales, tensions culturelles et organisation familiale*. Paris : Favre, 1982, 288p.
- KERTZER, David I. Family Systems in Europe. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5357-5361.
- KERTZER, David I. Household History and Sociological Theory. *Annual Review of Sociology*, 1991, vol. 17, p. 155-179.
- KIERNAN, Kathleen. Cohabitation and Divorce Across Nations and Generations. *Research Centre for Analysis of Social Exclusion Paper 65*, 2003.
- KIERNAN, Kathleen. European Perspectives on Union Formation. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 40-58.
- KIERNAN, Kathleen. Partnership Formation and Dissolution in Western Societies. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 11092-11099.
- KIERNAN Kathleen, MUELLER Ganka. The Divorced and Who Divorces? *Research Centre for Analysis of Social Exclusion Paper*, 1998.
- KILLINGSWORTH Mark R., HECKMAN James J. Female Labor Supply: A Survey. *Handbook of Labor Economics* / ed. par Orley ASHENFELTER, Richard LAYARD. Amsterdam: Elsevier, 1986, vol. I, p. 103-204.
- KISER Edgar, HECHTER Michael. The Debate on Historical Sociology: Rational Choice Theory and Its Critics. *The American Journal of Sociology*, 1998, vol. 104, n°3, p. 785-816.
- KISER Edgar, HECHTER Michael. The Role of General Theory in Comparative-Historical Sociology. *The American Journal of Sociology*, 1991, vol. 97, n°1, p. 1-30.
- KISER Edgar, SCHNEIDER Joachim. Rational Choice Versus Cultural Explanations of the Efficiency of the Prussian Tax System. *American Sociological Review*, 1995, vol. 60, n°5, p. 787-791.
- KISER Edgar, SCHNEIDER Joachim. Bureaucracy and Efficiency: an Analysis of Taxation in Early Modern Prussia. *American Sociological Review*, 1994, vol. 59, n°2, p. 187-204.
- KITSON Gay C., MORGAN Leslie A. The Multiple Consequences of Divorce: A Decade Review. *Journal of Marriage and the Family*, 1990, vol. 52, p. 913-924.
- KLERMAN, Jacob A. Infanticide and Induced Abortion. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 7419-7422.
- KNODEL, John. Demographic Transitions in German Villages. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 337-389.
- KOBALL, Heather. Have African American Men Become Less Committed to Marriage? Explaining the Twentieth Century Racial Cross-Over in Men's Marriage Timing. *Demography*, 1998, vol. 35, n°2, p. 251-258.

- KOHLER Hans-Peter, BÜHLER Christoph. Social Networks and Fertility. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 14380-14384.
- KOTLIKOFF Laurence J., SPIVAK Avia. The Family as an Incomplete Annuities Market. *The Journal of Political Economy*, 1981, vol. 89, n°2, p. 372-391.
- KRAVDAL, Oystein. Does Marriage Require a Stronger Economic underpinning than Informal Cohabitation? *Population Studies*, 1999, vol. 53, n°1, p. 63-80.
- KUEPIE, Mathias. Évolution des configurations familiales des ménages au Luxembourg. *Document Panel socioéconomique « Liewen zu Lëtzebuerg »*, 2002, 74p. <http://www.ceps.lu/pdf/3/art734.pdf>
- KÜNZEL, Renate. The Federal Republic of Germany. *Divorce in Europe* / ed. par Robert CHESTER. Leiden : Netherlands Interuniversity Demographic Institute, 1977, p. 177-194.
- KURAN, Timur. Social Mechanisms of Dissonance Reduction. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 147-171.
- KURZ Dorothy E. Divorce and Gender. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3810-3814.
- LAFERRÈRE, Anne. Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges. *Économie et statistique*, 2005, n°381-382, p. 147-175.
- LAGAUCHE, Serge. Rapport d'information sur la proposition de loi portant réforme du divorce. 2002. <http://www.senat.fr/rap/r01-183/r01-1831.pdf>
- LAITNER, John. Intergenerational and Intrahousehold Economic Links. *Handbook of Population and Family Economics* / ed. par Mark K. ROSENZWEIG, Oded STARK. Amsterdam: Elsevier, 1997, p. 189-238.
- LAKDAWALLA Darius N., SCHOENI Robert F. Is Nursing Home Demand Affected by the Decline in Age Difference Between Spouses? *Demographic Research*, 2003, vol. 8, art. 10.
- LAM, David. Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Applications. *The Journal of Human Resources*, 1988, vol. 23, n°4, p. 462-487.
- LANDES, Elisabeth M. Economics of Alimony. *The Journal of Legal Studies*, 1978, vol. 7, n°1, p. 35-63?
- LANDSBURG, Steven E. Why Men Pay to Stay Married and Women Pay to Get Divorced. *Slate*, 2000. <http://www.slate.com:80/id/94243/>
- LAPIERRE-ADAMCYK Évelyne, CHARVET Carole. L'union libre et le mariage : un bilan des travaux en démographie. *Cahiers québécois de démographie*, 1999, vol. 28, n°1/2, p. 1-21.
- LARDINOIS, Roland. En Inde, la famille, l'État, la femme. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités* / ed. par André BURGUIÈRE, Christiane KLAPISCH-ZUBER, Martine SEGALÉN, Françoise ZONABEND. Paris : Armand Colin, 1986, p. 351-391.
- LAUFER Jacqueline, MARRY Catherine, MARUANI Margaret. *Le travail du genre. Les sciences sociales du travail à l'épreuve des différences de sexe*. Paris : La Découverte, 2003, 362p.
- LAUFER Jacqueline, MARRY Catherine, MARUANI Margaret. *Masculin-féminin: questions pour les sciences de l'homme*. Paris : PUF, 2001, 246p.
- LAUNAY, Catherine. Mariages 1993 : peu de jeunes ont franchi le pas. *INSEE Première*, 1995, n°364, p. 1-4.

- LAUNAY, Catherine. 271 000 mariages en 1992. *INSEE Première*, 1994, n°289, p. 1-4.
- LAUNAY, Catherine. Moins de mariages en 1991. *INSEE Première*, 1992, n°235, p. 1-4.
- LE BRAS, Hervé. Un calcul économique indépendant des incitations financières. *Économie publique*, 2003, n°13/2, p. 3-9.
- LE BRAS Hervé, ROUSSEL Louis. Retard ou refus du mariage : l'évolution récente de la première nuptialité en France et sa prévision. *Population*, 1982, n°6, p. 1009-1044.
- LE BRAS Hervé, TODD Emmanuel. *L'invention de la France. Atlas anthropologique et politique*. Paris : Librairie générale française, 1981, 512p.
- LE GALL Didier, MARTIN Claude. L'instabilité conjugale et la recomposition familiale. *La famille. L'état des savoirs* / ed. par François de SINGLY, Jacques COMMAILLE. Paris: La Découverte, 1991.
- LE GOFF, Jean-Marie. Modélisation des événements du parcours de vie. Une introduction. 2003. Article disponible à l'adresse: <http://www2.unil.ch/pavie/documentation/modelisationevenements.pdf>.
- LE GOFF Jean-Marie, FORNEY Yannick. Estimations non paramétriques avec SPSS. Méthode de Kaplan-Meier et méthode actuarielle. 2003. Article disponible à l'adresse: <http://www2.unil.ch/pavie/documentation/methodesnonparametriques.pdf>.
- LE GOFF Jean-Marie, FORNEY Yannick. Mise en œuvre des modèles logistiques à temps discret avec SPSS. 2003. Article disponible à l'adresse: <http://www2.unil.ch/pavie/documentation/modelstempsdiscret.pdf>.
- LE PLAY, Frédéric. *Les ouvriers européens. Volume VI. Les ouvriers de l'Occident. Populations désorganisées*. Paris : Dentu : Larcher, 1878, 568p.
- LE PLAY, Frédéric. *Les ouvriers européens. Volume V. Les ouvriers de l'Occident. Les populations ébranlées*. Paris : Dentu : Larcher, 1877-1879, 535p.
- LEBOUTTE, René. De la reconstitution des familles à la recherche des motivations du changement de comportement reproducteur. *Modèles de la démographie historique* / ed. par Alain BLUM, Noël BONNEUIL, Didier BLANCHET. Paris : INED/PUF, 1992, p. 263-273.
- LEBRUN François, BURGUIERE André. Le prêtre, le prince et la famille. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités* / ed. par André BURGUIÈRE, Christiane KLAPISCH-ZUBER, Martine SEGALÉN, Françoise ZONABEND. Paris : Armand Colin, 1986, p. 123-202.
- LEBRUN François, FAUVE-CHAMOUX Antoinette. Le mariage et la famille. *Histoire de la population française* / ed. par Jacques DUPAQUIER. Paris : PUF, 1988, vol. 2.
- LEBUGLE-MOJDEHI, Amandine. Entre modernité et tradition: le nouveau schéma nuptial iranien. Communication présentée au congrès international de l'UIESP, 2005, 27p.
- LEDERMANN, Sully. Les divorces et les séparations de corps en France. *Population*, 1948, n°2, p. 313-344.
- LEE, Ronald D. Childbearing, Externalities of. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 1686-1689.
- LEFÈVRE, Cécile. Dix ans après: constance et inconstances de la famille? *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 1-12.
- LEFRANC, Christophe. Le mariage en déclin, la vie en couple aussi. *INSEE Première*, 1995, n°392, p. 1-4.

- LEGENDRE François, THIBAUT Florence. Les concubins et l'impôt sur le revenu en France. *Économie et statistique*, 2007, n°401, p. 3-21.
- LEHNING, James R. Nuptiality and Rural Industry: Families and Labor in the French Countryside. *Journal of Family History*, 1983, vol. 8, n°4, p. 333-345.
- LEHRER, Evelyn L. The Economics of Divorce. *Marriage and the Economy. Theory and Evidence from Advanced Industrial Societies* / ed. par Shoshana GROSSBARD-SHECHTMAN. New York: Cambridge University Press, 2003, p. 55-74.
- LEHRER, Evelyn L. Religion as a Determinant of Entry into Cohabitation and Marriage. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 227-252.
- LEMENNICIER, Bertrand. *Le marché du mariage et de la famille*. Paris : PUF, 1988, 232p.
- LEMENNICIER, Bertrand. La spécialisation des rôles conjugaux, les gains du mariage et la perspective du divorce. *Consommation – revue de socio-économie*, 1980, n°1, p. 27-71.
- LEMENNICIER, Bertrand. The Economics of Conjugal Roles. *Sociological Economics* / ed. par Louis LÉVY-GARBOUA. Londres : Sage Publications, 1979.
- LENEMAN, Leah. “Disregarding the Matrimonial Vows”: Divorce in Eighteenth and Early Nineteenth-Century Scotland. *Journal of Social History*, 1996, vol. 30, n° 2, p. 465-482.
- LEPAGE, Yvan. Cent vingt années de choix du conjoint à Alle-sur-Semois. *Population*, 1979, n°6, p. 1152-1161.
- LERIDON, Henri. Cohabitation, Marriage, Separation: an Analysis of Life Histories of French Cohorts from 1968 to 1985. *Population Studies*, 1990, vol. 44, n°1, p. 127-144.
- LERIDON, Henri. Les conceptions du 1er janvier (ou : les étrennes de septembre). *Population*, 1986, n°3, p. 599-602.
- LERIDON Henri, OUSTRY Pascale, BAJOS Nathalie, équipe Cocon. La médicalisation croissante de la contraception en France. *Population et sociétés*, 2002, n°381, p. 1-4.
- LERIDON Henri, BARBIERI Magali, INED. *Populations. L'état des connaissances. La France, l'Europe, le monde*. Paris: La Découverte, 1996, 334p.
- LERIDON Henri, TOULEMON Laurent. France. *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies* / ed. par Hans-Peter BLOSSFELD. Oxford: Westview Press, 1995, p. 77-101.
- LERIDON Henri, BOZON Michel. Présentation de l'enquête ACSF. *Population*, 1993, vol. 48, n°5, p. 1197-1204.
- LERIDON Henri, CHARBIT Yves, COLLOMB Philippe, SARDON Jean-Paul, TOULEMON Laurent. *La seconde révolution contraceptive. La régulation des naissances en France de 1950 à 1985*. Paris : INED/PUF, 1987, 380p.
- LERIDON Henri, CHARBIT Yves. Patterns of Marital Unions and Fertility in Guadeloupe and Martinique. *Population Studies*, 1981, vol. 35, n°2, p. 235-245.
- LERIDON Henri, SARDON Jean-Paul. La contraception en France en 1978. Une enquête INED-INSEE. I. La diffusion des diverses méthodes. *Population*, 1979, vol. 34, p. 1349-1372.
- LERMENIER Aurélie, TIMBART Odile. Les divorces prononcés de 1996 à 2007. *Infostat Justice*, 2009, n°104, p. 1-4.
- LERY, Alain. La nuptialité en France de 1931 à 1974. *Économie et statistique*, 1976, n°75, p. 60-68.

- LERY, Alain. Données de démographie générale. Nuptialité 1931-1973. *Les collections de l'INSEE*, série D Démographie et emploi, 1975, n°41, 130p.
- LESTHAEGHE, Ron J. Family Theory: Complementarity of Economic and Social Explanations. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5373-5378.
- LESTHAEGHE, Ron J. On Theory Development: Applications to the Study of Family Formation. *Population and Development Review*, 1998, vol. 24, n°1, p. 1-14.
- LESTHAEGHE, Ron J. Motivation et légitimation : conditions de vie et régimes de fécondité en Belgique et en France du XVI^e au XVIII^e siècle. *Modèles de la démographie historique* / ed. par Alain BLUM, Noël BONNEUIL, Didier BLANCHET. Paris : INED/PUF, 1992, p. 275-317.
- LESTHAEGHE Ron J., MOORS Guy. Expliquer la diversité des formes familiales et domestiques: théories économiques ou dimensions culturelles. *Population*, 1994, vol. 49, n°6, p. 1503-1525.
- LESTHAEGHE Ron J., WILSON Chris. Modes of Production, Secularization, and the Pace of the Fertility Decline in Western Europe, 1870-1930. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 261-292.
- LETT, Didier. *Famille et parenté dans l'Occident médiéval, Ve-XVe siècles*. Paris : Hachette : Carré Histoire, 2000, 255p.
- LEVINGER, George. Marital Cohesiveness and Dissolution: An Integrative Review. *Journal of Marriage and the Family*, 1965, vol. 27, n°1, p. 19-28.
- LÉVY, Marie-Françoise. Le Mouvement français pour le planning familial et les jeunes. *Vingtième Siècle. Revue d'histoire*, 2002, n°75, p. 75-84.
- LÉVY Claude, HENRY Louis. Ducs et pairs sous l'Ancien Régime. Caractéristiques démographiques d'une caste. *Population*, 1960, n°5, p. 807-830.
- LÉVY, Michel Louis. Politiques familiales en Europe. *Population et sociétés*, 1998, n°340, p. 1-3.
- LÉVY, Michel Louis. La population de la France en 1996. *Population et sociétés*, 1997, n°322, p. 1-4.
- LÉVY, Michel Louis. Le bicentenaire du mariage civil. *Population et sociétés*, 1992, n°271, p. 1-4.
- LÉVY, Michel Louis. Les mariages catholiques en France. *Population et sociétés*, 1983, n°175, p. 1-3.
- LÉVY Michel Louis, SARDON Jean-Paul. L'écart d'âge entre époux. *Population et sociétés*, 1982, n°162, p. 1-2.
- LÉVY-GARBOUA, Louis. *Sociological Economics*. Londres : Sage Publications, 1979.
- LIEFBROER Aart C., DE JONG GIERVELD Jenny. The Impact of Rational Considerations and Perceived Opinions on Young Adults' Union Formation Intentions. *Journal of Family Issues*, 1993, vol. 14, n°2, p. 213-235.
- LIGHT, Audrey. Gender Differences in the Marriage and Cohabitation Income Premium. *Demography*, 2004, vol. 41, n°2, p. 263-284.
- LINDENBERG, Siegwart. The Extension of Rationality: Framing versus Cognitive Rationality. *L'acteur et ses raisons. Mélanges en l'honneur de Raymond Boudon* / ed. par Jean BAECHLER, François CHAZEL, Ramine KAMRANE. Paris : PUF, 2000, p. 168-204.

- LINDENBERG Siegwart, FREY Bruno S. Alternatives, Frames, and Relative Prices: A Broader View of Rational Choice Theory. *Acta sociologica*, 1993, vol. 36, n°3, p. 191-205.
- LITTLE, Daniel. Explaining Large-Scale Historical Change. *Philosophy of the Social Sciences*, 2000, vol. 30, n°1, p. 89-112.
- LITTLE, Daniel. *Varieties of Social Explanation. An Introduction to the Philosophy of Social Science*. Boulder, Colorado: Westview Press, 1991, 258p.
- LIU, Chien. A Theory of Marital Sexual Life. *Journal of Marriage and the Family*, 2000, vol. 62, n°2, p. 363-374.
- LIU Guiping, VIKAT Andres. Does Divorce Risk Depend on Spouses' Relative Income? A Register-Based Study of First Marriages in Sweden in 1981-1998. Max Planck Institute for Demographic Research Working Paper, 2004.
- LIVI-BACCI, Massimo. Social-Group Forerunners of Fertility Control in Europe. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 182-200.
- LLOYD, Cynthia B. The Division of Labor Between the Sexes: a Review. *Sex, Discrimination, and the Division of Labor* / ed. Par Cynthia B. LLOYD. New York: Columbia University Press, 1975, p. 1-24.
- LOCOH Thérèse, THIRIAT Marie-Paule. Divorce et remariage des femmes en Afrique de l'Ouest. Le cas du Togo. *Population*, 1995, n°1, p. 61-94.
- LOMMERUD, Kjell. Battles of the Sexes: Non-Cooperative Games in the Theory of the Family. *Economics of the Family and Family Policies* / ed. par Inga PERSSON, Christina JONUNG. London: Routledge, 1997.
- LUMBROSO Sonia, TIMBART Odile. Dix ans de contentieux familiaux. *Données sociales – la société française* / ed. par Élisabeth REIGNIER. Paris : INSEE, 2006, p. 53-58.
- LUNDBERG Shelly, POLLAK Robert. Bargaining and Distribution in Marriage. *Economics of the Family and Family Policies* / ed. par Inga PERSSON, Christina JONUNG. London: Routledge, 1997.
- LUNDBERG Shelly, POLLAK Robert. The American Family and Family Economics. *IZA Discussion Paper*, 2007, n°2715, 33p.
- LUTINIER, Bruno. La saison des mariages. *Économie et statistique*, 1987, n°204, p. 21-28.
- LYGSTAD, Torkvild Hovde. The Impact of Parents' and Spouses' Education on Divorce Rates in Norway. *Demographic Research*, 2004, vol. 10, art. 5. a
- LYGSTAD, Torkvild Hovde. Why Do Couples With Highly Educated Parents Have Higher Divorce Rates? *European Sociological Review*, 2006, vol. 22, n°1, p. 49-60. b
- MACUNOVICH, Diane J. Baby Booms and Baby Busts in the 20th century. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 1033-1036.
- MACY Michael W., FLACHE Andreas. Beyond Rationality in Models of Choice. *Annual Review of Sociology*, 1995, vol. 21, p. 73-91.
- MADDISON, Angus. *L'économie mondiale : statistiques historiques*. OCDE, 2003, 288p.
- MADDISON, Angus. *L'économie mondiale : une perspective millénaire*. OCDE, 2001, 400p.
- MAISON Dominique, MILLET Élisabeth. La nuptialité. *Population*, 1974, n° sur la population de la France, p. 31-50.

- MAJNONI D'INTIGNANO, Béatrice. *Égalité entre hommes et femmes: aspects économiques*. Rapport du CAE, n°15, 1999, 212p.
- MÄKI, Uskali. The Dismal Queen of the Social Sciences. *Fact and Fiction in Economics. Models, Realism, and Social Construction* / ed. par Uskali MÄKI. Cambridge: Cambridge University Press, 2002, p. 3-31.
- MÄKI, Uskali. Models, Metaphors, Narrative, and Rhetoric: Philosophical Aspects. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 9931-9937.
- MANTING, Dorien. The Changing Meaning of Cohabitation and Marriage. *European Sociological Review*, 1996, vol. 12, n°1, p. 53-65.
- MARCHAND Olivier, THÉLOT Claude. *Le travail en France. 1800-2000*. Paris : Nathan, 1997, 288p.
- MARGOLIN Leslie, WHITE Lynn. The Continuing Role of Physical Attractiveness in Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 1987, vol. 49, n°1, p. 21-27.
- MARLEAU Jacques D., SAUCIER Jean-François. Sex Preferences in Western Societies. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 13955-13958.
- MARRY, Catherine. Couples et carrières: l'exemple des polytechniciennes et polytechniciens. *La lettre du Lasmas*, 1999, n°15, p. 1-3.
- MARTIN, Claude. *L'après-divorce. Lien familial et vulnérabilité*. Rennes : Presses universitaires de Rennes, 1996, 331p.
- MARTIN, Jacqueline. Politique familiale et travail des femmes mariées en France. Perspective historique : 1942-1982. *Population*, 1998, vol. 53, n°6, p. 1119-1153.
- MARUANI, Margaret. *Femmes, genre et sociétés : l'état des savoirs*. La Découverte, 2005, 480p.
- MASON, Andrew. Economic Demography. *Handbook of Population* / ed. par Michael MICKLIN, Dudley POSTON. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers, 2005, p. 549-575.
- MATOUSCHEK Niko, RASUL Imran. The Economics of the Marriage Contract: Theories and Evidence. *The Journal of Law and Economics*, 2008, vol. 51, p. 59-110.
- MATSUSHITA, Keiichiro. Economic Analysis of Age at First Marriage. *Journal of Population Economics*, 1989, n°2, p. 103-119.
- MAULDON, Jane. Children's Risks of Experiencing Divorce and Remarriage: Do Disabled Children Destabilize Marriages? *Population Studies*, 1992, vol. 46, n°2, p. 349-362.
- MAYNTZ, Renate. Mechanisms in the Analysis of Social Macro-Phenomena. *Philosophy of the Social Sciences*, 2004, vol. 34, n°2, p. 237-259.
- MAZUY, Magali. Situations familiales et fécondité selon le milieu social. Résultats à partir de l'enquête EHF de 1999. *Documents de travail*, 2002, n°114, 60p.
- MAZUY Magali, TOULEMON Laurent. Étude de l'histoire familiale : premiers résultats de l'enquête en ménages. Paris : INED, *Dossiers et recherches*, n°93, février 2001.
- McADAMS, Richard H. Conventions and Norms: Philosophical Aspects. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 2735-2741.
- McCAIN, Roger A. A Theory of Marriage Vows. *Strategy and Conflict: an Introductory Sketch of Game Theory* / ed. par Roger A. McCAIN. 1999.
- McDONALD, Peter. L'équilibre numérique entre hommes et femmes et le marché matrimonial: le point sur la question. *Population*, 1995, n°6, p. 1579-1590.

- McNICOLL, Geoffrey. Fertility: Institutional and Political Approaches. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5538-5543.
- MEIDINGER, Claude. La théorie économique de la famille: une critique méthodologique. *Consommation – Revue de socio-économie*, 1981, n°3, p. 75-93.
- MELLERS, Barbara A. Decision Research: Behavioral. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3318-3323.
- MENKEN Jane, LARSEN Ulla. Infertility: Demographic Aspects. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 7435-7439.
- MERLLIÉ Dominique, COUSQUER Jean-Yves. Mariage et relations familiales dans l'aristocratie rurale: deux entretiens. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1980, vol. 31, n°1, p. 22-34.
- MICHAEL, Robert T. An Economic Perspective on Sex, Marriage and the Family in Contemporary United States. 2003.
- MICHAEL, Robert T. Why Did the U.S. Divorce Rate Double Within a Decade? *Research in Population Economics*, 1988, vol. 6, p. 367-399.
- MICHAEL, Robert T. Determinants of Divorce. *Sociological Economics* / ed. par Louis LÉVY-GARBOUA. Londres : Sage Publications, 1979, p. 223-241.
- MICHEL, Andrée. *Sociologie de la famille et du mariage*. Paris : PUF, 1978, 264p.
- MILLET, Elisabeth. La nuptialité. *Population*, 1974, n°spécial, p. 31-50.
- MILLS, Melinda. Construction of Input Data for Log-Linear Models of Event Histories. *Population Research Centre Working Paper 99-3*, 1999.
- MINISTÈRE DE LA JUSTICE. *Annuaire statistique de la Justice. Édition 2004*. Paris : La Documentation française, 2004.
- MINISTÈRE DE LA JUSTICE. *Étude de droit comparée sur le divorce dans les pays de l'Union européenne*. 2002. Disponible à l'adresse Internet suivante : <http://www.justice.gouv.fr/Saei/Ailleurs/Enjeux/divorce.htm>.
- MITCHELL, Brian R. *International Historical Statistics. Europe, 1750-2000*. Palgrave Macmillan, 2003, 960p.
- MITCHELL, Brian R. *International Historical Statistics. The Americas, 1750-2000*. Palgrave Macmillan, 2003, 960p.
- MITCHELL, Brian R. *International Historical Statistics. Africa, Asia and Oceania, 1750-2000*. Palgrave Macmillan, 2003, 1113p.
- MNOOKIN Robert H., KORNHAUSER Lewis. Bargaining in the Shadow of the Law: The Case of Divorce. *The Yale Law Journal*, 1979, vol. 88, n°5, p. 950-997.
- MOFFITT, Robert. Remarks on the Analysis of Causal Relationships in Population Research. *Demography*, 2005, vol. 42, n°1, p. 91-108.
- MOFFITT, Robert A. Female Wages, Male Wages, and the Economic Model of Marriage: the Basic Evidence. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 302-319.
- MOHEAU, Jean-Baptiste. *Recherches et considérations sur la population de la France (1778)*. Paris : INED, 1994, 652p.
- MONGEAU Jaël, NEILL Ghyslaine, LE BOURDAIS Céline. Effet de la précarité économique sur la formation d'une première union au Canada. *Cahiers québécois de démographie*, 2001, vol. 30, n°1, p. 3-29.

- MONTGOMERY Mark, TRUSSELL James. Models of Marital Status and Childbearing. *Handbook of Labor Economics* / ed. par Orley ASHENFELTER, Richard LAYARD. Amsterdam: Elsevier, 1986, vol. I, p. 205-271.
- MOORS, Guy. Family Theory: Role of Changing Values. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5397-5401.
- MORGAN S. Philip, LYE Diane N., CONDRAN Gretchen A. Sons, Daughters, and the Risk of Marital Disruption. *The American Journal of Sociology*, 1988, vol. 94, n°1, p. 110-129.
- MORGAN S.P., RINDFUSS R.R. Household Structure and the Tempo of Family Formation in Comparative Perspective. *Population Studies*, 1984, vol. 38, p. 129-139.
- MORTENSEN, Dale T. Matching: Finding a Partner for Life or Otherwise. *The American Journal of Sociology*, 1988, vol. 94, p. S215-S240.
- MULLAINATHAN Sendhil, THALER Richard. Behavioral Economics. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 1094-1100.
- MUNOZ-PÉREZ, Francisco. Les enfants nés sans filiation en France, 1965-1994. *Population*, 2000, vol. 55, n°4/5, p. 663-690.
- MUNOZ-PÉREZ, Francisco. L'évolution récente des premiers mariages dans quelques pays européens. *Population*, 1979, n°3, p. 649-694.
- MUNOZ-PÉREZ Francisco, PRIOUX France. Filiation des enfants nés hors mariage en France depuis 1950. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 333-354.
- MUNOZ-PÉREZ Francisco, PRIOUX France. Reconnaissances et légitimations des enfants nés hors mariage depuis 1965. Des comportements différents selon l'âge des parents et leur milieu social. *Population*, 1999, vol. 54, n°6, p. 853-884.
- MUNOZ-PÉREZ Francisco, PRIOUX France. Les enfants nés hors mariage et leurs parents. Reconnaissances et légitimations depuis 1965. *Population*, 1999, vol. 54, n°3, p. 481-508.
- MUNOZ-PÉREZ Francisco, PRIOUX France. Naître hors mariage. *Population et sociétés*, 1999, n°342, p. 1-4.
- MUNOZ-PÉREZ Francisco, TRIBALAT Michèle. Mariages d'étrangers et mariages mixtes en France : évolution depuis la Première Guerre. *Population*, 1984, vol. 39, n°3, p. 427-462.
- MUNOZ-PÉREZ, Brigitte. Évolution récente du divorce. Aspects démographiques et juridiques. *La nuptialité : évolution récente en France et dans les pays développés* / ed. par Thérèse HIBERT, Louis ROUSSEL. Paris : PUF-INED, 1991, p. 161-177.
- MUNOZ-PÉREZ Brigitte, RONDEAU-RIVIER Marie-Claire. Une nouvelle phase pour le divorce ? *Données sociales 1990*. Paris : INSEE, 1990, p. 297-300.
- MURDOCK, George P. Comparative Data on the Division of Labor by Sex. *Social Forces*, 1937, vol. 15, n°4, p. 551-553.
- MURPHY, M. J. Demographic and Socio-Economic Influences on Recent British Marital Breakdown Patterns. *Population Studies*, 1985, vol. 39, n°3, p. 441-460.
- MURPHY, Michael. Family Theory and the Realities of Childbearing Behavior. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5361-5367.
- MURPHY, Michael. The Evolution of Cohabitation in Britain, 1960-95. *Population Studies*, 2000, vol. 54, n°1, p. 43-56.

- MUTHOO, Abhinay. A Non-Technical Introduction to Bargaining Theory. *World Economics*, 2000, vol. 1, n°2, p. 145-166.
- NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS. Advance Report of Final Divorce Statistics, 1988. *Monthly Vital Statistics Report*, 1991, vol. 39, n°12, p. 1-20.
- NATIONAL STATISTICAL SERVICE OF GREECE. Divorces by grounds of divorce, by party against whom issued and duration of dissolved marriage: 2001-2005. Données disponible sur Internet à l'adresse : http://www.statistics.gr/eng_tables/S807_SJU_1_TS_5Y_01_00_05_4_Y_EN.pdf.
- NATIONS UNIES. *World Marriage Data 2006*. 2007.
- NATIONS UNIES. *Statistics and Indicators on Women and Men*. 2005.
- NATIONS UNIES. *World Marriage Patterns 2000*. 2000.
- NATIONS UNIES. *World Fertility Report 2003*. 2003.
- NATIONS UNIES. *Partnership and Reproductive Behavior in Low-Fertility Countries*. New York : United Nations, 2003, 116p.
- NATIONS UNIES. *Demographic Yearbook 2002*. 2002.
- NATIONS UNIES. *Patterns of First Marriage: Timing and Prevalence*. New York : United Nations, 1990, 327p.
- NAZIO Tiziana, BLOSSFELD Hans-Peter. The Diffusion of Cohabitation among Young Women in West Germany, East Germany and Italy. *European Journal of Population*, 2003, vol. 19, p. 47-82.
- NELSON, Julie A. I, Thou, and Them: Capabilities, Altruism, and Norms in the Economics of Marriage. *The American Economic Review*, 1994, vol. 84, n°2, p. 126-131.
- NEUMAN, Shoshana. The Marriage Market and Occupational Sex Segregation: A "New Home Economics" Approach. *The Journal of Socio-Economics*, 1991, vol. 20, n°4, p. 347-358.
- NEYRAND Gérard, M'SILI Marine. Les couples mixtes dans la France contemporaine. Mariage, acquisition de la nationalité française et divorce. *Population*, 1997, n°3, p. 571-606.
- NEYRAND Gérard, M'SILI Marine. *Les couples mixtes et le divorce. Le poids de la différence*. Paris : L'Harmattan, 1996, 176p.
- NÍ BHROLCHÁIN, Máire. 'Divorce Effects' and Causality in the Social Sciences. *European Sociological Review*, 2001, vol. 17, n°1, p. 33-57.
- NÍ BHROLCHÁIN, Máire. La flexibilité du marché matrimonial. *Population*, 2000, n°6, p. 899-940.
- NIZARD, Alfred. Droit et statistiques de filiation en France. Le droit de la filiation depuis 1804. *Population*, 1977, vol. 32, n°1, p. 91-122.
- NYE, F. Ivan. Family Mini Theories as Special Instances of Choice and Exchange Theory. *Journal of Marriage and the Family*, 1980, vol. 42, n°3, p. 479-489.
- NYSTRÖM Louise, GAUNT David. Le modèle scandinave. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités* / ed. par André BURGUIÈRE, Christiane KLAPISCH-ZUBER, Martine SEGALLEN, Françoise ZONABEND. Paris : Armand Colin, 1986, p. 607-641.
- OBSERVATOIRE DU DIALOGUE SOCIAL. *L'état social de la France : rapport 2004*. Paris : Direction des journaux officiels, 2004, 256p.
- OFFICE FÉDÉRAL DE LA STATISTIQUE. Divorces selon l'auteur de la requête. Tableau disponible sur Internet à l'adresse : <http://www.statistique.admin.ch>.
- OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS. Divorces: 1858-2003, number of couples divorcing, by party petitioning/granted decree. Données disponibles sur Internet à

l'adresse :

<http://www.statistics.gov.uk/STATBASE/xsdataset.asp?vlnk=7074&More=Y>.

- OKIN, Susan Moller. Economic Equality After Divorce. "Equal Rights" or Special Benefits? *Dissent*, été 1991, p. 383-387.
- OKUN, Barbara S. Fertility Control: Overview. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5528-5535.
- OLÁH, Livia Sz. Gender and Family Stability: Dissolution of the First parental Union in Sweden and Hungary. *Demographic Research*, 2001, vol. 4, art. 2.
- OLIER, Lucile. Les avantages matériels de la vie en couple. *INSEE Première*, janvier 1998, n°564.
- ONO, Hiroshi. Divorce in Japan. Why It Happens, Why It Does Not. European Institute of Japanese Studies – Stockholm School of Economics, 2004.
- OPP, Karl-Dieter. Norms. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 10714-10720.
- OPP, Karl-Dieter. Économie et sociologie: les fondements communs. *Journal des économistes et des études humaines*, 1991, vol. 2, n°1, p. 63-82.
- OPPENHEIMER, Valerie K. Cohabiting and Marriage during Young Men's Career-Development Process. *Demography*, 2003, vol. 40, n°1, p. 127-149.
- OPPENHEIMER, Valerie K. Family Theory: Competing Perspectives in Social Demography. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5367-5373. a
- OPPENHEIMER, Valerie K. The Continuing Importance of Men's Economic Position in Marriage Formation. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 283-301. b
- OPPENHEIMER, Valerie K. Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model. *Annual Review of Sociology*, 1997, vol. 23, p. 431-453. a
- OPPENHEIMER, Valerie K. Comment on "The Rise of Divorce and Separation in the United States, 1880-1990". *Demography*, 1997, vol. 34, n°4, p. 467-472. b
- OPPENHEIMER, Valerie K. The Role of Women's Economic Independence in Marriage Formation: A Skeptic's Response to Annemette Sørensen's Remarks. *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies* / ed. par Hans-Peter BLOSSFELD. Oxford: Westview Press, 1995, p. 236-243.
- OPPENHEIMER, Valerie K. A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*, 1988, vol. 94, n°3, p. 563-591.
- OPPENHEIMER Valerie K., KALMIJN Matthijs, LIM Neslon. Men's Career Development and Marriage Timing During a Period of Rising Inequality. *Demography*, 1997, vol. 34, n°3, p. 311-330.
- ORGANISATION INTERNATIONALE DU TRAVAIL. *Annuaire des statistiques du travail. Édition rétrospective sur les recensements de population*. Genève: Bureau international du travail, 1990, 1059p.
- OTTA Emma, DA SILVA QUEIROZ Renato, DE SOUSA CAMPOS Lucila, DOWBOR DA SILVA Monika Weronika, TELLES SILVEIRA Mariana. Age Differences Between Spouses in a Brazilian Marriage Sample. *Evolution and Human Behavior*, 1999, vol. 20, p. 99-103.

- OUADAH-BEDIDI Zahia, VALLIN Jacques. Écarts d'âge entre conjoints en Algérie. Évolution depuis 1966 et disparités régionales. *Revue européenne de démographie*, 2003, vol. 19, n°3, p. 279-302.
- PAILHÉ Ariane, SOLAZ Anne. Vie professionnelle et naissance : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes. *Population et sociétés*, 2006, n°426, p. 1-4.
- PAPPS, Ivy. *For Love or Money? A Preliminary Analysis of the Economics of Marriage and the Family*. Transatlantic Arts, 1981, 62p.
- PAVALKO Eliza K., ELDER, Glen H. World War II and Divorce: a Life-Course Perspective. *The American Journal of Sociology*, 1990, vol. 95, n°5, p. 1213-1234.
- PECK, Dennis L. Marriage and Divorce in the United States. *21st Century Sociology: A Reference Handbook* / ed. par Clifton D. BRYANT, Dennis L. PECK. Thousand Oaks : Sage, 2007, p. 272-288.
- PENCAVEL, John. Labor Supply of Men: A Survey. *Handbook of Labor Economics* / ed. par Orley ASHENFELTER, Richard LAYARD. Amsterdam: Elsevier, 1986, vol. I, p. 3-102.
- PÉRON, Yves. Les indices du moment de la nuptialité des célibataires. *Population*, 1991, n°6, p. 1429-1440.
- PERRENOUD, Alfred. Calendrier du mariage et culture populaire : le creux de mai en Suisse romande. *Population*, 1983, n°6, p. 925-939.
- PETEK-SALOM, Gaye. Des gendres et des brus "importés" de Turquie par les familles. *Hommes et migrations*, 2001, n°1232, p. 41-50.
- PETERSEN, Trond. Recent Advances in Longitudinal Methodology. *Annual Review of Sociology*, 1993, vol. 19, p. 425-454.
- PETERSEN, Trond. The Economics of Organization: the Principal-Agent Relationship. *Acta sociologica*, 1993, vol. 36, n°3, p. 277-293.
- PETTIT Ellen J., BLOOM Bernard L. Whose Decision Was It? The Effect of Initiator Status on Adjustment to Marital Disruption. *Journal of Marriage and the Family*, 1984, vol. 46, p. 587-595.
- PEZZINI, Silvia. The Effect of Women's Rights on Women's Welfare: Evidence from a Natural Experiment. *The Economic Journal*, 2005, n°115, p. C208-C227.
- PHILLIPS, Roderick. *Putting Asunder. A History of Divorce in Western Society*. New York: Cambridge University Press, 1988.
- PHILLIPS, Roderick. Demographic Aspects of Divorce in Rouen, 1792-1816. *Annales de démographie historique*, 1976, p. 429-441.
- PIKETTY, Thomas. Impact de l'Allocation Parentale d'Éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 79-109.
- PIKETTY, Thomas. *Les hauts revenus en France au XX^e siècle. Inégalités et redistribution, 1901-1998*. Paris : Grasset, 2001, 807p.
- POLLAK, Robert A. Gary Becker's Contributions to Family and Household Economics. 2002.
- POLLAK, Robert A. Theorizing Marriage. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 111-125.

- POLLAK, Robert A. For Better or Worse: The Roles of Power in Models of Distribution within Marriage. *The American Economic Review*, 1994, vol. 84, n°2, p. 148-152.
- POLLAK, Robert A. A Transaction Cost Approach to Families and Households. *Journal of Economic Literature*, 1985, vol. 23, n°2, p. 581-608.
- POLLAK Robert A., WATKINS Susan Cotts. Cultural and Economic Approaches to Fertility: Proper Marriage or *Mésalliance*? *Population and Development Review*, 1993, vol. 19, n°3, p. 467-496.
- PONTHEUX Sophie, SCHREIBER Amandine. Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste inégale. *Données sociales – la société française* / ed. par Élisabeth REIGNIER. Paris : INSEE, 2006, p. 43-51.
- POORTMAN, Anne-Rigt. Women's Work and Divorce : A Matter of Anticipation ? A Research Note. *European Sociological Review*, 2005, vol. 21, n°3, p. 301-309.
- POTT-BUTER, Hettie A. *Facts and Fairy Tales about Female Labor, Family and Fertility. A Seven-Country Comparison, 1850-1990*. Amsterdam: Amsterdam University Press, 1993, 370p.
- PRATT, Vernon. *The Philosophy of the Social Sciences*. Londres : Routledge, 1990, 200p.
- PREIN, Gerald. Modeling Rational Action: A Longitudinal Approach. *Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis* / ed. par Hans-Peter BLOSSFELD, Gerald PREIN. Boulder: Westview Press, 1998, p. 247-257.
- PRESTON, Samuel H. Comment on Steven Ruggles' "The Rise of Divorce and Separation in the United States, 1880-1990". *Demography*, 1997, vol. 34, n°4, p. 473-474.
- PRICE Sharon J., MCKENRY Patrick C. *Divorce*. Beverley Hills, California: SAGE Publications, 1988, 160p.
- PRIOUX, France. Vivre en couple, se marier, se séparer : contrastes européens. *Population et sociétés*, 2006, n°422, p. 1-4.
- PRIOUX, France. L'âge à la première union en France : une évolution en deux temps. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 201-221.
- PRIOUX, France. L'évolution démographique récente en France. *Population*, 2005, n°4, p. 443-488.
- PRIOUX, France. L'évolution démographique récente en France. *Population*, 2004, n°5, p. 683-724.
- PRIOUX, France. L'évolution démographique récente en France. *Population*, 2003, n°4-5, p. 589-622.
- PRIOUX, France. L'évolution démographique récente. *Population*, 1997, n°3, p. 637-664.
- PRIOUX, France. La fréquence de l'union libre en France. *Population*, 1995, n°3, p. 828-844.
- PRIOUX, France. Le droit et les familles non mariées en France. *Population*, 1994, vol. 49, n°6, p. 1347-1373.
- PRIOUX, France. Influence du mois de mariage sur la propension à divorcer. Le cas de l'Autriche. *Population*, 1992, n°5, p. 1306-1313. a
- PRIOUX, France. Les accidents de la nuptialité autrichienne. *Population*, 1992, vol. 47, n°2, p. 353-388. B
- PRIOUX, France. Les conceptions pré-nuptiales selon l'âge de la mère en France depuis 1965. *Population*, 1976, vol. 31, n°3, p. 593-605.

- PRIOUX, France. Le mouvement saisonnier des naissances aux Pays-Bas. *Population*, 1976, n°2, p. 487-491.
- PRIOUX-MARCHAL, France. Les conceptions pré-nuptiales en Europe occidentale depuis 1955. *Population*, 1977, vol.29, n°1, p. 61-88.
- PRIVAT, Anne-Gisèle. *L'avenir des retraites en France. Évaluation de l'impact des réformes de 1993 et de 2003 à l'aide du modèle de microsimulation ARTÉMIS*. Thèse présentée pour l'obtention du doctorat en science économique, 2005, 294p.
- PROST, Antoine. Mariage, jeunesse et société à Orléans en 1911. *Annales ESC*, 1981, n°4, p. 672-701.
- RALEY R. Kelly, BUMPASS Larry. The Topography of the Divorce Plateau: Levels and Trends in Union Stability in the United States after 1980. *Demographic Research*, 2003, vol. 8, art. 8.
- RALEY, R. Kelly. Recent Trends and Differentials in Marriage and Cohabitation: the United States. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 19-39.
- RALLU, Jean-Louis. Female Deficit and the Marriage Market in Korea. *Demographic Research*, 2006, vol. 15, art. 3, p. 51-60.
- RAO, Vijayendra. Can Economics Mediate the Relationship Between Anthropology and Demography? *Population and Development Review*, 1997, vol. 23, n°4, p. 833-838.
- RASCHKE, Helen J. Divorce. *Handbook of Marriage and the Family* / ed. Par Marvin B. SUSSMAN, Suzanne K. STEINMETZ. New York: Plenum Press, 1988, p. 597-624.
- RAULT, Wilfried. Pacser et se marier? Le sens d'une combinaison. *Recherches familiales*, 2007, n°4, p. 139-148.
- RAVANERA Zenaida R., RAJULTON Fernando, BURCH Thomas K., LE BOURDAIS Céline. The Early Life Courses of Canadian Men: Analysis of Timing and Sequences of Events. *Canadian Studies in Population*, 2002, vol. 29, n°2, p. 293-312.
- RAVANERA Zenaida R., RAJULTON Fernando, BURCH Thomas K. Early Life Transitions of Canadian Women: A Cohort Analysis of Timing, Sequences, and variations. *European Journal of Population*, 1998, vol. 14, p. 179-204.
- RAYMO James M., IWASAWA Miho, BUMPASS Larry. Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns. *Demographic Research*, 2004, vol. 11, art. 14.
- RAZIN Assaf, SADKA Efraim. *Population Economics*. Cambridge: MIT Press, 1995, 275p.
- RÉBAUDO, Danièle. Le mouvement saisonnier des mariages et des remariages. *Population*, 1981, n°2, p. 414-417.
- REDDY, P.H. Family Structure and Age at Marriage: Evidence From a South Indian Village. *Journal of Asian and African Studies*, 1991, vol. 26, n°3-4, p. 253-266.
- RÉGNIER-LOILIER Arnaud, LERIDON Henri. Après la loi Neuwirth, pourquoi tant de grossesses imprévues ? *Population et sociétés*, 2007, n°439, p. 1-4.
- RÉGNIER-LOILIER, Arnaud. A quelle fréquence voit-on ses parents ? *Population et sociétés*, 2006, n°427, p. 1-4.
- REHER, David Sven. Family Ties in Western Europe: Persistent Contrasts. *Population and Development Review*, 1998, vol. 24, n°2, p. 203-234.
- RENEFLLOT, Anne. A Gender Perspective on Preferences for Marriage among Cohabiting Couples. *Demographic Research*, 2006, vol. 15, art. 10, p. 311-328.
- RENIERS, Georges. Divorce and Remarriage in Rural Malawi. *Demographic Research*, 2003, Special Collection 1, art. 6.

- RETHERFORD Robert D., OGAWA Naohiro, MATSUKURA Rikiya. Late Marriage and Less Marriage in Japan. *Population and Development Review*, 2001, vol. 27, n°1, p. 65-102.
- RHYNE, Darla. Bases of Marital Satisfaction among Men and Women. *Journal of Marriage and the Family*, 1981, vol. 43, n°4, p. 941-955.
- RIBOUD, Michelle. An Analysis of Women's Labor Force Participation in France: Cross-Section Estimates and Time-Series Evidence. *Journal of Labor Economics*, 1985, vol. 3, n°1, p. S177-S200.
- RITSCHARD, Gilbert. Estimer un modèle de Cox en temps continu avec SPSS. 2004. Article disponible à l'adresse: http://www2.unil.ch/pavie/documentation/cox_spss_tutoriel.pdf.
- ROBERT-BOBÉE, Isabelle. Les femmes les plus diplômées vivent plus longtemps en couple avant d'avoir un enfant. *INSEE Première*, avril 2004, n°956.
- ROBERT-BOBÉE Isabelle, RENDALL Michael, COUET Christine, LAPPEGARD Trude, RØSEN Marit, SMALLWOOD Steve. Âge au premier enfant et niveau d'études : une analyse comparée entre la France, la Grande-Bretagne et la Norvège. *Données sociales – la société française* / ed. par Élisabeth REIGNIER. Paris : INSEE, 2006, p. 69-76.
- ROBERT-BOBÉE Isabelle, MAZUY Magali. Calendrier de constitution des familles et âge de fin des études. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 175-200.
- ROBIN, Catherine. Couple. Pourquoi ce sont les femmes qui partent. *Elle*, 2007, n°3230, p. 139-142.
- ROBINSON, Warren C. The Economic Theory of Fertility Over Three Decades. *Population Studies*, 1997, vol. 51, n°1, p. 63-74.
- RODGERS Willard L., THORNTON Arland. Changing Patterns of First Marriage in the United States. *Demography*, 1985, vol. 22, n°2, p. 265-279.
- ROGERS, Stacy J. Dollars, Dependency, and Divorce: Four perspectives on the Role of Wives' Income. *Journal of Marriage and the Family*, 2004, vol. 66, p. 59-74.
- RONSIN, Francis. Guerre et nuptialité. Réflexions sur l'influence de la seconde Guerre Mondiale, et de deux autres, sur la nuptialité des Français. *Population*, 1995, n°1, p. 119-148.
- RONSIN, Francis. *Les divorciaires. Affrontements politiques et conceptions du mariage dans la France du XIX^e siècle*. Paris : Aubier, 1992, 390p.
- RONSIN, Francis. *Le contrat sentimental. Débats sur le mariage, l'amour, le divorce, de l'Ancien Régime à la Restauration*. Paris : Aubier, 1990, 301p.
- ROSE, Alessandra de. Socio-Economic Factors and Family Size as Determinants of Marital Dissolution in Italy. *European Sociological Review*, 1992, vol. 8, n°1, p. 71-91.
- ROSENBERG, Alex. Lessons from Biology for Philosophy of the Human Sciences. *Philosophy of the Social Sciences*, 2005, vol. 35, n°1, p. 3-19.
- ROSENFELD, Michael J. A Critique of Exchange Theory in Mate Selection. *American Journal of Sociology*, 2005, vol. 110, n°5, p. 1284-1325.
- ROSENZWEIG, Mark R. Risk, Private Information, and the Family. *The American Economic Review*, 1988, vol. 78, n°2, p. 245-250.
- ROSS Catherine E., MIROWSKY John, GOLDSTEEN Karen. The Impact of the Family on Health: The Decade in Review. *Journal of Marriage and the Family*, 1990, vol. 52, n°4, p. 1059-1078.

- ROTHENBACHER, Franz. *The Societies of Europe. The European Population, 1850-1945*. Palgrave Macmillan, 2002, 872p.
- ROTHENBACHER, Franz. *The Societies of Europe. The European Population since 1945*, 2004, 1030p.
- ROUSSEL, Louis. Sociographie du divorce et divortialité. *Population*, 1993, n°4, p. 919-938.
- ROUSSEL, Louis. La famille en Europe occidentale : divergences et convergences. *Population*, 1992, n°1, p. 133-152.
- ROUSSEL, Louis. *La famille incertaine*. Paris : Odile Jacob, 1989, 283p.
- ROUSSEL, Louis. Mariages et divorces. Contribution à une analyse systématique des modèles matrimoniaux. *Population*, 1980, n°6, p. 1025-1040.
- ROUSSEL, Louis. Générations nouvelles et mariage traditionnel. Enquête auprès des jeunes de 18 à 30 ans. *Population*, 1979, n°1, p. 141-162.
- ROUSSEL, Louis. *Le mariage dans la société française. Faits de population, données d'opinion*. Paris : PUF, 1975, 408p.
- ROUSSEL, Louis. La nuptialité en France. Précocité et intensité suivant les régions et les catégories socio-professionnelles. *Population*, 1971, n°6, p. 1029-1055.
- ROUSSEL, Louis. Les divorces et les séparations de corps en France (1936-1967). *Population*, 1970, n°2, p. 275-302.
- ROUSSEL, Louis. Les mobiles de la limitation des naissances dans les ménages de un ou deux enfants. Enquête d'opinion. *Population*, 1969, n°2, p. 309-334.
- ROUSSEL Louis, BOURGUIGNON Odile. *Générations nouvelles et mariage traditionnel*. Paris : PUF, 1978, 291p.
- ROUSSEL Louis, COMMAILLE Jacques, BOIGEOL Anne, VALETAS Marie-France. *Le divorce et les Français. II. L'expérience des divorcés*. Paris : PUF, 1975, 256p.
- ROWNTREE Griselda, CARRIER Norman H. The Resort to Divorce in England and Wales, 1858-1957. *Populations Studies*, 1958, vol. 11, n°3, p. 188-233.
- ROWTHORN, Robert. Marriage as a Signal. *The Law and Economics of Marriage and Divorce* / ed. par Antony DNES, Robert ROWTHORN. Cambridge: Cambridge University Press, 2002, p. 132-156.
- RUBIN Zick, PEPLAU Letitia Anne, HILL Charles T. Loving and Leaving: Sex Differences in Romantic Attachments. *Sex Roles*, 1981, vol. 7, n°8, p. 821-835.
- RUELLAND, Nadine. Le pacte civil de solidarité : importante progression en 2005. *Infostat justice*, juin 2006, n°89.
- RUELLAND, Nadine. L'homologation de changement de régime matrimonial en 2002. *Infostat justice*, mars 2004, n°73.
- RUELLAND Nadine, TONNERRE Michelle. Trois années d'application du pacte civil de solidarité. *Infostat justice*, mars 2003, n°64.
- RULE, James B. Rational Choice and the Limits of Theoretical Generality. *Rationality and Society*, 1992, vol. 4, n°4, p. 451-469.
- RUGGLES, Steven. Reply to Oppenheimer and Preston. *Demography*, 1997, vol. 34, n°4, p. 475-479.
- RUGGLES, Steven. The Rise of Divorce and Separation in the United States, 1880-1990. *Demography*, 1997, vol. 34, n°4, p. 455-466.
- SAARDCHOM, Narumon. Marriage Markets Across Countries. 2001.
- SAINT-MARTIN, Monique de. Les stratégies matrimoniales dans l'aristocratie. Notes provisoires. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1985, n°59, p. 74-77.
- SANGOÏ Jean-Claude, FINE Agnès. *La population française au XIX^e siècle*. Paris : PUF, 1996, 127p.

- SANTELLI Emmanuelle, COLLET Beate. Comment repenser les mixités conjugales aujourd'hui ? Modes de formation des couples et dynamiques conjugales d'une population française d'origine maghrébine. *Revue européenne des migrations internationales*, 2003, vol. 19, n°1, p. 51-79.
- SARDON, Jean-Paul. L'évolution de la nuptialité en France. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 169-216. a
- SARDON, Jean-Paul. L'évolution du divorce en France. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 217-252. b
- SARDON, Jean-Paul. Le rythme journalier des naissances. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 367-370. c
- SARDON, Jean-Paul. Influence des épidémies de grippe sur la fécondité. *La population de la France. Évolutions démographiques depuis 1946* / ed. par Christophe BERGOUIGNAN, Chantal BLAYO, Alain PARANT, Jean-Paul SARDON, Michèle TRIBALAT. Paris : CUDEP/INED, 2005, p. 413-417. d
- SARDON, Jean-Paul. Évolution démographique récente des pays développés. *Population*, 2004, n°2, p. 305-360.
- SARDON, Jean-Paul. L'évolution du divorce en France. *Population*, 1996, n°3, p. 717-750.
- SARDON, Jean-Paul. La primo-nuptialité féminine en Europe : éléments pour une typologie. *Population*, 1992, n°4, p. 855-891.
- SARDON, Jean-Paul. Mariage et divorce en Europe de l'Est. *Population*, 1991, vol. 46, n°3, p. 547-597.
- SARDON, Jean-Paul. Évolution de la nuptialité et de la divortialité en Europe depuis la fin des années 1960. *Population*, 1986, n°3, p. 463-482.
- SARDON, Jean-Paul. Mariage et Révolution dans une petite ville de vigneron : Argenteuil (1780-1819). *Population*, 1979, n°6, p. 1162-1167.
- SARMA, Claire. La cohabitation hors mariage : un mode de vie différent ? *Économie et statistique*, 1985, n°179, p. 47-52.
- SASAKI Masahito, WILSON Terry L. Marriage and Divorce in Japan. *Divorce and Remarriage: International Studies* / ed. Par Craig A. EVERETT. New York : Haworth Press, 1997, p. 125-135.
- SCHELLING, Thomas. Social Mechanisms and Social Dynamics. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 32-44.
- SCHELLING, Thomas. *Micromotives and Macrobehavior*. New York: Norton, 1978, 256p.
- SCHELLING, Thomas. *Strategy of Conflict*. Harvard: Harvard University Press, 1960, 320p.
- SCHMITT, David P. Universal Sex Differences in the Desire for Sexual Variety: Tests From 52 Nations, 6 Continents, and 13 Islands. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2003, vol. 85, n°1, p. 85-104.

- SCHMITT David P., SHACKELFORD Todd K., BUSS David M. Are Men Really More “Oriented” Toward Short-Term Mating than Women? A Critical Review of Theory and Research. *Psychology, Evolution and Gender*, 2001, vol. 3, n°3, p. 211-239.
- SCHULTZ, T. Paul. Fertility Transition: Economic Explanations. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5578-5584.
- SCHULTZ, T. Paul. Demand for Children in Low Income Countries. *Handbook of Population and Family Economics* / ed. par Mark K. ROSENZWEIG, Oded STARK. Amsterdam: Elsevier, 1997, p. 349-430.
- SCHWARTZ, Olivier. *Le monde privé des ouvriers. Hommes et femmes du Nord*. Paris: PUF, 1990, 531p.
- SCOTT, Elizabeth S. Marital Commitment and the Legal Regulation of Divorce. *The Law and Economics of Marriage and Divorce* / ed. par Antony DNES, Robert ROWTHORN. Cambridge: Cambridge University Press, 2002, p. 35-56.
- SCOTT, John. Rational Choice Theory. *Understanding Contemporary Society: Theories of the Present* / ed. par Gary BROWNING, Abigail HALCLI, Frank WEBSTER. Londres: Sage Publications, 2000.
- SCOTT, Joan. Genre: une catégorie utile d’analyse historique. *Les cahiers du GRIF*, 1988, n°37, p. 125-153.
- SEGALEN, Martine. *Sociologie de la famille*. Paris: Armand Colin, 2004, 294p.
- SEGALEN, Martine. Les changements familiaux depuis le début du XX^e siècle. *Histoire de la population française. IV. De 1914 à nos jours* / ed. par Jacques DUPÂQUIER. Paris : PUF, 1995, p. 499-541.
- SEGALEN, Martine. La révolution industrielle : du prolétaire au bourgeois. *Histoire de la famille. 3. Le choc des modernités* / ed. par André BURGUIÈRE, Christiane KLAPISCH-ZUBER, Martine SEGALEN, Françoise ZONABEND. Paris : Armand Colin, 1986, p. 487-532.
- SEGALEN, Martine. *Mari et femme dans la société paysanne*. Paris : Flammarion, 1980, 214p.
- SEGALEN Martine, BEKUS Françoise. *Nanterriens. Les familles dans la ville*. Toulouse : Presses universitaires du Mirail, 1990, 200p.
- SEGALEN Martine, JACQUARD Albert. Choix du conjoint et homogamie. *Population*, 1971, n°3, p. 487-498.
- SGRITTA Giovanni B., TUFARI Paolo. Italy. *Divorce in Europe* / ed. par Robert CHESTER. Leiden : Netherlands Interuniversity Demographic Institute, 1977, p. 253-281.
- SHAFIR, Eldar. Decision Biases, Cognitive Psychology of. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3296-3300.
- SHARLIN, Allan. Urban-Rural Differences in Fertility in Europe during the Demographic Transition. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 234-260.
- SHAVELL, Steven. Law and Economics. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 8446-8452.
- SHELTON, Beth Anne. Understanding the Distribution of Housework between Husbands and Wives. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* /

- ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 343-355.
- SHELTON Beth Anne, JOHN Daphne. The Division of Household Labor. *Annual Review of Sociology*, 1996, vol. 22, p. 299-322.
 - SILBER, Jacques. La théorie économique des ménages et l'étude des phénomènes démographiques. *Population*, 1981, vol. 36, n°3, p. 557-575.
 - SINGAPORE DEPARTMENT OF STATISTICS. *Statistics on Marriages and Divorces, 2005*. 2006, 84p.
 - SINGER Judith D., WILLET John B. It's About Time: Using Discrete-Time Survival Analysis to Study Duration and the Timing of Events. *Journal of Educational Statistics*, 1993, vol. 18, n°2, p. 155-195.
 - SINGLY, François de. *Sociologie de la famille contemporaine*. Paris : Nathan, 2004, 128p.
 - SINGLY, François de. *Libres ensemble. L'individualisme dans la vie commune*. Paris : Pocket, 2003, 411p.
 - SINGLY, François de. *Fortune et infortune de la femme mariée. Sociologie des effets de la vie conjugale*. Paris : PUF, 2002, 272p.
 - SINGLY, François de. *Le soi, le couple et la famille*. Paris : Nathan, 2000, 255p.
 - SINGLY, François de. Les manœuvres de séduction : une analyse des annonces matrimoniales. *Revue française de sociologie*, 1984, vol. 25, n°4, p. 523-559.
 - SINGLY, François de. Le second mari. *Population*, 1983, n°1, p. 9-28.
 - SINGLY, François de. Mariage, dot scolaire et position sociale. *Économie et statistique*, 1982, n°142, p. 7-20.
 - SINGLY, François de. La lutte conjugale pour le pouvoir domestique. *Revue française de sociologie*, 1976, n°17, p. 81-100.
 - SINGLY François de, COMMAILLE Jacques. *La famille. L'état des savoirs*. Paris: La Découverte, 1991, 447p.
 - SIOW, Aloysius. The Economics of Marriage 30 Years after Becker. 2003.
 - SMELSER, Neil J. The Rational Choice Perspective. A Theoretical Assessment. *Rationality and Society*, 1992, vol. 4, n°4, p. 381-410.
 - SMITH, Ian. Explaining the Growth of Divorce in Great Britain. *Scottish Journal of Political Economy*, novembre 1997, vol. 44, n°5, p. 519-544.
 - SMITS Jeroen, ULTEE Wout, LAMMERS Jan. Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables. *American Sociological Review*, 1998, vol. 63, n°2, p. 264-285.
 - SMOCK, Pamela J. Cohabitation in the United States: An Appraisal of Research Themes, Findings, and Implications. *Annual Review of Sociology*, 2000, vol. 26, p. 1-20.
 - SOFER, Catherine. Modélisations économiques et tests de la prise de décision dans la famille. Rapport final à la DARES. 2004.
 - SMOCK Pamela J., MANNING Wendy D. Cohabiting Partners' Economic Circumstances and Marriage. *Demography*, 1997, vol. 34, n°3, p. 331-341.
 - SOFER Catherine, SOLLOGOUB Michel. *Le divorce : approches économiques*. 1990, 281p.
 - SOFER Catherine, SOLLOGOUB Michel. Une confrontation de trois modèles de mariage à partir de l'analyse des transferts ordonnés lors du divorce. *Économie et prévision*, 1992, n°102-103, p. 247-261.
 - SOHN, Anne-Marie. Concubinage et illégitimité. *Encyclopedia of European Social History* / ed. Par Petet N. STEARNS. New York : Scribner, 2001, p. 259-267.

- SOHN, Anne-Marie. *Chrysalides. Femmes dans la vie privée (XIX^e-XX^e siècles)*. Paris : Publications de la Sorbonne, 1996, 1095p.
- SØRENSEN, Aage B. Theoretical Mechanisms and the Empirical Study of Processes. *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory* / ed. Par Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, p. 238-266.
- SØRENSEN, Annemette. Women's Education and the Costs and Benefits of Marriage. *The New Role of Women. Family Formation in Modern Societies* / ed. par Hans-Peter BLOSSFELD. Oxford: Westview Press, 1995, p. 229-235.
- SOUTH Scott J., LLOYD Kim M. Spousal Alternatives and Marital Dissolution. *American Sociological Review*, 1995, vol. 60, p. 21-35.
- SOUTH Scott J., SPITZE Glenna. Determinants of Divorce over the Marital Life Course. *American Sociological Review*, août 1986, vol. 51, n°4, p. 833-590.
- SOUTH CAROLINA DEPARTMENT OF HEALTH AND ENVIRONMENTAL CONTROL. *South Carolina Vital and Morbidity Statistics 1998*. Columbia, 1998, 210p. a
- SOUTH CAROLINA DEPARTMENT OF HEALTH AND ENVIRONMENTAL CONTROL. *South Carolina Vital and Morbidity Statistics 1997*. Columbia, 1998, 206p. b
- SPANIER Graham B., GLICK Paul C. Mate Selection Differentials Between Whites and Blacks in the United States. *Social Forces*, 1980, vol. 58, n°3, p. 707-725.
- SPOORENBERG, Thomas. La nuptialité en Inde: tendances spatiales, déterminants et implications. 2005.
- STAGGENBORG, Suzanne. Reproductive Rights in Affluent Nations. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 13184-13188.
- STANCANELLI, Elena G. F. Les couples sur le marché de l'emploi. Une analyse exploratoire des années récentes. *Revue de l'OFCE*, 2006, n°99, p. 235-271.
- STATEC LUXEMBOURG. Divorces selon la partie demanderesse du divorce. Tableau disponible sur Internet à l'adresse: <http://www.statec.public.lu>.
- STATISTICS SOUTH AFRICA. *Marriages and Divorces, 2004*. Pretoria: Statistics South Africa, 2006, 157p. a
- STATISTICS SOUTH AFRICA. *Marriages and Divorces, 2003*. Pretoria: Statistics South Africa, 2006, 157p. b
- STATISTICS SOUTH AFRICA. *Marriages and Divorces, 2002*. Pretoria: Statistics South Africa, 2005, 157p. a
- STATISTICS SOUTH AFRICA. *Marriages and Divorces, 2001*. Pretoria: Statistics South Africa, 2005, 157p. b
- STATISTICS SOUTH AFRICA. *Marriages and Divorces, 2000*. Pretoria: Statistics South Africa, 2004, 156p. a
- STATISTICS SOUTH AFRICA. *Marriages and Divorces, 1999*. Pretoria: Statistics South Africa, 2004, 163p. b
- STATISTIK AUSTRIA. *Demographisches Jahrbuch 2005*. Vienne: Statistik Austria, 2006, 396p.
- STATISTISCHES BUNDESAMT. Ehescheidungen nach der Entscheidung in der Ehesache und dem Antragsteller. Tableau disponible sur Internet à l'adresse: <http://www.destatis.de/>.
- STEEL, Daniel. Social Mechanisms and Causal Inference. *Philosophy of the Social Sciences*, 2004, vol. 34, n°1, p. 55-78.

- STEHLI Jean-Sébastien, TIBERGHIEU Nathalie, VÉDRINE Laurent, BOTTREL Rosalyne, LENOIR Alexandre, LEVAS Marc, MARAIS Frédéric. Le couple et l'argent. *L'Express*, 14 février 2002.
- STEIN, Edward. Sexual Orientation: Biological Influences. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 13995-13998.
- STEVENSON Betsey, WOLFERS Justin. Marriage and Divorce: Changes and their Driving Forces. *Journal of Economic Perspectives*, 2007, vol. 21, n°2, p., 27-52.
- STEVENSON SANJIAN, Andrea. Social Problems, Political Issues: Marriage and Divorce in the USSR. *Soviet Studies*, 1991, vol. 43, n°4, p. 629-649.
- STRACK, Fritz. Heuristics in Social Cognition. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p.6679-6683.
- STREIFF-FÉNART, Jocelyne. *Les couples franco-maghrébins en France*. Paris : L'Harmattan, 1989, 155p.
- SUTTER Jean, LÉVY Claude. Les dispenses civiles au mariage en France depuis 1800. *Population*, 1959, n°2, p. 285-304.
- SVARER, Michael. Determinants of Divorce in Denmark. Working Paper n°2002-19, 2002.
- SWEDBERG, Richard. Sociology and Game Theory: Contemporary and Historical Perspectives. *Theory and Society*, 2001, vol. 30, n°3, p. 301-335.
- SWEENEY, Megan M. Two Decades of Family Change: The Shifting Foundations of Marriage. *American Sociological Review*, 2002, vol. 67, n°1, p. 132-147.
- SWEET, James A. Demography and the Family. *Annual Review of Sociology*, 1977, vol. 3, p. 363-405.
- TAVAN, Chloé. Les calendriers de constitution de la famille : quelles différences entre les immigrés et l'ensemble de la population ? *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 443-460.
- TEACHMAN, Jay D. Stability across Cohorts in Divorce Risk Factors. *Demography*, 2002, vol. 39, n°2, p. 331-351.
- TEITELBAUM, Michael. Histoire des politiques de population jusqu'en 1940. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 7.
- TERMOTE, Marc. Les déterminants économiques de la migration. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 4.
- TERTILT, Michele. Dynamic Marriage Market Accounting – A Note. 2004.
- THÉRY, Irène. *Couple, filiation et parenté aujourd'hui. Le droit face aux mutations de la famille et de la vie privée*. Paris : Odile Jacob, 1998, 413p.
- THÉRY, Irène. *Le démariage. Justice et vie privée*. Paris : Odile Jacob, 1996, 425p.
- THÉRY, Irène. Divorce et psychologisme juridique. Quelques éléments de réflexion sur la médiation familiale. *Droit et société*, 1992, n°20-21, p. 211-228.
- THÉVENON, Olivier. Les politiques familiales des pays développés : des modèles contrastés. *Population et sociétés*, 2008, n°448, p. 1-4.
- THÉVENOT, Anne. Le divorce aujourd'hui. *La pensée*, n°288-189, p. 151-159.
- THIERRY, Xavier. La nuptialité à l'épreuve de la cohabitation. *Population*, 1993, n°4, p. 939-974.

- THIRIAT, Marie-Paule. *Faire et défaire les liens du mariage. Évolution des pratiques matrimoniales au Togo*. Paris : CEPED, 1998, 288p.
- THOMPSON Linda, WALKER Alexis J. Gender in Families: Women and Men in Marriage, Work and Parenthood. *Journal of Marriage and the Family*, 1989, vol. 51, n°4, p. 845-871.
- THOMSON, Elizabeth. Children, Value of. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 1725-1729. a
- THOMSON, Elizabeth. Family Size Preferences. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5347-5350. b
- THORNES Barbara, COLLARD Jean. *Who Divorces?* Londres: Routledge, 1979, 234p.
- THORNTON Arland, YOUNG-DEMARCO Linda. Four Decades of Trends in Attitudes toward Family Issues in the United States: The 1960s through the 1990s. *Journal of Marriage and the Family*, 2001, vol. 63, n°4, p. 1009-1037.
- TIEFENTHALER, Jill. The Productivity Gains of Marriage: Effects of Spousal Education on Own Productivity across Market Sectors in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 1997, vol. 45, n°3, p. 633-650.
- TILLY, Charles. Social Boundary Mechanisms. *Philosophy of the Social Sciences*, 2004, vol. 34, n°2, p. 211-236.
- TODD Peter M., BILLARI Francesco C., SIMÃO Jorge. Aggregate Age-at-Marriage Patterns from Individual Mate-Search Heuristics. *Demography*, 2005, vol. 42, n°3, p. 559-574.
- TODD, Peter M. Heuristics for Decision and Choice. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 6676-6679.
- TOULEMON, Laurent. La transformation des fratries au cours du XX^e siècle. *Les fratries. Une démographie sociale de la germanité* / ed. par Michel ORIS, Guy BRUNET, Eric WIDMER, Alain BIDEAU. Bern : Peter Lang, 2006, p. 239-258.
- TOULEMON, Laurent. Enfants et beaux-enfants des hommes et des femmes. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 59-77.
- TOULEMON, Laurent. Qu'est-ce qu'une famille nombreuse? Définitions à partir d'indicateurs démographiques variés. *Informations sociales*, 2004, n°115, p. 18-33.
- TOULEMON, Laurent. Combien d'enfants, combien de frères et sœurs depuis cent ans? *Population et sociétés*, 2001, n°374, p. 1-4.
- TOULEMON, Laurent. La cohabitation hors mariage s'installe dans la durée. *Population*, 1996, n°3, p. 675-716.
- TOULEMON, Laurent. Nouvelles données sur les variations du nombre des naissances selon les rythmes lunaires et circadiens. *Population*, 1986, n°4/5, p. 848-853.
- TOULEMON Laurent, LERIDON Henri. La famille idéale : combien d'enfants, à quel âge ? *INSEE Première*, 1999, n°652, p. 1-4.
- TOULEMON Laurent, LERIDON Henri. Maîtrise de la fécondité et appartenance sociale : contraception, grossesses accidentelles et avortements. *Population*, 1992, vol. 47, n°1, p. 1-45.
- TOULEMON Laurent, LERIDON Henri. Vingt années de contraception en France : 1968-1988. *Population*, 1991, vol. 46, n°4, p. 777-811.
- TRAAG Tanja, DRONKERS Jaap, VALLET Louis-André. The Intergenerational Transmission of Divorce Risks in France. 2000.

- TREAS, Judith. Money in the Bank: Transaction Costs and the Economic Organization of Marriage. *American Sociological Review*, 1993, vol. 58, n°5, p. 723-734.
- TRENT Katherine, SOUTH Scott J. Structural Determinants of the Divorce Rate: A Cross-Societal Analysis. *Journal of Marriage and the Family*, mai 1989, vol. 51, n°2, p. 391-404.
- TROST, Jan. Sweden. *Divorce in Europe* / ed. par Robert CHESTER. Leiden : Netherlands Interuniversity Demographic Institute, 1977, p. 35-52.
- TSUI, Ming. Divorce, Women's Status, and the Communist State in China. *Asian Thought and Society*, 2001, vol. XXVI, n°77, p. 103-125.
- TSUYA, Noriko O. Fertility Transition: East Asia. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5575-5578.
- UDRY, J. Richard. Biological Limits of Gender Construction. *American Sociological Review*, 2000, vol. 65, n°3, p. 443-457.
- UDRY, J. Richard. The Nature of Gender. *Demography*, 1994, vol. 31, n°4, p. 561-573.
- ULTEE, Wout. Alain Degenne and Yannick Lemel: Sociologie des comportements intentionnels. *European Sociological Review*, 2009, vol. 25, n°2, p. 268-270.
- ULTEE, Wout C. Do Rational Choice Approaches Have Problems? *European Sociological Review*, 1996, vol. 12, n°2, p. 167-179.
- URQUHART M. C., BUCKLEY Kenneth A. H. *Historical Statistics of Canada*. Cambridge: Cambridge University Press, 1965, 672p.
- U.S. BUREAU OF THE CENSUS. *Historical Statistics of the United States, Colonial Times to 1970, Bicentennial Edition*. Washington D.C.: U.S. Government Printing Office, 1975, 2 vol., 1200p.
- VALLET, Louis-André. À propos d'un ouvrage peu connu dans la sociologie française: Making it count. The improvement of social research and theory de Stanley Lieberson. *Revue européenne des sciences sociales*, 2004, tome XLII, n°129, p. 341-348.
- VALLET, Louis-André. Stratification et mobilité sociales : la place des femmes. *Le travail du genre. Les sciences sociales du travail à l'épreuve des différences de sexe* / ed. par Jacqueline LAUFER, Catherine MARRY, Margaret MARUANI. Paris : La Découverte, 2003.
- VALLET, Louis-André. Diplôme féminin et carrière masculine : le sens d'une corrélation. *Revue française de sociologie*, 1995, 143-169.
- VALLOT, Françoise. Mariages et divorces à Paris : analyse des actes de mariage de quatre cohortes. *Population*, 1971, n° Famille, mariage, divorce, p. 67-100.
- VANDERSCHULDEN, Mélanie. Position sociale et choix du conjoint : des différences marquées entre hommes et femmes. *Données sociales – la société française* / ed. par Élisabeth REIGNIER. Paris : INSEE, 2006, p. 33-42. a
- VANDERSCHULDEN, Mélanie. L'écart d'âge entre conjoints s'est réduit. *INSEE Première*, 2006, n°1073, p. 1-4. b
- VANDERSCHULDEN, Mélanie. Les ruptures d'unions : plus fréquentes, mais pas plus précoces. *INSEE Première*, 2006, n°1107, p. 1-4. c
- VAN DE WALLE, Étienne. Comment prévenait-on les naissances avant la contraception moderne? *Population et sociétés*, 2005, n°418, p. 1-4.
- VAN DE WALLE, Étienne. La nuptialité des Françaises avant 1851, d'après l'état civil des décédées. *Population*, 1977, n° spécial, p. 447-465.
- VAN DE WALLE, Francine. Infant Mortality and the European Demographic Transition. *The Decline of Fertility in Europe. The Revised Proceedings of a Conference*

- on the Princeton European Fertility Project* / ed. par Ansley J. COALE, Susan COTTS WATKINS. Princeton: Princeton University Press, 1986, p. 201-233.
- VAN DER PLIGT, Joop. Decision Making, Psychology of. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3309-3315.
 - VAN PARIJS, Philippe. *Le modèle économique et ses rivaux. Introduction à la pratique de l'épistémologie des sciences sociales*. Paris: Droz, 1990.
 - VAN PARIJS, Philippe. Sociology as General Economics. *Archives Européennes de Sociologie*, 1981, vol. 22, n°2, p. 299-324.
 - VAN POPPEL Frans, LIEFBROER Aart C., VERMUNT Jeroen K., SMEENK Wilma. Love, Necessity and Opportunity: Changing Patterns of Marital Age Homogamy in the Netherlands, 1850-1993. *Population Studies*, 2001, vol. 55, n°1, p. 1-13.
 - VAN PRAAG Bernard M. S., WARNAAR Marcel F. The Cost of Children and the Use of Demographic Variables in Consumer Demand. *Handbook of Population and Family Economics* / ed. par Mark K. ROSENZWEIG, Oded STARK. Amsterdam: Elsevier, 1997, p. 241-273.
 - VERNIER, Bernard. Stratégies matrimoniales et choix d'objet incestueux. Dot, diplôme, liberté sexuelle, prénom. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1985, n°57/58, p. 3-27.
 - VERNIER, Bernard. Émigration et dérèglement du marché matrimonial. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1977, n°15, p. 31-58.
 - VÉRON Jacques. Inégalité des sexes, inégalité des femmes. *Population et sociétés*, 1995, n°305, p. 1-4.
 - VÉRON Jacques, HAMON Hervé. *Le monde des femmes. Inégalité des sexes, inégalité des sociétés*. Paris : Seuil, 1997, 205p.
 - VILLA, Pierre. Chômage et salaire en France sur longue période. *Document de travail du CEPII*, 1994, n°13, 37p.
 - VILLENEUVE-GOKALP, Catherine. Conséquences des ruptures familiales sur le départ des enfants. *Histoires de famille, histoires familiales* / ed. par Cécile LEFÈVRE, Alexandra FILHON. *Les cahiers de l'Ined*. Paris : Ined, 2005, n°156, p. 235-249.
 - VILLENEUVE-GOKALP, Catherine. Les jeunes partent toujours au même âge de chez leurs parents. *Économie et statistique*, 2000, n°337/338, p. 61-80.
 - VILLENEUVE-GOKALP, Catherine. Vivre en couple chacun chez soi. *Population*, 1997, n°5, p. 1059-1082.
 - VILLENEUVE-GOKALP, Catherine. Après la séparation : conséquences de la rupture et avenir conjugal. *Constance et inconstances de la famille : biographies familiales des couples et des enfants* / ed. par Henri LERIDON, Catherine VILLENEUVE-GOKALP, Paris : PUF-INED, 1994, p. 137-164.
 - VILLENEUVE-GOKALP, Catherine. Du premier au deuxième couple : les différences de comportement conjugal entre hommes et femmes. *La nuptialité : évolution récente en France et dans les pays développés* / ed. par Thérèse HIBERT, Louis ROUSSEL. Paris : PUF-INED, 1991, p. 179-192.
 - VILLENEUVE-GOKALP, Catherine. Du mariage aux unions sans papiers : histoire récente des transformations conjugales. *Population*, 1990, n°2, p. 265-297.
 - VIVAS, Émilie. Les relations des parents séparés avec leurs enfants adultes. *INSEE Première*, 2008, n°1196, p. 1-4.
 - VLOEBERGHES, Erik. La plupart des divorces ont lieu par consentement mutuel. *Info Flash*, 2004, n°54.

- VON ALLMEN, Malik. Les rapports de parenté comme rapports de production symbolique. Stratégies matrimoniales en Algérie. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1985, n°59, p. 49-60.
- VOSS, Thomas R. Institutions. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 7561-7566.
- WAGNER Michael, WEISS Bernd. On the Variation of Divorce Risks in Europe: a Meta-Analysis. Research Institute for Sociology – University of Cologne, 2004.
- WAGNER Michael, WEISS Bernd. A Meta-Analysis of German Research on Divorce Risks. Research Institute for Sociology – University of Cologne, 2002.
- WAITE, Linda J. Marriage and Family. *Handbook of Population* / ed. par Dudley L. POSTON, Michael MICKLIN. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers, 2005, p. 87-108.
- WAITE, Linda J. Marriage and the Dual-Career Family: Cultural Concerns. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 9261-9265. a
- WAITE, Linda J. Trends in Men's and Women's Well-Being in Marriage. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation* / ed. par Linda J. WAITE, Christine BACHRACH, Michelle HINDIN, Elizabeth THOMSON, Arland THORNTON. New York: Aldine de Gruyter, 2001, p. 368-392. b
- WAITE Linda J., BACHRACH Christine, HINDIN Michelle, THOMSON Elizabeth, THORNTON Arland. *The Ties that Bind. Perspectives on Marriage and Cohabitation*. New York: Aldine de Gruyter, 2001, 404p.
- WAITE, Linda J. Does Marriage Matter? *Demography*, 1995, vol. 32, n°4, p. 483-507.
- WAITE Linda J., LILLARD Lee A. Children and Marital Disruption. *The American Journal of Sociology*, 1991, vol. 96, n°4, p. 930-953.
- WALKE, Rainer. Twins or Two Single Children: the Influence of the Multiplicity of the First Birth on the Divorce Risk of Swedish Women. *Demographic Research*, 2002, vol. 7, art. 9.
- WALLERSTEIN, Judith S. Sociology of Divorce. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 3814-3816.
- WATERS Melissa S., RESSLER Rand W. An Economic Model of Cohabitation and Divorce. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1999, vol. 40, p. 195-206.
- WEIR, David R. New Estimates of Nuptiality and Marital Fertility in France, 1740-1911. *Population Studies*, 1994, vol. 48, n°2, p. 307-331.
- WEISFELD Glenn E., WEISFELD Carol C. Marriage: An Evolutionary Perspective. *Neuroendocrinology Letters* (Special Issue), 2002, suppl. 4, vol. 23, p. 47-54.
- WEISS, Yoram. Family Theory: Economics of Marriage and Divorce. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5387-5392.
- WEISS, Yoram. The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What Happens Upon Divorce? *Handbook of Population and Family Economics* / ed. par Mark K. ROSENZWEIG, Oded STARK. Amsterdam: Elsevier, 1997, p. 81-123.
- WEISS, Yoram. Les économistes et la formation des couples. Le fonctionnement du mariage et du marché matrimonial. *Population*, 1994, n°4-5, p. 1015-1040.
- WEISS Yoram, WILLIS Robert J. Match Quality, New Information, and Marital Dissolution. *Journal of Labor Economics*, 1997, vol. 15, n°1, p. S293-S329.

- WEISS Yoram, WILLIS Robert J. Transfers among Divorced Couples: Evidence and Interpretation. *Journal of Labor Economics*, 1993, vol. 11, n°4, p. 629-679.
- WEISS Yoram, WILLIS Robert J. Children as Collective Goods and Divorce Settlements. *Journal of Labor Economics*, 1985, vol. 3, n°3, p. 268-292.
- WHEELER Raymond H., GUNTER B. G. Change in Spouse Age Difference at Marriage: A Challenge to Traditional Family and Sex Roles? *The Sociological Quarterly*, 1987, vol. 28, n°3, p. 411-421.
- WHITE, Lynn. Coresidence and Leaving Home: Young Adults and their Parents. *Annual Review of Sociology*, 1994, vol. 20, p. 81-102.
- WHITE, Lynn K. Determinants of Divorce: A Review of Research in the Eighties. *Journal of Marriage and the Family*, novembre 1990, vol. 52, n°4, p. 904-912.
- WHITTINGTON Leslie A., PETERS H. Elizabeth. Economic Incentives for Financial and Residential Independence. *Demography*, 1996, vol. 33, n°1, p. 82-97.
- WILLIS, Robert J. The Economics of Fatherhood. *The American Economic Review*, 2000, vol. 90, n°2, p. 378-382.
- WILLIS, Robert J. A Theory of Out-of-Wedlock Childbearing. *The Journal of Political Economy*, 1999, vol. 107, n°6, p. S33-S64.
- WILLIS, Robert J. What Have We Learned from the Economics of the Family? *American Economic Review*, 1987, vol. 77, n°2, p. 68-81.
- WILLIS Robert J., HAAGA John G. Economic Approaches to Understanding Nonmarital Fertility. *Population and Development Review*, 1996, vol. 22, p. 67-86.
- WILLIS Robert J., MICHAEL Robert T. Innovation in Family Formation: Evidence on Cohabitation in the United States. *The Family, the Market, and the State in Ageing Societies* / ed. par John ERMISCH, Naohiro OGAWA. Oxford: Clarendon Press, 1994, p. 119-145.
- WINSHIP Christopher, MORGAN Stephen L. The Estimation of Causal Effects from Observational Data. *Annual Review of Sociology*, 1999, vol. 25, p. 659-706.
- WOLF, Arthur P. Incest Prohibition, Origin and Evolution of. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 7259-7262.
- WORKMAN Lance, READER Will, GAYON Jean. *Psychologie évolutionniste. Une introduction*. Bruxelles: De Boeck, 2007, 380p.
- WU, Lawrence L. Fertility of Single and Cohabiting Women. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001, p. 5543-5547.
- WU Zheng, BURCH Karli Halling, HART Randy, VEEVERS Jean E. Age-Heterogamy and Canadian Unions. *Social Biology*, 2000, n°3-4, p. 244-263.
- WU Zheng, BALAKRISHNAN T. R. Dissolution of Premarital Cohabitation in Canada. *Demography*, 1995, vol. 32, n°4, p. 521-532.
- WUNDERINK-VAN VEEN, Sophia. New Home Economics: Children and the Labour Market Participation of Women. *Gender and Economics. A European Perspective* / ed. par A. Geske DIJKSTRA, Janneke PLANTENGA. Londres: Routledge, 1997, p. 17-35.
- XIE Yu, RAYMO James M., GOYETTE Kimberly, THORNTON Arland. Economic Potential and Entry Into Marriage and Cohabitation. *Demography*, 2003, vol. 40, n°2, p. 351-367.
- YADAVA, K.N.S., HOSSAIN M.Z. Age at Marriage in Rural Bangladesh: Determinants, Trends and Patterns. *Asian Profile*, 2000, vol. 28, n°4, p. 319-337.
- YAMAGUCHI, Kazuo. *Event History Analysis*. Londres: Sage, 1991, 182p.

- YE, Wenzhen. China's "Later" Marriage Policy and its Demographic Consequences. *Population Research and Policy Review*, 1992, vol. 11, n°1, p. 51-71.
- YI Zeng, DEQING Wu. Regional Analysis of Divorce in China Since 1980. *Demography*, 2000, vol. 37, n°2, p. 215-219.
- YI Zeng, SCHULTZ T. Paul, DEMING Wang, DANAN Gu. Association of Divorce With Socio-Demographic Covariates in China, 1955-1985: Event History Analysis Based on Data Collected in Shanghai, Hebei, and Shaanxi. *Demographic Research*, 2002, vol. 7, art. 11.
- YVERT-JALU, Hélène. L'histoire du divorce en Russie soviétique. Ses rapports avec la politique familiale et les réalités sociales. *Population*, 1981, n°1, p. 41-62.
- ZARCA, Bernard. La division du travail domestique. Poids du passé et tensions au sein du couple. *Économie et statistique*, 1990, n°228, p. 29-40.
- ZELDIN, Theodore. *Histoire des passions françaises. I. Ambition et amour*. Paris : Payot, 2003, 536p.
- ZHANG, Junsen. Do Men with Higher Wages Marry Earlier or Later? *Economic Letters*, 1995, n°49, p. 193-196.
- ZLOTNIK, Hania. Théories sur les migrations internationales. *Démographie : analyse et synthèse* / ed. par Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, Guillaume WUNSCH. Paris : INED, 2006, vol. 4.
- ZUBER Marie-Christine, BLONDEL Béatrice. Statut matrimonial, cohabitation et grossesse. Évolution des aspects sociaux et médicaux des naissances hors mariage en France. *Population*, 1987, vol. 42, n°4/5, p. 741-746.