La rupture d'union dans la France contemporaine: vers une explication unifiée

Jean-François Mignot

▶ **To cite this version:**

Jean-François Mignot. La rupture d'union dans la France contemporaine: vers une explication unifiée. 2006. halshs-00009489

HAL Id: halshs-00009489
https://shs.hal.science/halshs-00009489

Preprint submitted on 7 Mar 2006

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

MASTER DE RECHERCHE
Mention Sociétés et politiques comparées
Spécialité *Analyse sociologique du changement*

LA RUPTURE D'UNION DANS LA FRANCE CONTEMPORAINE : VERS UNE EXPLICATION UNIFIÉE

Jean-François Mignot

Mémoire présenté pour le
Master de recherche en sociologie

Directeur de mémoire
Louis-André Vallet

Septembre 2005

Sommaire

Introduction **6**

1. L'explication de la rupture d'union par la théorie du choix rationnel ... 8
1.1. La théorie du choix rationnel et son application au marché matrimonial 8
1.2. La théorie du choix rationnel et la rupture d'union : prédictions théoriques et validations empiriques 13
1.2.1 Les caractéristiques des conjoints 14
1.2.2 L'appariement des conjoints selon leurs caractéristiques 17
1.2.3 Les investissements spécifiques à l'union 25
1.2.4 Les événements imprévus 30
1.2.5 Les coûts de la rupture 32

2. Analyse empirique de la rupture d'union dans la France contemporaine : la structure des couples rompus 34
2.1 Les données et leur traitement statistique 34
2.1.1 Les données : l'enquête *Étude de l'histoire familiale 1999*, et la population d'intérêt .. 34
2.1.2 Les variables introduites dans les analyses : la variable dépendante, et les variables indépendantes 36
2.1.3 Les méthodes d'analyse statistique : tris croisés et régressions logistiques 39
2.2 Résultats et discussion 41
2.2.1 Les âges des conjoints à la mise en couple et l'écart d'âge entre conjoints 42
2.2.2 La taille de l'unité urbaine et la région de résidence 50
2.2.3 L'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques » 54
2.2.4 L'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles 60
2.2.5 Les antécédents matrimoniaux des conjoints 67
2.2.6 Les statut et calendrier matrimoniaux du couple 69
2.2.7 Le nombre et la composition des enfants 72
2.2.8 La situation du marché matrimonial local 84

3. Analyse empirique de la rupture d'union dans la France contemporaine : l'évolution temporelle de la fréquence du divorce 87
3.1 Les pics de la fréquence du divorce suite aux conflits armés 89
3.2 L'essor de la fréquence du divorce et l'accroissement de l'activité professionnelle des femmes 92
3.3 L'essor de la fréquence du divorce et la réduction de la fécondité 95
3.4 L'essor de la fréquence du divorce et le développement socioéconomique 99

Conclusion **104**

Annexe **106**

Bibliographie **113**

Tableaux et graphiques

Taux de divortialité en France selon la durée du mariage au moment du divorce et l'année du divorce. 29
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'âge de la femme à la mise en couple. 42
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'âge de la femme à la mise en couple. 43
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'âge de l'homme à la mise en couple. 45
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'âge de l'homme à la mise en couple. 46
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'écart d'âge entre conjoints. .. 48
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'écart d'âge entre conjoints. 49
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la taille de l'unité urbaine de résidence. 51
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la taille de l'unité urbaine de résidence. 52
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la région de résidence. 53
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs lieux de naissance. 55
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs lieux de naissance : modèles simples. 56
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs lieux de naissance : modèles détaillés. 58
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs professions et catégories socioprofessionnelles. 61
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles. 65
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre de conjoints qui avaient déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée. 67
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre de conjoints qui avaient déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée. 68
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon leurs statut et calendrier matrimoniaux. 70
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon les statut et calendrier matrimoniaux du couple. 71
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre de chaque type d'enfant ayant résidé dans leur ménage. 73
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre d'enfants présents dans leur ménage. 74
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la composition d'origine des enfants présents dans leur ménage. 75
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre et le type d'enfants ayant résidé dans leur ménage. 76

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'occurrence de naissances multiples. 78
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la composition sexuée des enfants présents dans leur ménage. 79
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'occurrence de grossesse multiple et la composition sexuée des enfants ayant résidé dans leur ménage. 79
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la composition sexuée des enfants ayant résidé dans leur ménage et les origines des conjoints : tableau synthétique des résultats significatifs. 81
Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'occurrence de conception prénuptiale. 83
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'occurrence de conception prénuptiale. 83
Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la relation entre les origines des conjoints et leur région de résidence. 85
Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité au XXe siècle. 88
Indicateur conjoncturel de divortialité dans les 15 pays de l'Union européenne selon le taux d'emploi des femmes de 15 à 65 ans, en 2002. 94
Taux de divortialité dans 67 pays du monde selon le taux d'activité économique des femmes de plus de 15 ans, autour de l'an 2000. 95
Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité et de l'indicateur conjoncturel de fécondité, de 1950 à 2000. 96
Évolution dans les 15 pays de l'Union européenne du taux de divortialité et de l'indicateur conjoncturel de fécondité, entre 1960 et 2000. 97
Taux de divortialité dans 81 pays du monde selon l'indicateur conjoncturel de fécondité, autour de l'année 2002. 99
Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité et du taux d'urbanisation, de 1901 à 1982. 100
Taux de divortialité dans 30 pays d'Europe selon le taux d'urbanisation, en 2002-2004. 101
Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité et de la part de l'emploi agricole, de 1901 à 1996. 102
Taux de divortialité dans les 25 pays de l'Union européenne selon la part de l'emploi agricole, en 2002. 103

« Deux êtres qui s'aiment ou qui se sont aimés, et qui souffrent l'un par l'autre, s'imaginent que leur passion ou leur désespoir s'explique par eux seuls, comme si la société qui les entoure n'existait pas. C'est une illusion. Il y a longtemps que les statisticiens ont signalé l'étonnante régularité que présentent d'une année à l'autre dans un même pays, dans une même région un peu étendue, les nombres des hommes de tel âge qui épousent des femmes de tel âge, les nombres des adultères, des divorces, des crimes passionnels. […] Si bien qu'on peut dire, sans parti pris sociologique, que jusque dans ce domaine les facteurs sociaux font sentir leur action. »

Maurice Halbwachs, *Les causes du suicide*, 1930.

Introduction

La « rupture d'union » est la dissolution d'une union conjugale ayant donné lieu à une co-résidence ; il peut s'agir aussi bien de la rupture d'une union « libre » – d'une séparation – que de la rupture d'une union mariée – d'une séparation éventuellement conclue par un divorce. Les disciplines qui ont étudié la rupture d'union – démographie, sociologie, psychologie, ou droit – ont abordé ce phénomène sous trois aspects distincts : les causes de la rupture d'union ; le déroulement du processus de séparation ou de la procédure de divorce ; les conséquences de la rupture d'union sur les conjoints ou leurs enfants. Ce mémoire aborde la rupture d'union dans la première de ces trois dimensions : les *causes* de la rupture. Plus précisément, ce mémoire cherche à décrire et à expliquer des variations de probabilité de rupture d'union dans la France contemporaine.

Tout d'abord, ce mémoire vise à *documenter* la relation entre différentes caractéristiques sociodémographiques et la probabilité de rupture des couples dans la France contemporaine. Les sociologues français ne connaissent en effet que peu de choses quant à ce qui joue sur la probabilité de divorce des couples mariés, et ils ne connaissent presque rien quant à ce qui joue sur la probabilité de séparation des couples en union « libre » ou des couples mariés.[1] Par exemple, l'écart d'âge entre les conjoints a-t-il une influence sur la probabilité de rupture dans la France contemporaine – et si oui, accroît-il ou réduit-il la probabilité de rupture ? Nous chercherons ainsi à faire progresser la connaissance sur les relations entre diverses caractéristiques sociodémographiques et la probabilité de rupture d'union dans la France contemporaine, par le biais d'analyses statistiques appropriées.

Ensuite, ce mémoire vise à *expliquer* les régularités observées entre ces caractéristiques sociodémographiques et la probabilité de rupture des couples. S'il s'avérait, par exemple, que les couples rompaient d'autant plus fréquemment que l'écart d'âge entre les conjoints est élevé, comment cela pourrait-il s'expliquer ? Plus généralement, nous chercherons à proposer une explication unifiée de toutes les régularités statistiques observées, par le biais de la « théorie du choix rationnel ».

Enfin, ce mémoire vise à *expliquer* un phénomène bien connu des démographes et du grand public – phénomène qui constitue un élément central de la « seconde transition démographique » (Lesthaeghe 2001) – : l'explosion de la fréquence du divorce depuis la seconde moitié des années soixante. Nous chercherons là encore à expliquer ce phénomène à l'aide de la théorie du choix rationnel, en vue de parvenir à une explication unifiée de toutes les régularités – aussi bien structurelles que temporelles – affectant la rupture d'union.

En effet, au regard de l'avancement de la connaissance scientifique, il apparaît désirable de rechercher des explications *unifiées* de tous les comportements humains – et ici, plus modestement, des régularités affectant la rupture d'union dans la France contemporaine. La raison en est que l'explication d'un phénomène ne devient véritablement convaincante que lorsque le mécanisme supposé le produire affecte aussi d'autres phénomènes – phénomènes que ce mécanisme parvient à expliquer *du même coup*. En d'autres termes, c'est bien parce qu'elle parvient à expliquer de façon crédible un grand nombre et une grande diversité de phénomènes observés qu'une théorie explicative devient puissante. À l'inverse, en France, les progrès de la recherche en sociologie de la famille et en démographie semblent entravés par l'absence complète de théorie explicative unifiée susceptible de rendre compte *à la fois* de toutes les régularités observées, que ce soit dans le domaine de la nuptialité, dans celui de la fécondité, dans celui de la divortialité ou encore dans ces trois domaines à la fois. [2]

---

[1] Une méta-analyse de la littérature empirique publiée entre 1985 et 2004 sur le risque de rupture d'union dans les pays européens (Wagner, Weiss 2004) indique ainsi que le nombre de travaux scientifiques publiés en France sur le sujet est extrêmement réduit.

[2] Pour une illustration de l'absence de théorie explicative unifiée en sociologie française de la famille, cf. les manuels de sociologie de la famille récemment parus en France : Singly 2004 ; Segalen 2004 ; Kellerhals *et al.*

Ce mémoire est ancré dans la conviction (Goldthorpe 1996) que l'avancement de la connaissance scientifique passe prioritairement – sur de nombreux sujets d'étude et notamment sur la rupture d'union – par l'association entre une méthodologie statistique, destinée à décrire adéquatement le réel, et la théorie du choix rationnel, destinée à expliquer de façon crédible et unifiée les régularités qu'on y repère. Ce programme de recherche qui associe méthodologie statistique et théorie du choix rationnel fait l'objet d'un quasi-consensus dans la démographie anglo-saxonne, allemande ou encore néerlandaise, pour la simple raison qu'aucune stratégie alternative de recherche n'a produit autant de savoir descriptif ni autant de progrès explicatifs à propos d'un nombre considérable de phénomènes, parmi lesquels la rupture d'union. Nous espérons, dans le cadre de ce mémoire, donner un large aperçu des progrès scientifiques que l'on peut attendre de l'application conjointe, à un même objet d'étude, d'une méthodologie statistique et de la théorie du choix rationnel.

Le mémoire s'organise donc comme suit. Premièrement, nous justifions l'adoption de la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer diverses régularités affectant la rupture d'union dans la France contemporaine. Pour cela, nous présentons un bilan organisé de la littérature théorique et empirique internationale à propos de la rupture d'union. Nous détaillons les prédictions que formule la théorie du choix rationnel quant aux diverses régularités que nous devrions nous attendre à observer à propos de la structure des couples rompus, et parallèlement nous exposons les tests empiriques qui ont été effectués à ce jour en vue de déterminer si les prédictions de la théorie du choix rationnel étaient ou non validées.

Deuxièmement, nous effectuons un test empirique systématique des prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de la structure des couples rompus dans la France métropolitaine depuis les années cinquante. La question centrale est donc non seulement de savoir « quels couples rompent » dans la France contemporaine, mais aussi de vérifier si « ceux qui rompent » sont bien ceux que prédit la théorie du choix rationnel – l'enjeu final étant d'aboutir à une explication crédible et unifiée de toutes les régularités observées.

Troisièmement, nous effectuons un test empirique des prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de l'évolution de la fréquence du divorce au fil du temps dans la France du XXe siècle. La question centrale, encore une fois, est non seulement de savoir « si l'on divorce plus fréquemment qu'auparavant », mais aussi de vérifier si les mécanismes explicatifs proposés par la théorie du choix rationnel sont satisfaisants.

Nous verrons que la deuxième partie de ce mémoire, qui repose sur l'enquête *Étude de l'histoire familiale 1999*, est plus élaborée que la troisième, qui repose sur des séries temporelles et des données internationales. La raison en est que les données de cette enquête se prêtent à des analyses statistiques relativement sophistiquées, qui nécessitent une explicitation détaillée. La conséquence en est aussi que la deuxième partie de ce mémoire constitue un test empirique plus abouti – et sans doute plus probant – des prédictions de la théorie du choix rationnel.

En conclusion, nous dressons un bilan de nos investigations. Notamment, nous évaluons la puissance explicative de la théorie du choix rationnel au regard de sa capacité – ou de son incapacité – à expliquer tous les phénomènes observés en ce qui concerne la rupture d'union.

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.

1. L'explication de la rupture d'union par la théorie du choix rationnel

La première partie de ce mémoire vise à justifier l'adoption de la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer différentes régularités affectant la rupture d'union – toutes régularités dont nous vérifierons l'existence dans la France contemporaine au cours de la deuxième partie. Après avoir rappelé en quoi consiste la théorie du choix rationnel, notamment lorsqu'elle est utilisée en vue de conceptualiser le fonctionnement du marché matrimonial, nous centrons notre propos sur l'analyse de la rupture d'union. Nous présentons ainsi dans le détail les nombreuses prédictions que délivre cette théorie quant à la structure des couples qui devraient rompre disproportionnément. Parallèlement, nous proposons un aperçu du nombre considérable de phénomènes empiriquement observés à ce jour dont cette théorie a rendu compte en ce qui concerne la rupture d'union.

1.1. La théorie du choix rationnel et son application au marché matrimonial[3]

Qu'est-ce que la théorie du choix rationnel ? La théorie du choix rationnel est une théorie *explicative*. Elle est même, selon nous, la seule et unique théorie explicative disponible à ce jour en sciences sociales qui soit susceptible d'intégrer dans un cadre analytique et explicatif unifié les comportements humains les plus divers (ainsi que les « théories de moyenne portée » préalablement utilisées pour en rendre compte).[4] Comme le dit joliment Pollak, « the economic approach [autre nom de la théorie du choix rationnel] is the only game in town » (Pollak 2002). Dans ce mémoire, nous aurons l'occasion de vérifier que la théorie du choix rationnel, ou « (micro)économie de la famille », par sa rigueur et sa parcimonie, propose effectivement des explications singulièrement puissantes de divers phénomènes. Mais en quoi consiste cette théorie explicative ? Comme toute théorie explicative, la théorie du choix rationnel est constituée d'*hypothèses*, desquelles on infère des *prédictions*. Si ces prédictions se trouvent validées empiriquement, le chercheur estimera que le *mécanisme* qui lie ses hypothèses à ses prédictions constitue une *explication* (au moins plausible) du *phénomène* observé. Reprenons chacun de ces points.

Tout d'abord, la théorie du choix rationnel comporte des *hypothèses*, c'est-à-dire des suppositions fictives quant à la nature des acteurs et de l'environnement étudiés. Le théoricien du choix rationnel suppose que les individus humains se comportent comme des acteurs qui chercheraient à maximiser leur « utilité espérée », c'est-à-dire comme des acteurs qui

[3] Parmi la littérature appliquant la théorie du choix rationnel à diverses régularités affectant les pratiques familiales humaines, on retiendra particulièrement les textes suivants. Becker 1991 est l'édition enrichie de l'ouvrage théorique fondateur sur les comportements familiaux ; Cigno 1991 et Grossbard-Shechtman 1993 sont d'excellents ouvrages théoriques sur divers comportements familiaux, accompagnés de quelques démonstrations empiriques ; Papps 1981 est une excellente synthèse de la littérature théorique à propos de divers comportements familiaux, aussi bien en Occident qu'ailleurs ; Brien et Sheran 2003 est une excellente synthèse de la littérature théorique et empirique sur la mise en couple et le mariage ; enfin, Becker *et al.* 1977 est l'article fondateur sur la séparation et le divorce, et Lehrer 2003 et Michael 1979 sont d'excellentes synthèses de la littérature théorique et empirique sur la séparation et le divorce.

[4] La théorie du choix rationnel a été couronnée de succès en économie, en science politique, en géographie, en sociologie historique, en sociologie des organisations, en sociologie des mouvements sociaux, en sociologie rurale, en sociologie de la déviance et en criminologie, en sociologie religieuse, en sociologie du genre, en sociologie des relations « interraciales », en sociologie médicale, etc. ; pour un aperçu de ces succès, cf. Grossbard-Shechtman, Clague 2001 ; Hechter, Kanazawa 1997 ; Baron, Hannan 1994. La théorie du choix rationnel permet aussi de réintégrer des théories de moyenne portée, comme en sociologie de la famille la « théorie de l'échange » (*exchange theory*) ; pour un aperçu de cette dernière théorie, cf. Levinger 1965 ou Nye 1980.

chercheraient à obtenir une satisfaction maximale tout au long de leur vie. Le théoricien du choix rationnel suppose plus précisément que les individus se comportent comme des agents qui maximisent leur utilité espérée « sous contraintes » ; cela signifie que les individus ne peuvent promouvoir au mieux leurs divers intérêts que dans les limites fixées par le niveau des ressources rares – temps, argent, prestige, énergie, information, etc. – dont ils disposent, et que dans les limites fixées par le contexte dans lequel ils effectuent leurs choix d'action. Le plus fréquemment, le théoricien du choix rationnel ajoute à l'une de ces hypothèses fondamentales des hypothèses adjacentes concernant certaines caractéristiques pertinentes des individus dont les actions et les interactions influent sur le phénomène qu'il étudie.

La théorie du choix rationnel infère ensuite, à partir de ces hypothèses, des *prédictions*, c'est-à-dire qu'elle indique le phénomène que l'on devrait vraisemblablement observer, toutes choses égales par ailleurs, si les hypothèses étaient validées. Par exemple, si l'on fait les hypothèses que les individus maximisent leur utilité espérée, que dans la société considérée il existe des contrats de mariage, et que les individus composant cette société se distinguent entre eux par leur désirabilité aux yeux des membres du sexe opposé, il s'ensuit que les individus devraient se marier d'autant plus fréquemment qu'ils sont jugés plus désirables par les membres du sexe opposé. En effet, l'accroissement de la désirabilité d'un individu devrait accroître la taille du groupe des individus qui souhaitent se marier avec lui, ce qui devrait lui permettre de choisir un conjoint plus à son goût, ce qui devrait à son tour l'inciter à se marier. On pourrait alors aboutir, entre autres, à la prédiction suivante : toutes choses égales par ailleurs, les individus devraient se marier d'autant plus fréquemment qu'ils possèdent un stock de patrimoine plus élevé (par rapport aux autres individus de la même société).

Si cette prédiction se trouvait validée empiriquement – dans une société donnée, à une époque donnée –, et qu'elle pouvait trouver sa place dans une théorie unifiée de la prise de décision du mariage, le théoricien du choix rationnel estimerait qu'il dispose là d'une *explication* satisfaisante du phénomène étudié – c'est-à-dire, ici, qu'il saurait pourquoi on observe une corrélation positive (plutôt que d'observer une corrélation nulle ou négative) entre taux de nuptialité et niveau de patrimoine parmi les individus d'une société donnée. Plus précisément, c'est bien un *mécanisme* explicatif que le théoricien du choix rationnel aurait mis en exergue : l'accroissement du niveau de patrimoine d'un individu accroît sa désirabilité, ce qui augmente le nombre de ses « courtisans » et/ou accroît la concurrence entre eux, ce qui lui permet de disposer d'un éventail de choix plus large et/ou d'exiger de celui qu'il sélectionne diverses gratifications qu'il n'aurait autrement pas pu se permettre d'exiger – ce qui, au final, accroît le bien-être qu'il pourrait tirer d'un mariage, et donc sa propension à se marier. Dans ce mémoire, ce sont bien des mécanismes explicatifs détaillés, comme celui-ci, que nous chercherons à identifier. La raison en est que seuls des mécanismes de ce type peuvent détenir, en sciences sociales, un statut causal et un véritable pouvoir explicatif : ce ne sont pas les variations des « variables indépendantes » elles-mêmes, mais bien les rouages intermédiaires supposés les relier aux « variables dépendantes », qui permettent d'expliquer de façon plausible les variations de ces « variables dépendantes ». Proposer une explication sans spécifier le mécanisme causal de niveau individuel (ou infra-individuel) par lequel les variations de la variable explicative influent sur celles de la variable à expliquer, cela consisterait à ne proposer qu'une « boîte noire », c'est-à-dire une explication dépourvue des connexions causales qui font tout son intérêt.[5]

Soulignons dès maintenant que les hypothèses qu'utilise un théoricien du choix rationnel sont nécessairement simplificatrices et ne prétendent pas décrire adéquatement le réel – et encore moins correspondre à nos intuitions quant aux motifs d'agir des individus ou quant au niveau de ressources dont ils disposent pour effectuer leurs choix. Le seul mérite de

[5] Pour de plus amples développements sur ces points, cf. Little 1991 mais aussi Esser 1996 ; Hedström, Swedberg 1996 ; Goldthorpe 1996 ; Goldthorpe 1998 ; Goldthorpe 2001.

ces hypothèses est de mettre au clair la filiation logique des prédictions avancées. Par conséquent, la puissance de la théorie du choix rationnel ne se mesure pas au réalisme de ses hypothèses, mais bien à l'étendue des phénomènes qu'elle (et, éventuellement, elle seule) permet d'expliquer de façon crédible et unifiée, voire de découvrir. Soulignons aussi que la théorie du choix rationnel ne présuppose pas nécessairement que les individus ont des préférences « égoïstes », au sens strict du terme ; la théorie du choix rationnel peut parfaitement conceptualiser l'amour ou l'altruisme qu'éprouvent mutuellement deux individus comme une forme d'interdépendance de leurs préférences.

Enfin, la théorie du choix rationnel ne se propose d'expliquer que certains types de phénomènes, et pas d'autres. Elle permet d'expliquer principalement des régularités affectant des *pratiques humaines*, même si elle permet aussi éventuellement d'expliquer des régularités affectant des représentations humaines, voire des pratiques ou représentations animales. Mais le point central ici est que, si la théorie du choix rationnel avance des mécanismes explicatifs qui sont toujours des reconstitutions de motifs d'agir strictement individuels, elle ne permet d'expliquer que des phénomènes *agrégés*, encore appelés *régularités* ou régularités statistiques. Ces régularités sont des différences de comportements (ou de représentations) que l'on observe entre deux (ou plusieurs) groupes d'individus. Ces régularités peuvent être des différences de comportement observées entre deux groupes d'individus à une date donnée : par exemple, les Américains divorcent en moyenne plus fréquemment que les Européens, depuis les années soixante ; ou encore, les couples français qui n'ont pas d'enfants divorcent en moyenne plus fréquemment que les couples français qui en ont, dans les années soixante-dix. Ces régularités peuvent alternativement être des différences de comportement observées au sein d'un même groupe d'individus au fil du temps : par exemple, les Occidentaux divorcent en moyenne plus fréquemment dans les années quatre-vingt-dix que dans les années cinquante. Privilégier la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer certains phénomènes ne nécessite donc pas d'admettre que *chaque* individu se comporte à chaque instant de façon rationnelle – soit, de façon maximisatrice d'utilité sous contraintes – ; utiliser la théorie du choix rationnel nécessite simplement d'admettre que la rationalité est un motif d'agir commun à une proportion suffisamment étendue d'individus pour qu'elle soit à la source du résultat *agrégé* de leurs actions.[6]

Par conséquent, la théorie du choix rationnel est bien une théorie du *choix* : elle cherche à expliquer pourquoi tels individus, disposant de telles ressources et placés dans tel contexte, choisissent tel cours d'action plus fréquemment que tel autre. La théorie du choix rationnel est bien, aussi, une théorie du choix *rationnel* : elle suppose que, si tels individus effectuent plus fréquemment tel choix plutôt que tel autre, c'est parce qu'ils ont des raisons d'agir ainsi, à savoir certains désirs (de maximiser une certaine fonction d'utilité) et certaines croyances (quant à ce qui leur permettrait de maximiser cette fonction d'utilité).

Rappelons, pour terminer, que la théorie du choix rationnel est une théorie strictement *explicative*. Cela implique non seulement qu'elle propose des mécanismes (de niveau individuel) susceptibles d'expliquer certaines régularités (de niveau agrégé), mais aussi qu'elle ne propose jamais d'évaluations ou de prescriptions qui indiqueraient ce qu'il est bien ou mal (ou bon ou mauvais) de faire ou d'être, ou ce qu'il faut ou ne faut pas faire ou être – moralement ou politiquement. La théorie du choix rationnel ne permet donc aucunement de décider si, par exemple, la mutation contemporaine de la famille est une « mutation heureuse » (Théry 1998) ou déplorable : cela reste affaire de jugement moral ou politique.

Il convient maintenant de préciser la façon dont la théorie du choix rationnel conceptualise les pratiques humaines de mise en couple et de rupture d'union. Appliquée à de tels sujets, la théorie du choix rationnel prend au sérieux la notion – trop souvent utilisée de

[6] Pour de plus amples développements sur ce point, cf. Goldthorpe 1996 et Goldthorpe 1998.

façon élusive[7] – de « marché matrimonial ». Le marché matrimonial, comme tout marché, est un lieu fictif sur lequel s'offrent, se demandent et s'échangent des biens ou services – ici, des « services conjugaux ». Ces services conjugaux peuvent être des gratifications de toutes natures : financière, sexuelle, affective, symbolique, ou autre ; et ils peuvent être rendus aussi bien au sein d'une union libre qu'au sein d'une union mariée.

Chacun des acteurs du marché matrimonial, avant de se mettre en couple, offre des services conjugaux propres à son sexe et demande des services conjugaux propres à l'autre sexe. La confrontation de l'offre et de la demande de services conjugaux propres à un sexe détermine la quantité échangée de tels services et leur valeur – valeur qui est acquittée en services conjugaux délivrés par l'autre sexe. Le marché matrimonial rassemble au final aussi bien les individus qui ne vivent pas en couple – ce sont les offreurs et demandeurs de services conjugaux propres à chacun des deux sexes – que les individus en couple – ce sont les échangeurs de services conjugaux.

Pourquoi certains individus choisiraient-ils de se mettre en couple, plutôt que de rester célibataires ? Par hypothèse, c'est pour maximiser leur utilité espérée ; si se mettre en couple ne maximisait pas l'utilité espérée de certains individus, ces individus préféreraient demeurer célibataires. Mais pourquoi donc se mettre en couple, plutôt que de rester célibataire, maximiserait-il l'utilité de certains individus ? Parce que certains individus espèrent bénéficier de « gains de la mise en couple », encore appelés « gains de l'union » – gains qui peuvent être, encore une fois, des gratifications de toutes natures. On dira que deux individus « gagnent » à la mise en couple si et seulement si l'utilité agrégée de ces individus en couple dépasse l'utilité agrégée de ces mêmes individus restés (ou redevenus) célibataires. Mais pourquoi tant d'individus espèrent-ils retirer des gains de leur mise en couple ?

Pour le comprendre, il nous faut préalablement préciser quels sont les effets attendus de l'union, entendue comme vie à deux au sein d'un même ménage. Une fois mis en couple, les conjoints allouent des ressources rares – temps, argent, etc. – à des activités productives marchandes et domestiques. L'exercice d'activités productives marchandes rémunérées (sur le marché du travail) permet aux conjoints de se procurer, sur le marché des biens et services, des biens et services dont la consommation leur procure de la satisfaction. Et l'exercice d'activités productives domestiques (au sein du ménage) leur permet de produire directement des biens (repas, ménage, lavage, bricolage, éducation des enfants, etc.) dont la consommation leur procure de la satisfaction. Supposer que les conjoints attendent de l'union un surcroît de satisfaction revient donc à supposer que la mise en couple pourrait permettre aux conjoints d'accroître le niveau de production marchande et/ou domestique et le niveau de consommation dont ils sont capables, par rapport à la situation dans laquelle ils demeureraient tous deux célibataires. Plusieurs mécanismes sont susceptibles d'expliquer cet éventuel surplus d'utilité apporté par la mise en couple ; ici, nous en distinguerons brièvement cinq.

Premièrement, la mise en couple permet aux conjoints de réaliser divers types d'*économies d'échelle*. Tout d'abord, vivre en couple permet d'acheter des biens en quantité accrue donc à coût unitaire réduit, si bien que, à niveau de consommation par tête égal, chaque conjoint voit ses dépenses diminuer ; il en va ainsi du coût d'achat de l'alimentation, des médicaments, des produits d'entretien, du lit à deux places (plutôt que de deux lits à une place chacun), etc. – toutes consommations pour lesquelles acheter « deux fois plus » coûte

[7] La sociologie française de la famille utilise relativement fréquemment une terminologie apparentée à celle de la théorie du choix rationnel – on y entend parler de marché matrimonial, 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), du « rendement matrimonial de la dot scolaire » (Singly 2004), 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), ou encore du fait que « l'enfant devient un bien rare et durable, un investissement » (Théry 1998), etc. –, mais il semble qu'il s'agisse là d'emprunts plus lexicaux que conceptuels.

moins de deux fois plus cher. Ensuite, vivre en couple permet d'effectuer des productions domestiques de volume accru donc de coût unitaire réduit en temps, si bien que, à niveau de consommation par tête égal, chaque conjoint voit ses coûts – son temps – de production domestique diminuer ; il en va ainsi du temps passé à faire les courses, à produire des repas, à faire la lessive et le repassage, etc. – toutes productions pour lesquelles produire « deux fois plus » prend moins de deux fois plus de temps.

Deuxièmement, la mise en couple permet aux conjoints de réduire les coûts de la consommation de *biens publics* (ou, plus exactement, « non rivaux »). Vivre en couple transforme effectivement certaines consommations privées en consommations collectives, si bien que, à niveau de consommation par tête égal, chaque conjoint voit ses dépenses diminuer ; il en va ainsi du coût du loyer, de l'éclairage et du chauffage du logement, ou encore des coûts d'achat et d'entretien des appareils ménagers, du mobilier, de la télévision et de la décoration du logement – tous coûts qui sont réduits par tête si le couple emménage dans un logement commun. Dans la France des années quatre-vingt-dix (Olier 1998), un couple n'avait ainsi besoin que d'une fois et demi le revenu d'un célibataire pour atteindre le même niveau de vie ; par exemple, un couple ne dépensait pas 2 fois, mais seulement 1,3 fois plus qu'un individu pour occuper et chauffer son logement, à niveau de vie égal.

Troisièmement, la mise en couple permet aux conjoints d'accroître leur niveau de production en raison de leur *spécialisation* entre production marchande et production domestique. En effet, si chaque conjoint consacre son temps (disproportionnément ou totalement) à l'activité productive pour laquelle il dispose d'avantages comparatifs par rapport à son conjoint – autrement dit, si chacun se spécialise dans l'activité pour laquelle il est le plus efficient ou le moins inefficient par rapport à son conjoint –, le niveau de production du couple devrait dépasser le niveau agrégé des productions des individus le composant s'ils étaient restés célibataires, à temps d'activité productive égal. En outre, si chacun des conjoints se spécialise dans une activité productive, chacun devrait améliorer sa productivité dans sa sphère de spécialisation, ce qui encore une fois, à temps d'activité productive égal, devrait accroître le niveau de production des conjoints par rapport à la situation dans laquelle, étant restés chacun célibataire, ils n'auraient pas pu (autant) se spécialiser.

Quatrièmement, si les conjoints ne connaissent pas parfaitement l'avenir, la mise en couple leur permet de *mutualiser certains risques*. En effet, si l'un des deux conjoints connaît une période de chômage ou de maladie, ou fait face à des difficultés financières (ou affectives), l'autre conjoint peut éventuellement accroître sa participation au marché du travail ou l'aider financièrement (ou de diverses autres façons). Juridiquement, le mariage implique ainsi des devoirs de « secours » et d'« assistance ». Il est à noter que même si l'adhésion à un contrat mutualisant les risques de plusieurs individus incite habituellement les cocontractants à adopter des comportements opportunistes – c'est le traditionnel problème du « hasard moral » –, la mise en couple ne devrait pas généralement donner lieu à de tels comportements parce que, même si les conjoints ne sont pas altruistes,[8] chaque individu devrait pouvoir exercer sur son conjoint une surveillance suffisamment étroite pour qu'il ne profite pas abusivement du contrat par eux conclu.

Cinquièmement, si les conjoints sont altruistes, la mise en couple leur permet de réaliser des gains issus de diverses *externalités positives*. Au sein d'un couple, chaque individu peut effectivement retirer de la satisfaction non seulement de ses propres consommations, mais aussi de celles de son conjoint ; typiquement, si des conjoints discutent entre eux, ou pratiquent des activités sexuelles ou de loisirs ensemble, ou élèvent leurs enfants ensemble, chacun d'entre eux peut retirer du plaisir non seulement du fait même de pratiquer ces activités, mais aussi du fait de les pratiquer spécifiquement avec ce conjoint-ci. De façon

[8] Pour une définition de ce que nous entendons par ce terme, cf. paragraphe suivant.

générale, si l'amour ou l'altruisme règne au sein d'un couple – c'est-à-dire, si chaque individu connaît une fonction d'utilité qui varie positivement avec celle de son conjoint –, chaque individu retire d'autant plus de satisfaction que son conjoint est lui aussi plus satisfait. Ce mécanisme est susceptible d'amplifier considérablement les niveaux de satisfaction des conjoints.

Par conséquent, la mise en couple peut produire des gains matériels, affectifs ou autres d'une ampleur suffisante pour expliquer que certains individus préfèrent se mettre en couple plutôt que de rester célibataires. La mise en couple permet non seulement d'accroître la quantité de biens et services produits et consommés par chacun des membres du couple, mais aussi d'élargir l'éventail des biens et services – de la compagnie, de l'amour, des enfants, etc. – qu'ils peuvent produire et consommer. Ces derniers biens et services n'ayant pas de substituts marchands parfaits, les individus qui désirent se les procurer sont particulièrement incités à se mettre en couple. Une fois posé le cadre général de l'analyse, il nous faut maintenant détailler les prédictions formulées par la théorie du choix rationnel à propos de la rupture d'union.

1.2. La théorie du choix rationnel et la rupture d'union : prédictions théoriques et validations empiriques[9]

La théorie du choix rationnel formule (au moins) deux types de prédictions à propos de la rupture d'union. Elle formule tout d'abord des prédictions à propos de variations de fréquence de rupture entre différents groupes d'individus d'une même société à une date (ou sur une période) donnée ; ce sont là des prédictions portant sur la *structure* des couples qui rompent – « *quels* couples devraient rompre (disproportionnément) ». Elle formule ensuite des prédictions à propos de variations de fréquence de rupture des individus d'une même société au fil du temps ; il s'agit là de prédictions portant sur *l'évolution temporelle de la fréquence* de la rupture d'union – « *quand* les couples devraient rompre plus ou moins fréquemment ». Dans cette section, nous détaillons les prédictions de la théorie du choix rationnel en ce qui concerne la structure des couples qui rompent, et nous mentionnons plusieurs tests empiriques réalisés à ce jour en vue de savoir si ces prédictions se sont trouvées ou non validées. Pour ce qui concerne l'évolution temporelle de la fréquence du divorce, nous aborderons les prédictions théoriques et les tests empiriques conjointement, dans la dernière partie du mémoire ; mais comme nous le verrons, c'est bel et bien une explication *unifiée* de tous ces phénomènes que propose la théorie du choix rationnel.

Pourquoi certains individus et certains couples choisissent-ils de rompre, plutôt que de poursuivre leur union ? Par hypothèse, c'est pour maximiser leur utilité espérée ; si rompre ne maximisait pas l'utilité espérée de certains individus, ces individus préféreraient poursuivre leur union. Mais pourquoi rompre, plutôt que de rester en couple, maximiserait-il l'utilité de certains individus, alors qu'ils ont précédemment choisi de se mettre en couple, précisément pour maximiser leur utilité espérée ? Ces questions sont peut-être spécifiquement légitimes en France parce que, comme le reconnaît François de Singly (Singly, Commaille 1991), « 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. »

De façon générale, un individu devrait rompre si et seulement si l'utilité qu'il espère dériver de la sortie de l'union dépasse l'utilité qu'il espère dériver de la poursuite de l'union. Sur les marchés matrimoniaux sur lesquels il existe des coûts de sortie de l'union, un individu devrait rompre si et seulement si l'utilité qu'il espère dériver de la sortie de l'union en vient à

[9] La dimension théorique de cette partie s'inspire largement des textes suivants, dans leur ordre d'importance : Becker *et al.* 1977 ; Lehrer 2003 ; Michael 1979 ; Cigno 1991 ; Papps 1981 ; Grossbard-Shechtman 1993 ; Becker 1991 ; Brien et Sheran 2003 ; Lemennicier 1988.

dépasser l'utilité qu'il espère dériver de la poursuite de l'union, *malgré l'existence de coûts de rupture* (financiers, affectifs, symboliques, etc.).[10] Comme on l'a écrit (Roussel 1993), « 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. » On pourrait noter : « il y a rupture si et seulement si [(utilité espérée de la poursuite de l'union) < (utilité espérée de la sortie de l'union – coûts attendus de la sortie de l'union)] ». En d'autres termes, un individu devrait rompre s'il préfère retourner au célibat ou débuter une nouvelle union plutôt que de poursuivre l'union dans laquelle il se trouve, même si la rupture lui inflige des coûts. Notons bien que l'élément nécessaire et suffisant pour qu'un individu préfère rompre est l'existence d'un écart entre le niveau d'utilité espérée de la sortie de l'union et le niveau d'utilité espérée de la poursuite de l'union ; la « déception » – soit, l'écart entre le niveau d'utilité obtenue dans l'union et le niveau d'utilité espérée de l'union à la date de la mise en couple – n'est donc ni un élément nécessaire, ni un élément suffisant pour qu'un individu préfère rompre plutôt que de prolonger l'union.

Nous avons jusqu'ici implicitement supposé que, pour que la rupture survienne, il était suffisant qu'un seul des deux conjoints y ait intérêt. Toutefois, notre analyse ne serait pas fondamentalement modifiée si l'on supposait qu'il faille que les deux conjoints y aient intérêt pour que la rupture survienne. Effectivement, si un individu préfère la rupture tandis que son conjoint préfère le maintien dans l'union, cet individu devrait pouvoir obtenir de la part de son conjoint un transfert de gains de l'union suffisant pour être de nouveau incité à préférer le maintien dans l'union, pourvu que les négociations entre conjoints et l'application de leur accord de compensation soient réalisables à des coûts suffisamment réduits. Mais, étant donné qu'un conjoint ne peut transférer plus de gains de l'union qu'il n'en détient, la possibilité d'effectuer de tels transferts ne ferait que réduire la fréquence de la rupture – elle ne modifierait pas les raisons pour lesquelles elle aurait lieu. La rupture demeurerait d'autant plus fréquente que, pour l'un ou l'autre des conjoints, les gains espérés de la poursuite de l'union sont inférieurs aux gains espérés d'une union alternative ou du célibat, coûts attendus de la rupture compris.

Nous distinguerons ici cinq mécanismes généraux susceptibles de faire varier la probabilité de rupture entre groupes d'individus au sein d'une même société. Les prédictions théoriques que nous proposons (prédictions générales en gras, prédictions plus précises soulignées) sont bien sûr formulées *toutes choses égales par ailleurs*. Pour ce qui concerne les validations et invalidations empiriques que nous mentionnons, elles ont elles aussi pour la plupart été effectuées « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire par le biais de méthodes d'analyse statistique qui permettent de tenir constantes un grand nombre de variables sociodémographiques ; seules les études provenant de la littérature française sur le divorce ne repèrent généralement pas de régularités observées « toutes choses égales par ailleurs ».

1.2.1 Les caractéristiques des conjoints

Premièrement, **les couples devraient rompre disproportionnément si au moins l'un des conjoints possède certaines caractéristiques individuelles qui réduisent ses gains de l'union**, parce que cela réduit ses gains espérés de la poursuite de l'union par rapport aux gains espérés de sa sortie de l'union.

Les couples devraient ainsi rompre disproportionnément si au moins l'un des conjoints possède des caractéristiques qui accroissent la probabilité d'occurrence de frictions au sein du

[10] Les coûts de rupture sont une forme de coûts de transaction. Ils ne représentent pas toutes les satisfactions dérivées de l'union auxquelles un individu renonce lorsqu'il rompt ; ils représentent seulement les coûts de transaction qui permettent d'en finir avec une union en vue de retourner au célibat ou d'entrer dans une nouvelle union.

couple. De façon générale, les individus devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils ont réalisé plus d'investissements en capitaux spécifiques aux unions antérieures,[11] parce que ces investissements déjà réalisés, qui les empêchent de se consacrer complètement au nouveau ménage, et lui font concurrence, devraient susciter des frictions au sein de ce dernier. Typiquement, les individus devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils ont auparavant eu des unions plus nombreuses, qu'ils ont eu un plus grand nombre d'enfants de ces unions, et qu'ils ont encore la charge et la garde d'un plus grand nombre d'entre eux. C'est bien ce que l'on constate empiriquement : les unions (mariées ou non) sont d'autant plus fragiles qu'elles sont de rang plus élevé, aussi bien dans la France contemporaine (Flipo 2000 ; Villeneuve-Gokalp 1994) qu'en Allemagne (Wagner, Weiss 2002), aux États-Unis (Furstenberg 1990; White 1990 ; Goldstein 1999) ou encore en Australie (Bracher *et al.* 1993).[12] De même, les veuves et les divorcées divorcent plus fréquemment (dans leur second mariage) que les célibataires (dans leur premier mariage), et ce à même âge au mariage, aussi bien dans l'Angleterre-Galles des années cinquante à soixante-dix (Festy, Prioux 1975) que dans une communauté rurale du Bengladesh des années quatre-vingt (Alam *et al.* 2000) ; notons toutefois que cette régularité ne semble pas se retrouver dans le Danemark des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Svarer 2002). Les premiers mariages des femmes rompent aussi plus fréquemment si l'homme a été divorcé, dans le Royaume-Uni des années soixante-dix à quatre-vingt-dix (Chan, Halpin 2005). En outre, les couples divorcent plus fréquemment si l'un des conjoints a déjà eu des enfants d'une autre union, aussi bien dans le Danemark (Svarer 2002) et la Norvège (Lyngstad 2004 a ; Lyngstad 2004 b) des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix que dans l'Australie contemporaine (Bracher *et al.* 1993) ; les couples divorcent aussi plus fréquemment si l'homme du couple a déjà été marié et si les époux ont déjà eu des enfants dans la Suède des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Liu, Vikat 2004). *A contrario*, si les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années quatre-vingt-dix et du début des années deux mille (Andersson *et al.* 2004) ne rompent pas véritablement plus fréquemment si au moins l'un des conjoints a déjà été marié, 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 disproportionnément s'ils possèdent des caractéristiques qui réduisent plus la satisfaction que l'un des conjoints retire de l'union. Par exemple, dans le Japon de la fin des années soixante-dix (Sasaki, Wilson 1997), les couples qui résident chez les parents de l'un des deux époux divorcent disproportionnément, vraisemblablement parce que la co-résidence crée des frictions entre l'un des conjoints et sa belle-famille. De même, chacune des unions contractées au sein d'un ménage polygame devrait connaître une probabilité de rupture supérieure à celle des unions contractées au sein d'un ménage monogame, puisque – dans le cas de la polygynie – la satisfaction supplémentaire apportée au mari par une épouse supplémentaire devrait décroître au fur et à mesure qu'il a plus d'épouses, si bien que la satisfaction à laquelle il renonce en divorçant d'une de ses épouses devrait être inférieure à la satisfaction à laquelle renonce un homme monogame en divorçant de sa seule et unique épouse. De fait, le divorce est beaucoup plus fréquent dans les unions contractées au sein de ménages polygames (plus précisément, polygynes) que dans les unions contractées au sein de ménages monogames, tant dans l'Égypte de la fin des années soixante-dix (Fahmi 1987) que dans une communauté rurale du Bengladesh des années quatre-vingt (Alam *et al.* 2000) ou le Malawi rural contemporain (Reniers 2003), ou encore les villes de Dakar et Bamako (Antoine 2002). Cette régularité

[11] Sur la notion de « capital spécifique à l'union », cf. *infra*, p. 25.

[12] Cette régularité pourrait aussi au moins en partie s'expliquer par un effet de sélection – les individus entrant dans des unions de rang d'autant plus élevé qu'ils sont plus prédisposés à rompre, pour des raisons inobservées.

pourrait aussi en partie s'expliquer par les frictions que crée au sein du foyer la concurrence entre co-épouses. Notons toutefois que, dans le Nigeria des années soixante et soixante-dix (Gage-Brandon 1992), si les unions polygynes à trois co-épouses ou plus sont bel et bien les unions qui rompent le plus fréquemment, les unions polygynes à deux co-épouses rompent moins fréquemment que les unions monogames ; notons aussi que, dans le Togo des années quatre-vingt (Thiriat 1998), et en milieu rural, 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, mais très probablement en raison d'effets de sélection, comme l'indique l'auteur).

Par ailleurs, les « mariages blancs » devraient rompre disproportionnément, puisque la satisfaction que les époux retirent de leur union devrait être considérablement réduite à partir du moment où celui d'entre eux qui aspirait à obtenir la nationalité de l'autre l'a effectivement obtenue. Dans les Pays-Bas des années quatre-vingt-dix (Huis, Steenhof 2003), parmi les couples binationaux dans lesquels c'est l'homme qui est d'origine étrangère, on constate un fort accroissement du taux de divorce à la quatrième année de mariage – année à partir de laquelle, précisément, l'époux d'origine étrangère acquiert légalement un permis de résidence permanent sur le sol néerlandais.

Les couples devraient, en outre, rompre disproportionnément si au moins l'un des conjoints possède des caractéristiques qui réduisent sa capacité à gérer les interactions familiales. Pour cette raison, les enfants de divorcés devraient rompre plus fréquemment que les enfants de parents toujours en couple (et plus fréquemment, même, que les enfants élevés par un seul parent du fait que l'autre est décédé précocement). C'est bien ce que l'on constate empiriquement, dans la période contemporaine, 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 (Diekmann, Schmidheiny 2002) – 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 divorce 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 ».

D'autre part, **les couples devraient rompre disproportionnément si au moins l'un des conjoints possède certaines caractéristiques individuelles qui accroissent ses gains hors de l'union**, parce que cela réduit ses gains espérés de la poursuite de l'union par rapport aux gains espérés de sa sortie de l'union.

Les couples devraient ainsi rompre d'autant plus fréquemment qu'au moins un des conjoints pourrait obtenir un niveau de satisfaction plus élevé hors de l'union. Tout d'abord, les couples devraient rompre d'autant moins fréquemment qu'au moins l'un des conjoints verrait son niveau de vie chuter plus drastiquement en cas de rupture. Nous préciserons dans une section suivante les prédictions de la théorie du choix rationnel à propos des effets des positions sociales des conjoints sur leur probabilité de rupture, mais nous pouvons dès maintenant indiquer que cette prédiction semble indirectement validée par le fait que l'époux prend d'autant plus fréquemment l'initiative du divorce qu'il a une situation professionnelle plus élevée, et que l'épouse aussi prend d'autant plus fréquemment l'initiative du divorce qu'elle a une situation professionnelle élevée et qu'elle est active, dans la France de 1970 (Commaille, Boigeol 1973).

Ensuite, les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'au moins l'un de leurs membres a eu plus de chances de rencontrer un conjoint alternatif alors qu'il était encore en couple, et qu'il a plus de chances d'en retrouver un après la rupture. 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. On sait ainsi qu'en France, de 1792 à 1802 (Ronsin 1990), les couples divorcent très disproportionnément 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 ; de même, en 1853 (Ronsin 1992), 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 ; aujourd'hui encore (Munoz-Pérez, Rondeau-Rivier 1990), on divorce plus fréquemment à l'Est qu'à l'Ouest de la ligne Caen-Marseille (passant par Lyon), vraisemblablement au moins en partie parce que les marchés matrimoniaux sont plus fluides en ville qu'à la campagne. On sait aussi que le divorce est plus fréquent à la ville qu'à la campagne dans la Chine des années cinquante à quatre-vingt (Yi *et al.* 2002), à Porto Rico de la fin des années soixante-dix au début des années quatre-vingt (Canabal 1990), dans l'Égypte (Fahmi 1987) et les États-Unis (Breault, Kposowa 1987) du début des années quatre-vingt, et dans l'Australie (Bracher *et al.* 1993) et l'Allemagne (Wagner, Weiss 2002) contemporaines ; les couples divorcent aussi plus fréquemment s'ils résident dans les grandes villes du Nord-Ouest, dans l'Italie du début des années quatre-vingt (Rose 1992) ; et les couples divorcent plus fréquemment s'ils habitent à Copenhague qu'ailleurs, dans le Danemark des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Svarer 2002). Mieux encore, dans les États-Unis des années quatre-vingt (South, Lloyd 1995), chez les Blancs, la probabilité de divorce au sein de chaque unité géographique est d'autant plus élevée, « toutes choses égales par ailleurs », que le taux d'emploi des femmes célibataires y est plus élevé – vraisemblablement parce que le lieu de travail constitue un lieu de rencontres.

Si les individus rompaient d'autant plus fréquemment qu'ils ont plus de chances de retrouver un conjoint, les hommes – qui parviennent à se (re)mettre en couple plus fréquemment que les femmes au-delà de certains âges « critiques » (Delaunay-Berdaï 2005 ; Barre, Vanderschelden 2004 ; Delbès, Gaymu 2003 ; Mazuy, Toulemon 2001 ; Cassan *et al.* 2001 ; Flipo 2000 ; Villeneuve-Gokalp 1994 ; Villeneuve-Gokalp 1991 ; Bozon 1990 ; Furstenberg 1990 ; Cornell 1989 ; Roussel *et al.* 1975) – devraient prendre de plus en plus fréquemment l'initiative de la rupture à partir des âges auxquels leur valeur relative sur le marché matrimonial en vient à dépasser celle de leur conjointe. C'est bien ce que semblent indiquer les seules données dont nous disposions sur ce sujet, puisque dans la France de 1970 les femmes sont de moins en moins fréquemment demanderesses dans les procédures de divorce à partir du moment où elles ont atteint leur trente-cinquième année (Commaille, Boigeol 1973) ; et si, jusqu'à leur trente-cinquième année, elles sont, au contraire, de plus en plus fréquemment demanderesses (Commaille, Boigeol 1973), c'est – selon le mécanisme explicatif susmentionné – parce qu'elles souhaitent d'autant plus abréger leur union qu'elles anticipent des probabilités de remise en couple d'autant plus réduites qu'elles seront, après le divorce, plus âgées.

1.2.2 L'appariement des conjoints selon leurs caractéristiques

Deuxièmement, **les conjoints devraient rompre d'autant plus fréquemment que leur couple est formé selon un appariement qui réduit plus les gains de l'union**, parce que cela réduit les gains espérés de la poursuite de l'union par rapport aux gains espérés de la sortie de l'union. Distinguons ici les gains de l'union issus des *activités productives* respectives des conjoints des gains de l'union issus de leurs *consommations communes*.

Les conjoints devraient tout d'abord rompre d'autant plus fréquemment qu'ils sont, séparément, moins efficients dans l'activité productive (marchande ou domestique) dans laquelle ils se spécialiseront, et qu'ils sont, conjointement, moins spécialisés dans l'une ou

l'autre de ces activités productives. Pour bien comprendre ces deux points, nous devons matérialiser le propos et, pour cela, nous pouvons prendre l'exemple d'un couple dans lequel l'homme dispose d'un avantage comparatif par rapport à sa conjointe dans l'activité productive marchande, tandis qu'elle dispose d'un avantage comparatif par rapport à lui dans l'activité productive domestique. Le raisonnement théorique resterait bien sûr rigoureusement inchangé dans l'exemple inverse, mais étant donné que c'est ce cas-ci qui semble rencontré dans toutes les sociétés connues – ne serait-ce que parce que les femmes sont discriminées sur le marché du travail –, c'est celui qui nous sera le plus utile.

Premièrement, et à même ampleur de la division du travail, les couples devraient rompre d'autant moins fréquemment – dans notre exemple – que l'homme, indépendamment de sa conjointe, est plus productif sur le marché du travail (et accessoirement dans la sphère domestique), et que la femme, indépendamment de son conjoint, est plus productive dans la sphère domestique (et accessoirement sur le marché du travail). En effet, plus chacun des conjoints est productif dans sa sphère de spécialisation (et accessoirement dans sa sphère de non spécialisation), plus l'utilité agrégée produite par les conjoints est élevée, ce qui devrait tous deux les désinciter à rompre. La raison en est qu'un accroissement de leur production marchande et domestique leur permet de consommer plus de biens et services de toutes natures, ce qui accroît la satisfaction qu'ils retirent de leur appariement.

Deuxièmement, et à mêmes niveaux de productivité de chacun des conjoints dans leurs sphères respectives de spécialisation productive, les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment que les conjoints sont moins spécialisés, d'un côté dans le travail marchand, d'un autre côté dans le travail domestique ; en d'autres termes, ils devraient rompre d'autant plus fréquemment que la part de leurs temps respectifs allouée à chaque type d'activité productive (marchande, et domestique) est plus égale. À cela, il existe deux raisons distinctes. Tout d'abord, un accroissement de l'ampleur de la division du travail devrait accroître le volume d'utilité agrégée produite par le couple : chacun accroissant sa spécialisation dans l'activité productive pour laquelle il est le plus efficient ou le moins inefficient par rapport à son conjoint, le couple devrait, au total, produire plus d'utilité, ce qui devrait désinciter les deux conjoints à rompre (chacun « ayant besoin » de l'autre pour profiter de son efficience dans l'activité productive dans laquelle il s'est spécialisé). Ensuite, un accroissement de l'ampleur de la division du travail devrait réduire la part *monétaire* de l'utilité totale qui est produite par le conjoint spécialisé dans la production domestique – ici, la femme –, ce qui devrait réduire la satisfaction qu'il tirerait d'un retour au célibat par rapport à la situation dans laquelle il disposerait de revenus monétaires supérieurs (étant donné qu'il aurait exercé une activité marchande) ; ainsi, un accroissement de l'ampleur de la division du travail devrait – dans cet exemple – désinciter spécifiquement la femme à rompre. Pour ces deux raisons théoriques distinctes, donc, les couples devraient rompre d'autant moins fréquemment qu'ils ont effectué une spécialisation productive de plus grande ampleur.[13]

Aucune enquête ne peut fournir une mesure exacte de l'utilité agrégée produite par un couple, si bien qu'aucun test empirique de ces prédictions ne peut être parfaitement satisfaisant ; toutefois, la très grande qualité d'un test empirique réalisé à ce jour et la concordance de tous les autres tests empiriques sont hautement suggestives. Le meilleur test empirique réalisé à ce jour, qui porte sur la Suède des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Liu, Vikat 2004), indique que l'on observe, « toutes choses égales par ailleurs », trois régularités distinctes ; rapportons successivement chacune de ces régularités, et détaillons les explications qu'on peut leur trouver par le biais de la théorie du choix rationnel. **1/** Les

[13] Il existe un argument théorique à l'encontre de cette prédiction, selon lequel le fait que le pourvoyeur de revenu secondaire exerce une activité professionnelle pourrait accroître les gains de l'union issus de la mutualisation des risques des conjoints. Cet éventuel effet n'est toutefois sans doute pas suffisamment puissant pour pouvoir éliminer la totalité de l'effet de la spécialisation productive sur la probabilité de rupture.

couples divorcent d'autant moins fréquemment que leur revenu agrégé est plus élevé, vraisemblablement parce que, tout d'abord, l'accroissement de leur revenu agrégé accroît le niveau de leurs consommations communes (sorties, voyages, dons réciproques, etc.), ce qui accroît la satisfaction que retirent les conjoints de leur vie de couple et les investissements qu'ils y réalisent, et parce que, ensuite, l'accroissement de leur revenu agrégé permet aux conjoints de moins avoir à *choisir* entre l'allocation de ce revenu préférée par l'un et l'allocation préférée par l'autre, permettant ainsi de satisfaire plus fréquemment les désirs de consommation des deux conjoints à la fois. **2/** Les couples divorcent d'autant plus fréquemment que la part de leur revenu agrégé qui est issue du travail marchand de la femme est plus grande (non seulement de 0% à 50%, mais aussi de 50% à 100%), vraisemblablement pour deux raisons complémentaires ; si la femme produit une plus grande part du revenu agrégé du couple (de 0% à 100%), cela lui permet de ne subir, après le divorce, qu'une plus faible réduction de son niveau de vie, ce qui lui facilite la prise de décision du divorce ; mais il faut alors expliquer pourquoi, lorsque l'homme produit une plus grande part du revenu agrégé du couple (de 0% à 100%), cela n'a pas pour effet – comme c'est le cas pour la femme – d'accroître la probabilité de divorce en accroissant son indépendance financière ; c'est vraisemblablement parce que lorsque l'homme produit une plus grande part du revenu agrégé du couple l'effet « indépendance financière » qui lui facilite la prise de décision du divorce est *plus que compensé* par un effet d'accroissement de la production domestique du couple, parce qu'alors la femme se spécialise plus dans le travail domestique, ce qui permet de faire profiter au couple du fait qu'elle a acquis depuis son jeune âge diverses facultés d'entretien d'un foyer et d'éducation des enfants ; par contraste, lorsque la femme produit une plus grande part du revenu agrégé du couple, l'effet « indépendance financière » qui lui facilite la prise de décision du divorce est *renforcé* par un effet de réduction de la production domestique du couple, parce qu'alors l'homme se spécialise plus dans le travail domestique, ce qui fait pâtir le couple du fait qu'il n'a pas acquis dans son jeune âge les facultés susmentionnées et éventuellement du fait qu'il refuse d'effectuer de telles tâches – tout cela incitant sa conjointe à le suppléer, ce qui devrait la surcharger de travail et donc réduire, encore une fois, ses gains de la mise en couple ; bref, si les couples divorcent d'autant plus fréquemment que la part de leur revenu agrégé qui est issue du travail de la femme est plus grande – et non pas d'autant plus fréquemment que la part de ce revenu qui est issue du travail de l'homme est plus grande –, c'est vraisemblablement parce que, lorsque la femme produit une part accrue de ce revenu, son conjoint lui est *non seulement* d'une utilité financière plus réduite, *mais aussi* d'une utilité domestique à peine accrue. **3/** Les couples divorcent d'autant moins fréquemment que chacun des conjoints détient un niveau d'études plus élevé, vraisemblablement pour au moins deux types de raisons ; tout d'abord, un accroissement du niveau d'études des conjoints accroît leur productivité domestique – soit, leur faculté à cuisiner, à éduquer les enfants, etc. de façon qui satisfasse le conjoint –, ce qui devrait les désinciter à divorcer ; ensuite, étant donné que plus les hommes sont qualifiés plus leurs goûts sont similaires à ceux des femmes en matière de loisirs – lecture, sorties « culturelles », etc. –, un accroissement du niveau d'études des conjoints accroît le niveau de leurs consommations communes, ce qui devrait les désinciter à divorcer. La théorie du choix rationnel propose là la seule et unique explication unifiée à cet ensemble de régularités repérées par le biais d'une analyse statistique probante.[14]

[14] Notons bien que, l'analyse étant menée « toutes choses égales par ailleurs », c'est à même part du revenu du ménage produite par la femme et à même niveau d'études de chacun des conjoints qu'un accroissement du revenu agrégé du couple réduit la probabilité de divorce ; c'est aussi à même revenu agrégé du couple et à même niveau d'études de chacun des conjoints que l'accroissement de la part du revenu du ménage qui est produite par la femme accroît la probabilité de divorce ; et c'est enfin à même revenu agrégé du couple et à même part du revenu du ménage produite par la femme que l'accroissement du niveau d'études de chacun des conjoints réduit la probabilité de divorce. Et outre ces variables, d'autres caractéristiques sociodémographiques (âge de la femme au mariage, écart d'âge entre conjoints, nombre d'enfants eus par l'homme d'unions précédentes, nombre

Les nombreux autres tests empiriques réalisés à ce jour en vue de vérifier la validité des prédictions de la théorie du choix rationnel, s'ils ne sont pas aussi puissants que le précédent, n'en sont pas moins (à notre connaissance) tous conformes aux prédictions susmentionnées. On devrait s'attendre à ce qu'une réduction de l'ampleur de la division du travail entre conjoints – par le biais de l'exercice par la femme d'une activité professionnelle rémunérée, ou de la détention par elle de plus hauts revenus – accroisse la probabilité de rupture, tandis que l'accroissement de la division du travail et du revenu total du couple – par le biais de l'exercice d'une activité professionnelle rémunérée par l'homme, ou de la détention par lui de plus hauts revenus – réduise la probabilité de rupture. C'est très exactement ce que l'on constate, et ce dans tous types de sociétés. Aux Etats-Unis, en 1880, 1910, 1940, 1970, 1980 et 1990 (Ruggles 1997), 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. Dans la France du début des années soixante-dix (Boigeol, Commaille 1974 ; Desrosières 1978), quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle du mari, les couples dont l'épouse est active connaissent un taux de divortialité quatre fois supérieur à celui des couples dont la femme est inactive. Dans le Japon de la fin des années soixante-dix (Sasaki, Wilson 1997), les couples divorcent d'autant plus fréquemment que l'homme a effectué des études plus courtes et dispose de revenus plus réduits, et plus fréquemment si la femme exerce une activité professionnelle rémunérée. À Porto Rico, de la fin des années soixante-dix au début des années quatre-vingt (Canabal 1990), les couples divorcent d'autant plus fréquemment (au cours de leurs cinq premières années de mariage) que l'homme dispose de revenus plus réduits et la femme de revenus plus élevés. Dans l'Italie du début des années quatre-vingt (Rose 1992), les couples divorcent d'autant plus fréquemment que la femme a fait des études plus longues, et plus fréquemment si elle est active occupée à plein temps. Dans le Togo des années quatre-vingt (Thiriat 1998), les couples divorcent plus fréquemment lorsque la femme est alphabétisée. Dans une communauté rurale du Bengladesh des années quatre-vingt (Alam *et al.* 2000), les couples rompent d'autant moins fréquemment que le mari est plus éduqué et que le foyer détient un statut socioéconomique plus élevé. Dans la Norvège des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Lyngstad 2004 a), les couples divorcent d'autant plus fréquemment que les revenus de l'homme sont plus réduits (en deçà d'un plancher) et que ceux de la femme sont plus élevés, à même niveaux d'études et même origine sociale des conjoints. Dans la Norvège des années quatre-vingt-dix (Hansen 2005), les couples divorcent d'autant plus fréquemment que la part du revenu du couple qui est issue de l'activité professionnelle de la femme est élevée. Dans la Finlande des années quatre-vingt-dix (Jalovaara 2002), les couples divorcent d'autant plus fréquemment que la femme dispose de revenus plus élevés, et que le mari dispose de revenus plus réduits. Dans la France de 1996 (Belmokhtar 1996), parmi les couples divorçants, les hommes actifs sont disproportionnément au chômage (par rapport à l'ensemble des hommes actifs mariés), tandis que ce n'est pas le cas pour les femmes.[15] Dans les Pays-Bas contemporains (Kalmijn *et al.* 2004), les couples divorcent d'autant moins fréquemment que l'homme travaille plus, et plus fréquemment lorsque la femme exerce une activité professionnelle rémunérée ; par ailleurs, les couples divorcent d'autant plus fréquemment que

---

d'enfants eus par la femme d'unions précédentes, âge du plus jeune des enfants du couple, rang de l'union pour l'homme) sont tenues constantes dans le modèle statistique proposé. Notons en outre que, dans un modèle encore plus complet, et toutes les variables susmentionnées étant tenues constantes, les auteurs (Liu, Vikat 2004) non seulement retrouvent toutes ces régularités, mais en outre découvrent que les couples divorcent moins fréquemment lorsque la femme a fait plus d'études que son époux que dans les situations d'égalité de niveaux d'études ou d'inégalité inverse ; cette régularité semble difficile à expliquer.

[15] Le fait que le chômage du mari semble accroître la probabilité de divorce est d'autant plus notable que leurs 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.

la femme a fait des études plus longues, et l'homme des études plus courtes. Dans le Royaume-Uni contemporain (Kiernan 1998) et dans l'Australie contemporaine (Bracher *et al.* 1993), les couples rompent plus fréquemment lorsque la femme exerce une activité professionnelle rémunérée, et lorsque l'homme est au chômage ; en outre (Chan, Halpin 2002), au Royaume-Uni, les couples divorcent d'autant plus fréquemment que la femme travaille plus longtemps et que son salaire s'accroît plus par rapport à celui de son mari. Dans les États-Unis contemporains, les couples divorcent d'autant plus fréquemment que l'homme (Hoffman, Duncan 1995) ou le couple (White 1990 ; Furstenberg 1990) ont des revenus plus réduits. Il est très fortement probable, aussi, qu'une partie au moins de la surdivortialité constatée chez les Noirs américains par rapport aux Américains blancs depuis la fin du XIXe siècle (Ruggles 1997) 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). Les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années quatre-vingt-dix et du début des années deux mille (Andersson *et al.* 2004) rompent quant à elles d'autant plus fréquemment que leur revenu et leur statut socioéconomique sont de niveaux plus réduits. Plusieurs études menées pendant les années quatre-vingt (White 1990) indiquent enfin que les couples divorcent d'autant plus fréquemment que les femmes sont plus actives professionnellement, et ce aussi bien au fil du temps dans diverses sociétés qu'entre diverses sociétés à un moment donné.

Notons que, à mêmes niveaux de productivité marchande et domestique des conjoints, et à même ampleur de la division du travail, l'exercice de certaines activités professionnelles, plutôt que d'autres types d'activités professionnelles, pourrait jouer sur la probabilité de rupture. Par exemple, dans des secteurs tels l'agriculture, l'artisanat ou encore le commerce, les conjoints exercent fréquemment leurs activités professionnelles *ensemble*, ce qui implique que la rupture entre eux aboutirait au « licenciement » d'au moins l'un d'entre eux, ce qui devrait désinciter au moins l'un des deux conjoints à rompre. Comme on l'a noté justement (Singly 2004), « une agricultrice, en perdant son mari, perd aussi son travail ». Les données susmentionnées portant sur la surdivortialité en ville par rapport à la campagne pourraient au moins en partie s'expliquer par ce mécanisme. On sait aussi qu'aux Etats-Unis en 1880, 1910, 1940, 1970, 1980 et 1990 (Ruggles 1997), la proportion de personnes divorcées au sein de chaque district est d'autant plus élevée que la proportion d'agriculteurs est réduite. On sait encore – et c'est plus décisif – que dans la Finlande des années quatre-vingt-dix (Jalovaara 2002) les agriculteurs divorcent moins fréquemment que les autres catégories socioprofessionnelles, et ce à mêmes niveaux d'études et de revenu.

Les conjoints devraient, ensuite, rompre d'autant plus fréquemment qu'ils sont moins complémentaires dans les activités de consommation. On sait ainsi que, dans la Chine des années cinquante à quatre-vingt (Yi *et al.* 2002), les mariages arrangés aboutissent plus fréquemment à un divorce que les mariages non arrangés, vraisemblablement parce que l'absence de choix dans la sélection du conjoint produit des appariements disproportionnément sous-optimaux. Plus généralement, les conjoints devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils ont des âges, des niveaux d'études, des convictions et pratiques religieuses et politiques, ou encore des identités ethniques (fondées sur des critères culturels et/ou phénotypiques) plus dissemblables. Les unions « exogames » – avec un conjoint dont le groupe d'appartenance est perçu comme un *outgroup* – ou « hétérogames » – avec un conjoint dont la position sociale est éloignée de la sienne – devraient connaître des niveaux accrus d'incompréhension et de conflit, et réduire ainsi les gains de l'union issus de consommations communes comme les discussions, les pratiques d'activités de loisirs, ou encore l'éducation des enfants.

C'est bien, semble-t-il, ce que l'on constate empiriquement. 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 cinquante aux années soixante-dix (Festy, Prioux 1975) que dans la France de 1970 (Commaille, Boigeol 1973), la Norvège des années soixante-dix à quatre-vingt-dix (Lyngstad 2004 b ; Lyngstad 2004 a ; Hansen 2005) ou encore la Suède des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (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 quatre-vingt-dix et du début des années deux mille (Andersson *et al.* 2004). Notons toutefois qu'il semble que dans le Malawi rural contemporain (Reniers 2003) les grands écarts d'âge entre conjoints n'accroissent pas, mais au contraire réduisent la probabilité de divorce.

Diverses études (Weiss 2001) indiquent aussi que les unions exogames et hétérogames rompent plus fréquemment que les autres. On estime que les couples exogames selon l'affiliation religieuse divorcent disproportionnément – surtout les unions entre chrétien et juif, plus que les unions entre différents groupes chrétiens – dans la Hongrie de la première moitié du XXe siècle (Karady 1985). Les couples exogames divorcent aussi un peu plus fréquemment que les couples endogames à Hawaï entre 1968 et 1976 (Jones 1996). L'exogamie ethnique accroît les risques de divorce dans le Togo des années quatre-vingt (Thiriat 1998) (mais seulement en milieu rural), ainsi que dans le Malawi rural contemporain (Reniers 2003). L'exogamie selon la parenté accroît aussi la probabilité de divorce dans une communauté rurale du Bengladesh des années quatre-vingt (Alam *et al.* 2000) et à Dakar (Antoine 2002). Les couples exogames selon l'origine géographique (urbain/rural) divorcent légèrement plus fréquemment que les couples endogames, dans la France de 1970 (Boigeol, Commaille 1974). Dans les Pays-Bas des années quatre-vingt-dix (Huis, Steenhof 2003) (et en considérant qu'est « originaire » des Pays-Bas tout individu dont les deux parents sont nés aux Pays-Bas, et qu'est « d'origine » étrangère tout individu dont au moins un parent est né en dehors des Pays-Bas), les unions exogames – entre deux époux dont l'un est d'origine néerlandaise et l'autre ne l'est pas – divorcent plus fréquemment que les unions endogames entre époux d'origines néerlandaises ; parmi les unions exogames, celles qui divorcent le plus sont celles qui sont contractées entre une femme d'origine néerlandaise et un homme d'origine extra-occidentale (surtout s'il est d'origine marocaine ou turque, mais aussi surinamienne, et surtout s'il est de la « première génération »), loin devant celles qui sont contractées entre un homme d'origine néerlandaise et une femme d'origine extra-métropolitaine. En France, dans les promotions de mariage 1975 et 1982 (Neyrand, M'Sili 1996), 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). Par exemple (Neyrand, M'Sili 1997), 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. Les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années quatre-vingt-dix et du début des années deux mille (Andersson *et al.* 2004) rompent quant à elles plus fréquemment si au moins l'un des conjoints est étranger, ce qui pourrait au moins en partie s'expliquer par la fait que ces couples sont disproportionnément exogames. L'homogamie de niveaux d'études réduit aussi la probabilité de divorce dans la Finlande des années quatre-vingt-dix (Jalovaara 2003). L'hétérogamie d'origines sociales entre les conjoints n'exerce toutefois pas d'influence sur leur probabilité de divorce dans la Norvège des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Lyngstad 2004 a).

Les conjoints devraient, en outre, rompre d'autant plus fréquemment qu'ils sont appariés de façon plus stigmatisée socialement. Notamment, les unions exogames, les unions hétérogames, et les unions au sein desquelles l'homme est plus petit ou plus jeune que sa conjointe – toutes unions qui étaient jadis l'objet des « charivaris » – devraient connaître des probabilités de rupture accrues. C'est bien ce que l'on semble constater, si l'on en croit la remarque suivante : « les entretiens menés auprès de deux polytechniciennes ayant mieux « réussi » que leur mari (dont l'un est pourtant polytechnicien lui aussi) témoignent de tensions conjugales particulières qui semblent moins liées au fonctionnement propre du couple qu'à la réprobation sociale que suscite cette inversion des rapports de pouvoir entre les sexes » (Marry 1999). Il est clair, toutefois, que ce mécanisme explicatif ne deviendra véritablement crédible que lorsqu'on parviendra à expliquer pourquoi ces unions peu communes sont stigmatisées socialement.

Si toutes les variables qui déterminent l'optimalité des unions ne sont pas présentes dans une enquête, il est possible que subsiste un « effet » de la réduction de la durée de prospection sur la probabilité de rupture. Les individus devraient alors rompre d'autant plus fréquemment qu'ils ont plus abrégé leur prospection, parce que la prospection permet à la fois de déterminer quel est celui des conjoints potentiels qui est optimal pour soi (prospection extensive) et de déterminer si l'appariement avec tel conjoint est, véritablement, préférable au maintien dans le célibat (prospection intensive). C'est pourquoi l'on pourrait observer que les individus rompent d'autant plus fréquemment qu'ils se sont mis en couple plus précocement, qu'ils se connaissaient depuis moins longtemps avant de se mettre en couple, et qu'ils ont cohabité moins longtemps avant de se marier ; à chaque fois, les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment que les conjoints ont accumulé moins d'information l'un sur l'autre, et sont donc moins assurés de la viabilité de leur appariement.

On a effectivement constaté empiriquement que les couples rompaient d'autant plus fréquemment que leurs membres s'étaient mis en couple à un âge plus précoce (éventuellement en deçà d'un certain âge), aussi bien dans la France de 1970 (Commaille, Boigeol 1973) que dans celle des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Villeneuve-Gokalp 1991 ; Flipo 2000 ; Traag *et al.* 2000). Cette observation se retrouve (à notre connaissance) dans tous les autres pays dans lesquels le test a été effectué, sans aucune exception : la Finlande, la Tchécoslovaquie et l'Angleterre-Galles des années cinquante à soixante-dix (Festy, Prioux 1975), la Grande-Bretagne des années cinquante à soixante-dix (Murphy 1985), l'Allemagne (Diekmann, Engelhardt 1999) et la Chine (Yi *et al.* 2002) des années cinquante à quatre-vingt, Porto Rico de la fin des années soixante-dix au début des années quatre-vingt (Canabal 1990), l'Italie du début des années quatre-vingt (Rose 1992), le Togo (Locoh, Thiriat 1995 ; Thiriat 1998) et une communauté rurale du Bengladesh (Alam *et al.* 2000) des années quatre-vingt, les États-Unis de la fin des années quatre-vingt (Raley, Bumpass 2003), la Norvège (Lyngstad 2004 a ; Lyngstad 2004 b) et la Suède (Liu, Vikat 2004) des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, le Royaume-Uni des années quatre-vingt-dix (Chan, Halpin 2005 ; Chan, Halpin 2002 ; Böheim, Ermisch 1999 ; Kiernan 1998), ou encore l'Allemagne (Wagner, Weiss 2002), les Pays-Bas (Kalmijn *et al.* 2004), les États-Unis (Furstenberg 1990; White 1990), le Canada (Wu, Balakrishnan 1995) l'Australie (Carmichael *et al.* 1997 ; Bracher *et al.* 1993) ou le Malawi rural (Reniers 2003) contemporains ; cette observation se retrouve d'ailleurs aussi pour ce qui concerne les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années quatre-vingt-dix et du début des années deux mille (Andersson *et al.* 2004). Le fait que les Américains se marient plus précocement que les Européens pourrait aussi en partie expliquer le fait qu'ils divorcent plus fréquemment que les Européens (Furstenberg 1990). La réduction de la probabilité de rupture avec l'âge à la mise en couple pourrait aussi s'expliquer par le fait qu'à des âges supérieurs les conjoints tendraient à changer – et donc à diverger – moins rapidement, et par le fait qu'à partir de ces

âges leurs alternatives sur le marché matrimonial pourraient être moins nombreuses, ou pourraient leur sembler moins attractives parce que les investissements à réaliser dans une union alternative ne pourraient être rentabilisés que sur une durée de temps réduite.

On a aussi constaté empiriquement que les couples divorçaient moins fréquemment s'ils avaient cohabité avant de se marier, et d'autant moins fréquemment qu'ils avaient cohabité pendant plus longtemps, dans le Danemark des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Svarer 2002). Toutefois, on observe aussi assez souvent la relation statistique inverse (White 1990 ; Rose 1992 ; Bracher *et al.* 1993 ; Chan, Halpin 2005), vraisemblablement en raison d'un effet de sélection : les couples qui cohabitent avant de se marier constitueraient disproportionnément des appariements sous-optimaux, 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. Et si ces indicateurs de réduction de la 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 même observer que les individus rompent d'autant plus fréquemment qu'ils connaissaient à la date de leur mise en couple des coûts de prospection élevés et des coûts d'entrée dans l'union et de sortie de l'union réduits – toutes choses qui les ont incités à abréger leur prospection. C'est pourquoi l'on pourrait observer que les individus rompent d'autant plus fréquemment que, lors de leur mise en couple, ils étaient inactifs plutôt qu'actifs, inoccupés plutôt qu'occupés, moins rémunérés, et dotés d'un patrimoine moins élevé, ou que l'arrivée d'un enfant a précipité leur mariage. On a effectivement constaté empiriquement que les individus rompaient plus fréquemment s'ils avaient connu des conceptions prénuptiales,[16] aussi bien dans la Grande-Bretagne des années cinquante à soixante-dix (Murphy 1985) que dans la France de 1970 (Commaille, Boigeol 1973 ; Boigeol, Commaille 1974), Porto Rico de la fin des années soixante-dix au début des années quatre-vingt (Canabal 1990), les États-Unis des années quatre-vingt et précédentes (White 1990), ou encore la Norvège dans les promotions de mariages de 1975 à 1999 (Lyngstad 2004).

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 fréquemment que les autres : c'est qu'ils connaissent des coûts de prospection accrus, qui les conduisent à réduire la durée de leur prospection (par rapport à sa durée optimale), ce qui les conduit à entrer plus fréquemment dans des unions sous-optimales et donc à rompre plus fréquemment que les autres. Les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années quatre-vingt-dix et du début des années deux mille (Andersson *et al.* 2004) rompent ainsi plus fréquemment que les unions mariées hétérosexuelles contractées sur la même période, vraisemblablement 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.* 2004) – 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 –, vraisemblablement parce qu'être lesbienne constitue un trait plus rare qu'être gay (et ce, semble-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 gays 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.* 2004), ce qui pourrait au moins en partie s'expliquer par la fait qu'être

[16] On qualifie la conception d'un enfant de prénuptiale si l'enfant naît huit mois ou moins après le mariage.

homosexuel et étranger en Norvège ou en Suède constitue un trait (très) rare, ce qui accroît encore la difficulté de trouver un conjoint satisfaisant.

Si toutes les variables qui déterminent l'optimalité des unions ne sont pas présentes dans une enquête, il est possible aussi que subsiste un « effet » du *sex ratio*[17] à la date de la mise en couple sur la probabilité de rupture (Grossbard-Shechtman 1993). Les couples d'une promotion de mise en couple devraient alors rompre d'autant moins fréquemment qu'il existe à la date de leur mise en couple une pénurie relative plus prononcée de membres d'un des deux sexes – soit, que le *sex ratio* s'écarte plus de l'unité. En effet, l'accroissement de la proportion de membres d'un sexe sur le marché matrimonial réduit la capacité des membres de ce sexe à trouver un conjoint alternatif et accroît la capacité des membres de l'autre sexe à sélectionner les conjoints les plus désirables, ce qui devrait tous deux les inciter à prolonger leur union. En outre, les couples d'une promotion de mise en couple devraient rompre moins fréquemment si, à même degré de pénurie relative à la date de la mise en couple, ce sont les femmes, plutôt que les hommes, qui sont raréfiées – en d'autres termes si, à même « distance » de l'unité, le *sex ratio* est supérieur plutôt qu'inférieur à 1. En effet, étant donné qu'à partir d'un certain âge la valeur des femmes, comparée à celle des hommes, décroît sur le marché matrimonial, des hommes qui se trouveraient en proportion relativement réduite disposeraient, à partir de cet âge, d'une valeur accrue sur le marché par rapport à des femmes en proportion identique ; la conséquence en est qu'ils devraient, plus qu'elles, être tentés de rompre en vue d'entrer dans une nouvelle union jugée plus désirable.

1.2.3 Les investissements spécifiques à l'union

Troisièmement, **les conjoints devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils ont réalisé moins d'investissements spécifiques à leur union**, parce que de tels investissements accroissent les gains espérés de la poursuite de l'union par rapport aux gains espérés de la sortie de l'union.

Rappelons qu'un investissement est l'utilisation de temps, d'argent, d'énergie et d'autres ressources rares en vue de produire des biens ou services dont la consommation procure de la satisfaction. Un investissement dans du « capital 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 ils sont effectués, ou qui tout du moins serait sensiblement moins rentable si l'union en question venait à rompre. En d'autres termes, ce sont des investissements qui ne sont pas – ou pas entièrement – transférables d'une union à l'autre, ou d'une union au célibat.

De façon générale, les conjoints devraient donc rompre d'autant moins fréquemment qu'ils ont réalisé plus d'investissements spécifiques à leur union, parce que – par définition – de tels investissements accroissent les gains espérés de la poursuite de l'union par rapport aux gains espérés de la sortie de l'union. Par exemple, les individus devraient rompre d'autant moins fréquemment qu'ils ont accumulé plus d'information sur les goûts (culinaires, récréatifs, sexuels, affectifs, intellectuels, spirituels, etc.) de leur conjoint et de sa famille. Les conjoints devraient aussi rompre d'autant moins fréquemment 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 qui devraient en cas de rupture être vendus à un prix marchand inférieur à celui qu'ils lui attribuent (logement, etc.). Peut-être tenons-nous là l'une des raisons pour lesquelles les unions sans co-résidence connaissent des taux de rupture relativement élevés, aussi bien dans le Togo des années quatre-vingt (Thiriat 1998) que dans le Malawi rural contemporain (Reniers 2003) ou la France contemporaine

[17] Le *sex ratio* à une date et au sein d'une aire géographique données est le rapport entre le nombre d'hommes et le nombre de femmes résidant à cette date au sein de cette aire.

(Villeneuve-Gokalp 1997) : c'est que, dans ces unions, les conjoints n'ont pas investi (financièrement ni affectivement) dans un logement commun. De même, dans la Grande-Bretagne des années cinquante à soixante-dix (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 quatre-vingt-dix (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.

Mais surtout, les conjoints devraient rompre d'autant moins fréquemment qu'ils ont eu plus d'enfants. Les enfants constituent en effet le type principal 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).[18] On sait ainsi (Villeneuve-Gokalp 1994) qu'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. 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 (Ronsin 1990), les couples qui n'ont pas d'enfants divorcent beaucoup plus fréquemment que

[18] Le fait que la rupture réduise la satisfaction que le parent non gardien retire de ses interactions avec son enfant pourrait aussi permettre d'expliquer pourquoi les parents non gardiens renâclent tant à verser les pensions destinées à leurs enfants : dans la France contemporaine (Théry 1998 ; Festy, Valetas 1993), 30% des pensions ne sont jamais payées, et 10% ne le sont que partiellement ; peut-être ces taux de non perception des pensions sont-ils même sous-évalués (Bourreau-Dubois *et al.* 2003) ; et l'on observe les mêmes tendances au non paiement des pensions alimentaires aux États-Unis (Furstenberg 1990) et au Japon (Sasaki, Wilson 1997). Le parent non gardien perd en effet – avec la garde de son enfant – une bonne part de la satisfaction qu'il retirait de ses interactions avec lui, si bien que la somme qu'il est disposé à lui verser est réduite. En outre, si les pensions alimentaires sont aussi peu fréquemment versées au parent gardien, c'est qu'il existe, entre lui et son ex-époux, un « problème d'agence » : le parent non gardien – le « principal » – n'a pas la certitude que les ressources qu'il octroie à son enfant ne seront pas utilisées par le parent gardien – « l'agent » – pour des motifs autres que le bien-être de son enfant, ce qui réduit la satisfaction qu'il retire de ses investissements dans son enfant, si bien que la somme qu'il est disposé à lui verser est encore réduite. La crainte éprouvée par le parent non gardien selon laquelle son ex-époux pourrait s'attribuer une part des sommes qu'il verse en direction de ses enfants est peut-être d'autant plus fondée que si, entre 1880 et 1920, les États occidentaux ont transféré la garde des enfants de divorcés des pères vers les mères, c'était, semble-t-il, pour que les pères subviennent eux-mêmes aux besoins de leurs enfants *et* de leur ex-épouse – soulageant ainsi l'État de dépenses destinées à préserver un niveau de vie minimal aux femmes divorcées ; sur ce point, cf. Friedman, cité in Hechter, Kanazawa 1997. La crainte éprouvée par le parent non gardien selon laquelle son ex-époux pourrait profiter des sommes qu'il verse en direction de ses enfants est en tous les cas raisonnable au moins pour ce qui concerne les « biens publics », à savoir les biens qui, s'ils sont consommés par l'enfant, peuvent l'être tout aussi bien par le parent gardien ; c'est le cas, notamment, de leur logement commun ; l'existence de biens publics pour le parent gardien et son enfant permet aussi d'expliquer pourquoi le montant des pensions par enfant diminue avec le nombre d'enfants (Festy, Valetas 1993) : c'est que, en raison de l'existence de ces biens publics, l'adjonction d'un enfant supplémentaire à la charge du parent gardien engendre un coût supplémentaire qui est de plus en plus réduit au fur et à mesure que cet enfant supplémentaire fait partie d'une fratrie plus nombreuse.

ceux qui en ont. Il en va de même dans la France du début des années 1880 (Ronsin 1992), puisque seulement 65% des demandes de rupture légale (divorce et séparation de corps) concernent alors des couples avec enfants – et même, au début des années 1840, seulement 55% des demandes de séparation de corps. Pour ce qui concerne la Hongrie de 1894 à 1948 (Karady 1985), l'absence d'enfant dans les ménages accroît la fréquence du divorce sur toute la période. Dans la France de 1970 (Commaille, Boigeol 1973) les divorcés ont en moyenne moins d'enfants que les mariés, à même durée de mariage. Pour les couples mariés dans les années soixante et soixante-dix (Festy 2000), la présence d'un enfant réduit d'environ 30% le risque de divorcer dans les dix premières années de mariage ; pour les couples qui ont un seul enfant le risque de divorcer 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. De façon plus générale, dans la France contemporaine (Traag *et al.* 2000), avoir un enfant réduit la probabilité de divorce. Avoir un enfant réduit considérablement la probabilité de divorce aussi bien dans la Grande-Bretagne des années cinquante à soixante-dix (Murphy 1985) que dans l'Allemagne des années cinquante à quatre-vingt (Diekmann, Engelhardt 1999), le Togo des années quatre-vingt (Locoh, Thiriat 1995 ; Thiriat 1998), les villes de Dakar et Bamako (Antoine 2002), le Malawi rural contemporain (Reniers 2003), les Pays-Bas contemporains (Kalmijn *et al.* 2004), la Suède contemporaine (Walke 2002), ou encore les États-Unis des années quatre-vingt et précédentes (White 1990). Les couples divorcent d'autant moins fréquemment qu'ils ont plus d'enfants dans la Chine des années cinquante à quatre-vingt (Yi *et al.* 2002). Les couples divorcent moins fréquemment s'ils ont eu des enfants, et surtout s'ils sont jeunes, dans le Danemark (Svarer 2002), la Norvège (Lyngstad 2004 a ; Lyngstad 2004 b ; Hansen 2005) et la Suède (Liu, Vikat 2004) des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix ; de même, les couples divorcent moins fréquemment s'ils ont de jeunes enfants, dans le Royaume-Uni des années soixante-dix à quatre-vingt (Chan, Halpin 2005), à Porto Rico de la fin des années soixante-dix au début des années quatre-vingt (Canabal 1990), dans une communauté rurale du Bengladesh des années quatre-vingt (Alam *et al.* 2000) et dans l'Australie contemporaine (Bracher *et al.* 1993). Les couples divorcent aussi d'autant moins fréquemment qu'ils ont plus d'enfants (jusqu'à trois), dans l'Allemagne contemporaine (Wagner, Weiss 2002). La rupture d'union libre aussi est moins fréquente si des enfants sont présents, et d'autant moins qu'ils sont plus nombreux, dans le Canada contemporain (Wu, Balakrishnan 1995). Les exceptions (dont nous avons connaissance) à ces régularités sont rarissimes. Tout d'abord, il semble qu'avoir des enfants *accroît* le risque de divorce dans le Royaume-Uni des années quatre-vingt-dix (Chan, Halpin 2005 ; Chan, Halpin 2002 ; Böheim, Ermisch 1999) ; ensuite, si les femmes divorcent plus fréquemment lorsqu'elles n'ont aucun enfant que lorsqu'elles en ont, dans l'Italie du début des années quatre-vingt (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. Notons d'ailleurs que, si les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années quatre-vingt-dix et du début des années deux mille (Andersson *et al.* 2004) rompent plus fréquemment que les unions mariées hétérosexuelles contractées sur la même période, c'est peut-être au moins en partie parce que les couples homosexuels ne font pas d'enfant.

En outre, s'il se trouve que les parents investissent plus dans l'éducation des enfants d'un sexe plutôt que de l'autre, les couples devraient rompre moins fréquemment s'ils ont des enfants de ce sexe que s'ils n'en ont pas. Notamment, si les pères investissent plus dans l'éducation de leurs fils que dans celle de leurs filles – par exemple, parce qu'ils leur transmettraient divers biens et prérogatives (comme dans les sociétés patrilinéaires), ou parce

qu'ils pourraient pratiquer avec eux des loisirs dits « masculins » –, les pères qui n'ont pas de garçon seraient moins désincités à rompre que ceux qui en ont, et leurs conjointes seraient moins satisfaites de la qualité des interactions de leur conjoint avec ses enfants, si bien que les couples qui n'ont pas de garçon devraient rompre plus fréquemment que ceux qui en ont (à nombre égal d'enfants).[19] Dans la Chine des années cinquante à quatre-vingt (Yi *et al.* 2002), on constate effectivement que n'avoir que des filles accroît le risque de divorce, à partir de trois enfants. Une étude portant sur les États-Unis des années soixante et soixante-dix (Morgan *et al.* 1988) constatait aussi qu'avoir un garçon plutôt qu'une fille, ou deux garçons plutôt que deux filles, réduisait le risque de divorce, mais ce résultat semble fermement démenti par une étude postérieure (Diekmann, Schmidheiny 2004), selon laquelle ni aux États-Unis ni au Canada ni dans aucun pays d'Europe occidentale analysé les parents de filles ne divorcent plus fréquemment que les parents de garçons au cours des années quatre-vingt-dix. Mais si, dans les pays occidentaux contemporains, les parents qui n'ont que des garçons ne rompent pas plus fréquemment que ceux qui n'ont que des filles, il ne s'ensuit pas pour autant que la composition sexuée des enfants n'y ait aucune influence sur la probabilité de rupture des parents. On pourrait effectivement imaginer que la préférence des deux parents va à une parité mixte, ou que les préférences – divergentes – des deux parents sont le mieux conciliées par le fait d'avoir au moins un enfant de chaque sexe ; on observerait alors un risque de rupture réduit si, à même nombre d'enfants, les enfants sont des deux sexes plutôt que d'un seul et même sexe, quel que soit ce sexe.[20]

S'il est exact que les conjoints devraient rompre d'autant moins fréquemment qu'ils ont réalisé plus d'investissements spécifiques à leur union, les probabilités de rupture d'union devraient aussi être d'autant plus réduites que la durée des unions – indicateur du niveau d'investissements spécifiques à l'union effectué (connaissance mutuelle, souvenirs communs, etc.) – est plus longue.[21] Plus précisément, étant donné que l'information quant au conjoint est accumulée 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 devrait décroître, puisqu'il a accumulé et continue d'accumuler un stock d'investissements spécifiques à l'union qui fait décroître sa 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

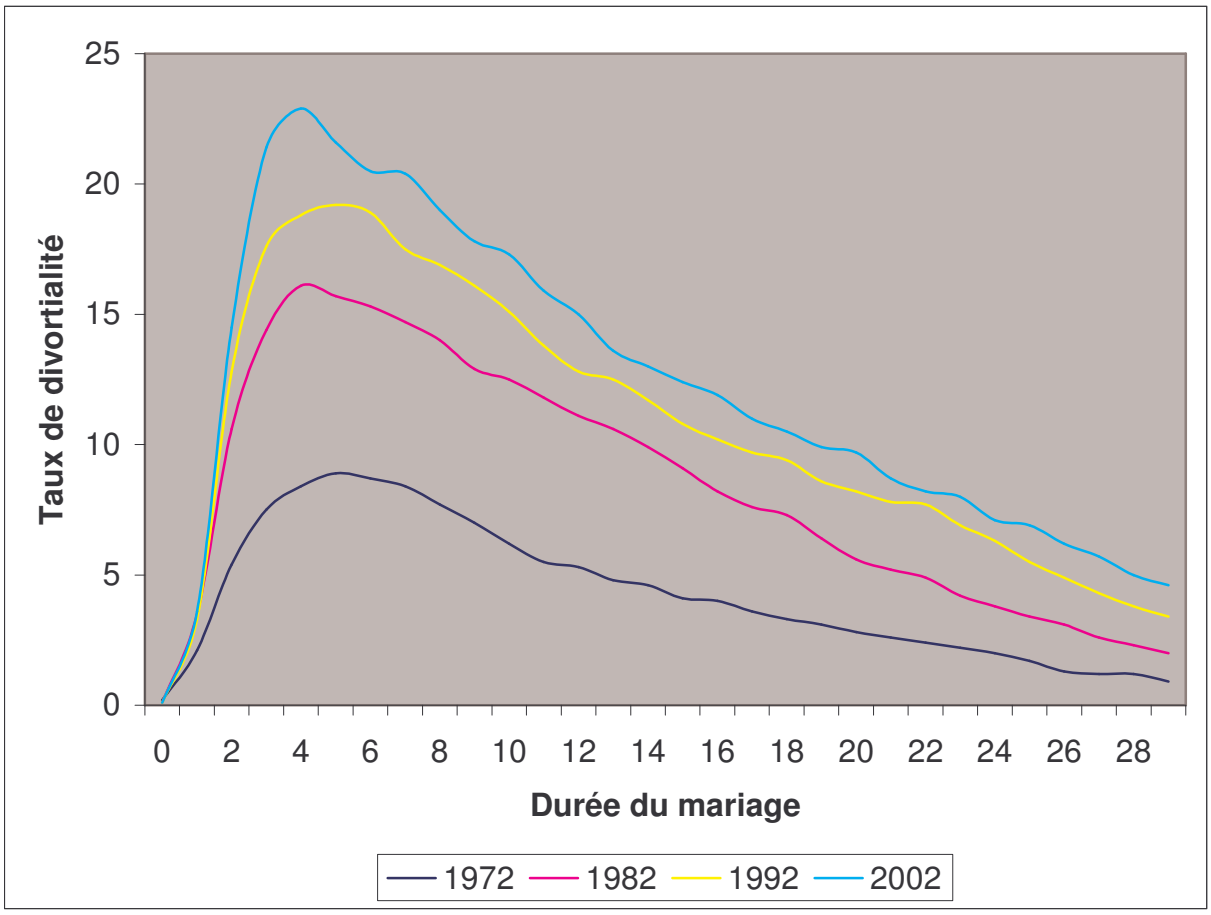
[19] Le fait éventuel que les pères investissent moins dans l'éducation de leurs filles et retirent moins de satisfaction de leurs interactions avec elles – puisque ces interactions seraient moins nombreuses ou moins « complices » – pourrait aussi permettre d'expliquer une observation apparemment étrange, faite aussi bien à partir de données issues d'Orléans en 1986 (Sofer, Sollogoub 1990) que de données issues de Mulhouse en 1999-2000 (Bourreau-Dubois *et al.* 2003) – les seules données dont nous ayons connaissance à ce sujet – : « toutes choses égales par ailleurs », lorsque l'enfant d'un couple divorçant est une fille plutôt qu'un garçon, la pension mensuelle qui lui est allouée est sensiblement diminuée. Peut-être les pères sont-ils disposés à verser pour les enfants des pensions d'autant plus réduites qu'ils en retirent moins de satisfaction, ce qui les inciterait à négocier « plus dur » avec leur conjointe le montant des pensions dirigées envers des filles.

[20] Sur l'existence de préférences pour les parités mixtes dans les pays occidentaux contemporains, cf. Hank, Kohler 2000. Cette étude montre que, sur les dix-sept pays européens analysés, les pays qui semblent avoir une préférence en faveur d'une certaine composition sexuée de leur parité (dont la France ne fait pas partie) préfèrent le plus souvent une parité mixte à une parité d'un seul sexe, quel qu'il soit. Pour identifier la préférence des parents pour telle ou telle composition sexuée de leurs enfants, ces auteurs mesurent la probabilité que les parents de deux enfants désirent un troisième enfant en fonction de la composition sexuée des deux enfants qu'ils ont déjà ; les pays dans lesquels les parents de deux enfants expriment significativement plus fréquemment le désir d'avoir un troisième enfant si leurs deux enfants sont du même sexe que s'ils sont des deux sexes sont identifiés comme détenant une préférence envers une parité mixte.

[21] 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'écrémage » – les couples rompant d'autant plus précocement qu'ils avaient plus de chances de rompre.

mariage, ainsi que pour les unions légales homosexuelles contractées en Norvège et en Suède lors des années quatre-vingt-dix et du début des années deux mille (Andersson *et al.* 2004), 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 vingt-neuvième année de mariage (dernière durée enregistrée), comme le montre le graphique suivant. Ces variations de la probabilité de divorce au cours du cycle de vie des individus semblent donc convenablement expliquées par la théorie du choix rationnel.

Taux de divortialité en France selon la durée du mariage au moment du divorce et l'année du divorce.



Source : INSEE, *Bilan démographique*.
Note : le taux de divortialité est le rapport entre le nombre de divorces de l'année et le nombre moyen de couples qui étaient mariés cette année, pour mille couples mariés.

Notons 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 chances 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.[22] Par exemple, les individus devraient avoir d'autant moins

[22] Pour ces raisons, les conjoints devraient partager leurs ressources financières d'autant plus fréquemment qu'ils ont accumulé plus de capitaux spécifiques à leur union – soit, que leur union a duré plus longtemps. C'est bien ce que l'on constate dans la France actuelle : tout d'abord (Stehli *et al.* 2002), les conjoints disposent

d'enfants qu'ils estiment qu'ils ont plus de chances de rompre ; et s'ils avaient une connaissance intuitive de leurs chances objectives de rompre, les individus devraient avoir d'autant moins d'enfants qu'ils devraient retirer moins de gains de l'union – soit, qu'ils sont moins productifs ou moins spécialisés productivement, ou qu'ils sont appariés de façon plus exogame ou plus hétérogame – ; 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. 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.

1.2.4 Les événements imprévus

Quatrièmement, **les conjoints devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils ont eu à faire face, au cours de leur union, à plus d'événements imprévus à la date de la mise en couple**, parce que l'occurrence de tels événements réduit les gains espérés de la poursuite de l'union par rapport aux gains espérés de la sortie de l'union.

Sur les marchés matrimoniaux sur lesquels l'information quant à l'avenir est imparfaite, la plupart des ruptures sont sans doute le résultat d'acquisitions d'informations nouvelles et d'occurrence d'événements imprévus lors de la mise en couple. C'est ce que semble indiquer, en tout cas, le fait qu'un nombre disproportionné de ruptures surviennent précocement.

La découverte d'informations indésirables à propos du conjoint ou du couple – des « mauvaises nouvelles » – devrait accroître la probabilité de rupture. En France, « l'altération des facultés mentales » constitue même 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. Par exemple, un couple devrait connaître des probabilités de rupture accrues si un des conjoints a été licencié, ou incarcéré, ou a subi un accident ou a développé une maladie qui l'empêchent de travailler ou d'exercer des activités qui procuraient au couple de la satisfaction. Encore une fois, ces prédictions semblent validées empiriquement. Nous avons déjà vu que le chômage d'un des conjoints accroît la probabilité de rupture des couples dans un grand nombre de sociétés, ce qui pourrait au moins en partie s'expliquer par ce mécanisme. Les couples divorcent plus fréquemment si le mari est au chômage ou malade, dans le Danemark des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Svarer 2002). Les couples divorcent aussi plus fréquemment si l'un des conjoints tombe au chômage dans la Norvège des années quatre-vingt-dix (Hansen 2005) ; plus précisément, l'impact du chômage du mari sur la probabilité de divorce semble bien passer par des tensions financières puisque, à situation économique égale, le chômage du mari n'a plus d'influence sur la probabilité de divorce du couple ; par contraste, l'impact du chômage de la femme ne passe pas entièrement par des tensions financières puisque, à situation économique égale, le chômage de la femme conserve une influence sur la probabilité de divorce du couple. Les hommes handicapés – surtout s'ils sont jeunes – rompent plus fréquemment que les autres dans le Royaume-Uni des années quatre-vingt-dix (Kiernan 1998), vraisemblablement parce qu'une part d'entre eux sont devenus handicapés au cours de leur union. Dans la France de 1999 (Cassan, Mary-Portas 2002), 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

---

disproportionnément d'un seul compte qui leur est commun – plutôt que de comptes individuels, éventuellement associés à un compte commun – s'ils vivent ensemble depuis plus de six ans ; et ensuite (Ruelland 2004), parmi les couples qui modifient leur régime matrimonial, ceux qui optent pour la communauté universelle des biens sont disproportionnément des couples âgés et retraités.

– les ruptures d'union ayant même lieu dans la moitié des cas dans le mois qui suit l'incarcération.

De même, les couples devraient rompre disproportionnément si l'un des conjoints se révèle être stérile, ou si le couple a un nombre d'enfants substantiellement supérieur à ce qui était prévu. Ces prédictions semblent, elles aussi, validées empiriquement. 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 disproportionnément stériles ; et si, dans l'Égypte du début des années quatre-vingt (Fahmi 1987), 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 disproportionnément. Par ailleurs si, dans la Grande-Bretagne des années cinquante à soixante-dix (Murphy 1985), les couples divorcent plus fréquemment s'ils ont plus de quatre enfants plutôt que s'ils en ont entre un et quatre, ou si les intervalles de temps entre les naissances sont réduits, c'est vraisemblablement parce que ces naissances étaient disproportionnément imprévues ; le fait que, dans l'Italie du début des années quatre-vingt (Rose 1992), les femmes divorcent plus fréquemment si elles ont trois enfants ou plus plutôt qu'un ou deux, 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), peuvent s'expliquer par le même mécanisme. On constate toutefois que, dans le Royaume-Uni des années quatre-vingt-dix (Böheim, Ermisch 1999), les couples ne rompent pas plus fréquemment s'ils ont connu une dégradation *inattendue* de leur situation économique que si leur situation s'est maintenue.

Le fait, pour l'un des deux conjoints, de bénéficier de faveurs qui étaient inattendues à la date de la mise en couple pourrait aussi accroître la probabilité de rupture du 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 obtenir à la date de sa mise en couple. On sait ainsi qu'en Norvège, pour les cohortes de premiers mariages de 1975 à 1999 (Lyngstad 2004 a), les couples divorcent plus fréquemment si le revenu de l'homme est de niveau extrême – très réduit ou très élevé –, 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. Si l'on constate que, dans le Royaume-Uni des années quatre-vingt-dix (Böheim, Ermisch 1999), des améliorations inattendues de la situation économique du couple *réduisent* le risque de rupture, c'est vraisemblablement que ces améliorations inattendues n'accroissent pas suffisamment l'attractivité d'unions alternatives pour accroître la probabilité de rupture.

Des variations de *sex ratio* inattendues à la date de la mise en couple devraient, de même, accroître la probabilité de rupture à l'initiative des membres du sexe qui se trouvent en nombre réduit, puisque la nouvelle situation de marché dont ils bénéficient devrait leur permettre de se mettre en couple avec un conjoint plus désirable que le leur. Plus précisément, les conjoints devraient rompre d'autant plus fréquemment que les variations inattendues de

sex ratio sont de plus grande ampleur et – pour les raisons que nous avons déjà mentionnées – les effets de ces variations inattendues de *sex ratio* devraient être plus prononcés si, à même « distance » de l'unité, le *sex ratio* est inférieur plutôt que supérieur à l'unité. Dans les Etats-Unis des années quatre-vingt (South, Lloyd 1995), chez les Blancs, la probabilité de divorce au sein de chaque unité géographique est ainsi plus élevée si le *sex ratio* y est très éloigné de l'unité que s'il ne l'est pas.

1.2.5 Les coûts de la rupture

Cinquièmement, **les conjoints devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils connaissent des coûts de rupture plus réduits**, parce que la réduction de tels coûts réduit les coûts de transaction qui doivent être acquittés pour sortir de l'union.

Par exemple, les conjoints devraient rompre plus fréquemment s'ils sont en union libre plutôt que mariés, parce que la simple séparation ne comporte pas autant de coûts – financiers et, éventuellement, symboliques – que le divorce. De même, les époux devraient divorcer d'autant plus fréquemment que la procédure de divorce exige moins de temps, d'argent, d'énergie et d'autres ressources rares, et que les divorcés sont moins stigmatisés socialement – comme dans les grandes villes anonymisées, plutôt que dans les villages d'interconnaissance. Ils devraient aussi divorcer d'autant plus fréquemment que celui des deux conjoints qui préfère le plus divorcer parvient plus fréquemment à obtenir le prononcé du divorce, et est moins lourdement pénalisé financièrement sous la forme de prestations compensatoires, de versements en direction des enfants ou de division du patrimoine lors de la liquidation du régime matrimonial. Ces prédictions semblent validées empiriquement. On a constaté que dans le Togo des années quatre-vingt ainsi qu'en Côte-d'Ivoire, au Sénégal et au Mali (Thiriat 1998) les unions « libres » étaient plus fragiles que les unions mariées. Dans la France contemporaine aussi, on constate que les unions libres sont beaucoup plus fragiles que les unions mariées (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 en union libre plutôt qu'en union mariée ; et être marié plutôt qu'en union libre réduit la probabilité de rupture aussi bien à la première qu'à la deuxième union, ou même à une union ultérieure (Villeneuve-Gokalp 1994). Les unions libres sont aussi plus fragiles que les unions mariées dans le Royaume-Uni des années quatre-vingt-dix (Kiernan 1998 ; Böheim, Ermisch 1999). 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 Slovénie, la Pologne, la Lettonie et la Lituanie – indiquent que dans *chacun* d'entre eux les unions libres cohabitantes connaissent des chances relatives de rompre beaucoup plus élevées que les unions mariées (en moyenne, trois à quatre fois plus élevées), « toutes choses égales par ailleurs ». De même, dans l'Allemagne contemporaine (Wagner, Weiss 2002), les couples mariés divorcent moins s'ils se sont mariés religieusement, et particulièrement dans la religion catholique. Dans les quinze pays de l'Union européenne (Kiernan 2003), les enfants nés hors mariage ont plus de chances de voir leurs parents rompre que les enfants nés en mariage ; et parmi les couples qui ont eu leur premier enfant hors mariage aussi, les plus fragiles sont ceux qui ne se sont pas mariés. Par ailleurs, l'existence et l'ampleur de l'aide juridictionnelle semblent bien accroître le taux de rupture légale. Ainsi (Ronsin 1992), le (léger) pic de demandes de séparation de corps observé en 1853 semble dû à la création en 1851 d'une première forme d'assistance judiciaire facilitant l'accès des « indigents » à la Justice ; de même (Ronsin 1992), 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. En Russie soviétique

(Yvert-Jalu 1981), 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), la fréquence des divorces a chuté drastiquement jusqu'en 1938. On a aussi fait remarquer (Hüküm 2001) que les femmes turques qui entament une procédure de divorce en France ne le feraient sans doute pas en l'absence d'aide juridictionnelle.

Nous avons donc avancé plusieurs prédictions quant à la structure des couples qui devraient rompre, et nous avons précisé les mécanismes explicatifs qui justifient ces prédictions. Nous avons vu, en outre, que ces prédictions étaient validées dans un grand nombre de sociétés. Il nous faut maintenant vérifier si les prédictions de la théorie du choix rationnel en ce qui concerne la structure des couples rompus sont validées par les régularités qui sont observées dans la France contemporaine.

2. Analyse empirique de la rupture d'union dans la France contemporaine : la structure des couples rompus

La deuxième partie de ce mémoire vise à tester empiriquement dans la France contemporaine les prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de la structure des couples qui rompent. Après avoir présenté les données sur lesquelles repose notre analyse, ainsi que le traitement statistique auquel nous les soumettons, nous effectuons un test empirique systématique. Si les couples qui rompent disproportionnément sont effectivement ceux que prévoit la théorie du choix rationnel, nous pourrons considérer que nous disposons d'une explication satisfaisante d'un grand nombre de régularités affectant la rupture d'union dans la France contemporaine.

2.1 Les données et leur traitement statistique

2.1.1 Les données : l'enquête *Étude de l'histoire familiale 1999*, et la population d'intérêt

Notre analyse repose sur l'exploitation secondaire d'une enquête réalisée par l'INSEE en 1999 : l'enquête *Étude de l'histoire familiale 1999*. Cette enquête est présentée par ses concepteurs de la façon suivante (Cassan *et al.* 2000) : « À l'occasion du recensement de la population de mars 1999, 380 000 hommes et femmes vivant en domicile ordinaire 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 […] ; 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. » L'enquête EHF est donc une enquête transversale réalisée en complément du recensement par la technique du « bulletin supplémentaire autoadministré ». Elle repose sur un échantillon représentatif de la population de la France métropolitaine âgée de 18 ans ou davantage au 1er janvier 1999, obtenu par un échantillonnage aléatoire stratifié. Cette enquête est singulièrement précieuse pour le sociologue de la famille, et ce pour deux raisons.

Premièrement, cette enquête est particulièrement *fiable*. 98% des individus de l'échantillon EHF ayant été retrouvés parmi les bulletins du recensement, le couplage au recensement a permis de recouper les informations tirées de l'enquête et ainsi de procéder à des corrections et à des imputations raisonnées, ce qui accroît le degré de confiance que l'on peut avoir dans l'exactitude des informations qu'elle contient. Le couplage au recensement a en outre permis de recueillir des informations sur les personnes qui ont refusé de remplir le bulletin de l'enquête, si bien que la représentativité de l'échantillon est garantie par une procédure appropriée de redressement statistique. Le couplage au recensement a enfin permis d'interroger un échantillon de très grande taille (380 480 individus), ce qui accroît la puissance des analyses statistiques que l'on en tire.

Deuxièmement, cette enquête est particulièrement *riche en informations*. Tout d'abord, les enquêtés ont dû retracer leur histoire conjugale en y incluant toutes les unions ayant donné lieu à une co-résidence d'au moins six mois, ce qui signifie que l'enquête fournit des informations non seulement sur les unions qui ont donné lieu à un mariage mais aussi sur les unions « libres » ; parallèlement, on sait si les couples considérés ont rompu – c'est-à-dire si les unions « libres » ont abouti à une séparation, et si les unions mariées ont abouti à une séparation et éventuellement à un divorce. Ces informations – rarement disponibles dans les enquêtes démographiques de la plupart des pays – vont nous permettre d'analyser la destinée

des unions « libres » aussi bien que celle des unions mariées, et elles vont nous permettre d'inclure dans l'analyse les ruptures d'unions mariées qui n'ont pas abouti à un divorce. Ensuite, les enquêtés ont dû fournir plusieurs informations importantes non seulement sur eux-mêmes mais aussi sur leur conjoint (leur unique conjoint s'ils n'en ont eu qu'un seul au cours de leur vie, ou leur dernier conjoint s'ils en ont eu plus d'un) ; on connaît ainsi la date et le lieu de naissance, la catégorie socioprofessionnelle ou encore l'histoire matrimoniale de l'homme comme de la femme de chaque couple considéré. Enfin, pour ce qui concerne les 690 000 enfants déclarés, les enquêtés ont dû préciser s'ils étaient leurs enfants biologiques, ou des enfants adoptés, ou encore des beaux-enfants (soit, des enfants que leur conjoint a eus d'une union précédente et qui ont résidé dans leur ménage).

Par sa richesse et sa fiabilité, l'enquête EHF constitue une source d'informations de toute première qualité au plan international. Elle va nous permettre d'établir avec toute la certitude souhaitable l'existence ou l'inexistence de régularités statistiques affectant la rupture d'union dans la France contemporaine. Pour savoir si, dans la France contemporaine, les couples porteurs de certaines caractéristiques rompent plus fréquemment que les couples porteurs de certaines autres caractéristiques et, le cas échéant, si les couples qui rompent disproportionnément sont bien ceux que prévoit la théorie du choix rationnel, nous devons circonscrire l'étendue de notre champ d'investigation. À propos de *laquelle* des unions de *quels* individus allons-nous chercher à savoir si elle a été rompue ou non, et *au bout de combien de temps* après la mise en couple ?

Comme les individus peuvent avoir connu une seule union ou plusieurs, il nous faut décider de laquelle de ces unions nous allons traiter. Étant donné que les enquêtés ont dû fournir des renseignements sur leur unique conjoint s'ils n'ont connu qu'une union, et sur leur dernier conjoint s'ils en ont connu plus d'une[23] – et que ces renseignements sur les conjoints des enquêtés nous sont de la plus haute utilité pour tester les prédictions de la théorie du choix rationnel –, notre analyse portera sur « l'unique ou dernière » union des individus.[24] Cela signifie que nous analysons la destinée de l'unique union des individus qui n'en ont connu qu'une seule, et la destinée de la dernière union des individus qui en ont connu plus d'une.

Mais de quels individus allons-nous analyser la destinée de l'unique ou dernière union ? En effet, nous ne conservons pas tous les individus de l'échantillon EHF. Tout d'abord, nous éliminons les individus de plus de soixante-cinq ans pour ne pas sous-représenter des populations qui connaissent une surmortalité sensible à partir de ces âges, comme les catégories populaires ou encore les étrangers. Ensuite, étant donné que notre intérêt se porte sur la rupture d'union, nous éliminons ceux qui n'ont jamais vécu en couple en ce sens qu'ils n'ont jamais connu d'expérience conjugale sous un même toit pendant au moins six mois. Enfin, et pour la même raison, nous éliminons ceux dont la fin de l'unique ou dernière union est due à un veuvage plutôt qu'à une rupture d'union au sens où nous l'entendons.

C'est au bout de dix années de mise en couple que nous analysons la probabilité de rupture de l'unique ou dernière union de ces individus. Étant donné que l'enquête a été effectuée en 1999, cela requiert d'éliminer aussi les individus dont l'unique ou dernière mise en couple a été effectuée en 1989 ou postérieurement.

Au final, notre échantillon comprend 150 977 individus – soit, le même nombre d'unions puisque nous étudions une union de chacun d'entre eux –, représentatifs des 17 486 000 résidents métropolitains âgés en 1999 de dix-huit à soixante-cinq ans, qui ont déjà vécu en couple et dont la dernière ou unique union a débuté avant 1989 et ne s'est pas

[23] Si les concepteurs de l'enquête EHF n'ont pas fait porter les questions à propos des caractéristiques des conjoints sur le premier conjoint de chaque individu, c'est que les individus qui se sont remis en couple tendent à ne pas répondre aux questions portant sur leur ex-conjoint.

[24] Sur les éventuelles objections que pourrait susciter l'analyse de la « dernière ou unique union » plutôt que de la première union, cf. *infra*, p. 41.

terminée par un veuvage. Par commodité, nous appellerons cet échantillon « l'échantillon habituel » ; c'est celui sur lequel sont effectuées la plupart des analyses suivantes.

Parmi ces individus, on compte 47,2% d'hommes et 52,8% de femmes – 85,3% d'entre eux étant nés en métropole. 92,4% de ces individus n'ont connu qu'une seule mise en couple (ce sont eux dont nous analysons l'unique union), et 7,6% d'entre eux en ont connu au moins deux (ce sont eux dont nous analysons la dernière union). Ces individus sont entrés dans leur unique ou dernière union pour une moitié avant 1975, et pour l'autre moitié après 1975 ; ils ont débuté cette union en moyenne à 24,9 ans pour les hommes, et à 22,7 ans pour les femmes. Au bout de dix ans de mise en couple, 92,3% de ces unions ont été sanctionnées par un mariage, et 4,8% ont rompu.

2.1.2 Les variables introduites dans les analyses : la variable dépendante, et les variables indépendantes

L'analyse statistique distingue la variable dépendante (ou « à expliquer ») des variables indépendantes (ou « explicatives »). Les variables indépendantes sont les variables dont une théorie – ici, la théorie du choix rationnel – prévoit que les variations devraient affecter les variations de la variable dépendante.

Dans les analyses suivantes, la variable dépendante qui est utilisée reste toujours la même : c'est une variable (qualitative dichotomique) indiquant si, oui ou non, l'union considérée a rompu au bout de dix années de mise en couple. Les analyses portant sur l'échantillon habituel consisteront donc à déterminer ce qui a joué sur la probabilité de rupture de 17 486 000 uniques ou dernières unions débutées avant 1989 et non terminées par un veuvage, contractées par les résidents métropolitains âgés en 1999 de dix-huit à soixante-cinq ans qui avaient à cette date déjà vécu en couple.

Les variables indépendantes que nous introduisons dans les analyses suivantes – soit, les variables dont nous suspectons que les variations ont dû jouer sur les variations de la probabilité de rupture des unions susmentionnées –, et dont on trouvera en annexe le tri à plat sur l'échantillon habituel, sont les suivantes :

- **La période de mise en couple** (en 7 modalités) : pendant les années 1950 ; entre 1960 et 1964 ; entre 1965 et 1969 ; entre 1970 et 1974 ; entre 1975 et 1979 ; entre 1980 et 1984 ; entre 1985 et 1988.
- **L'âge de l'homme à la mise en couple** (en 7 modalités) : moins de 20 ans ; de 20 à 24 ans ; de 25 à 29 ans ; de 30 à 34 ans ; de 35 à 39 ans ; de 40 à 49 ans ; 50 ans ou plus.
- **L'âge de la femme à la mise en couple** (en 7 modalités) : moins de 20 ans ; de 20 à 24 ans ; de 25 à 29 ans ; de 30 à 34 ans ; de 35 à 39 ans ; de 40 à 49 ans ; 50 ans ou plus.
- **L'écart d'âge entre conjoints** (en 9 modalités) : écart nul ; écart d'1 ou 2 ans au profit de l'homme ; écart d'1 ou 2 ans au profit de la femme ; écart de 3 à 5 ans au profit de l'homme ; écart de 3 à 5 ans au profit de la femme ; écart de 6 à 9 ans au profit de l'homme ; écart de 6 à 9 ans au profit de la femme ; écart de 10 ans ou plus au profit de l'homme ; écart de 10 ans ou plus au profit de la femme.
- **La taille de l'unité urbaine de résidence** (en 5 modalités) : commune rurale ; unité urbaine de 2 000 à 9 999 habitants ; unité urbaine de 10 000 à 49 999 habitants ; unité urbaine de 50 000 à 199 999 habitants ; unité urbaine de 200 000 habitants ou plus.[25]

[25] La taille de l'unité urbaine de résidence étant la taille de l'unité urbaine de résidence de l'enquêté *à la date de 1999*, elle ne correspond pas nécessairement à la taille de l'unité urbaine de résidence de l'enquêté *alors qu'il vivait encore dans le couple considéré*, s'il a, depuis, rompu et déménagé. Toutefois, les déménagements sont

- **La région de résidence** (en 7 modalités) : Ile-de-France ; Nord (regroupant Nord-Pas-de-Calais et Picardie) ; Est (regroupant Alsace, Lorraine, Franche-Comté et Champagne-Ardenne) ; Ouest (regroupant Haute-Normandie, Basse-Normandie, Bretagne, Pays de la Loire et Poitou-Charentes) ; Centre (regroupant Centre, Auvergne, Limousin et Bourgogne) ; Sud-Ouest (regroupant Aquitaine, Midi-Pyrénées et Languedoc-Roussillon) ; Sud-Est (regroupant Rhône-Alpes, Provence-Alpes-Côte-d'Azur et Corse).[26]
- **L'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques »** (en 14 modalités)[27] : homme et femme originaires de métropole ; homme et femme originaires des DOM TOM ; homme et femme originaires du Maghreb ; homme et femme originaires d'autre Afrique ; autres appariements endogames ; homme originaire de métropole et femme des DOM TOM ; homme originaire de métropole et femme du Maghreb ; homme originaire de métropole et femme d'autre Afrique ; homme originaire des DOM TOM et femme de métropole ; homme originaire d'autre Europe et femme de métropole ; homme originaire du Maghreb et femme de métropole ; homme originaire du Maghreb et femme d'autre Europe ; homme originaire d'autre Afrique et femme de métropole ; autres appariements exogames.
- **L'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques »** (en **2** modalités) : couple endogame ; couple exogame.
- **La relation entre les origines des conjoints et leur région de résidence** (en 4 modalités) : le couple a des origines extra-métropolitaines[28] et réside en Ile-de-France ; le couple a des origines extra-métropolitaines et réside hors Ile-de-France (dans le Nord, l'Est, l'Ouest, le Centre, le Sud-Ouest ou le Sud-Est) ; le couple n'a aucune origine extra-métropolitaine et réside en Ile-de-France ; le couple n'a aucune origine extra-métropolitaine et réside hors Ile-de-France (dans le Nord, l'Est, l'Ouest, le Centre, le Sud-Ouest ou le Sud-Est).

---

suffisamment rares et réalisés entre des unités urbaines de tailles suffisamment proches pour que la taille de l'unité urbaine de résidence de l'enquêté en 1999 constitue une bonne approximation de la taille de l'unité urbaine de résidence du couple alors qu'il était encore uni, s'il a rompu.

[26] La région de résidence étant la région de résidence de l'enquêté *à la date de 1999*, elle ne correspond pas nécessairement à la région de résidence de l'enquêté *alors qu'il vivait encore dans le couple considéré*, s'il a, depuis, rompu et déménagé. Toutefois, les déménagements sont suffisamment rares et réalisés entre des lieux suffisamment proches pour que la région de résidence de l'enquêté en 1999 constitue une bonne approximation de la région de résidence du couple alors qu'il était encore uni, s'il a rompu. Par exemple, moins de 0,1% des individus de l'échantillon habituel avaient changé de région (administrative) de résidence entre les recensements de 1990 et 1999 (5,3% étant non réponse).

[27] Est ici considéré qu'un individu est « originaire » d'une aire géographique s'il y est né. Nous avons préféré l'expression « origines ethniques » à l'expression « origines nationales » notamment en raison du fait que nous isolons les individus nés dans les DOM-TOM des individus nés en métropole, bien que les membres de ces deux groupes soient de nationalité française. Les modalités sélectionnées l'ont été en fonction de deux critères successifs : tout d'abord, nous présentons toutes les modalités qui, dans le cadre du « test complet », et prises isolément, connaissent une probabilité de rupture significativement différente de celle de la modalité de référence, à savoir les couples dans lesquels les deux conjoints sont d'origine métropolitaine ; ensuite, nous présentons aussi certaines modalités qui, même si – prises isolément dans le cadre du « test complet » – elles ne connaissent pas de probabilité de rupture significativement différente de celle de la modalité de référence, présentent un intérêt particulier parce qu'elles correspondent à des couples qui ont les mêmes origines que certains couples déjà sélectionnés mais dont le sexe des porteurs de ces origines est interverti.

[28] Est ici considéré qu'un couple « a des origines extra-métropolitaines » si l'un au moins des conjoints est né hors métropole ou si l'un au moins des parents d'un des conjoints est né hors métropole.

- **L'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles** (en 9 modalités)[29] : appariement hypergame à un salaire (homme actif et femme sans activité ou étudiante) ; appariement hypergame à deux salaires (homme cadre et femme active non cadre; homme profession intermédiaire et femme employée ou ouvrière) ; appariement hypogame à un salaire (femme active et homme sans activité ou étudiant) ; appariement hypogame à deux salaires (femme cadre et homme actif non cadre ; femme profession intermédiaire et homme employé ou ouvrier) ; autres appariements hétérogames (homme agriculteur ou indépendant et femme profession intermédiaire ou employée ou ouvrière ; femme agricultrice ou indépendante et homme profession intermédiaire ou employé ou ouvrier) ; appariement homogame supérieur (homme cadre et femme cadre ; homme profession intermédiaire et femme profession intermédiaire) ; appariement homogame inférieur (homme employé ou ouvrier et femme employée ou ouvrière) ; appariement homogame de propriétaires de leur outil de production (homme agriculteur ou indépendant et femme agricultrice ou indépendante) ; appariement homogame de sans activité (homme sans activité ou étudiant et femme sans activité ou étudiante).
- **Les antécédents matrimoniaux des conjoints** (en 3 modalités) : aucun des deux conjoints n'avait déjà été marié avant d'entrer dans l'union considérée ; un des deux conjoints avait déjà été marié avant d'entrer dans l'union considérée ; les deux conjoints avaient déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée.
- **Les statut et calendrier matrimoniaux du couple** (en 6 modalités) : non marié (au bout de dix ans de mise en couple) ; marié avant de s'être mis en couple ; marié directement à la mise en couple ; marié 1 ou 2 ans après la mise en couple ; marié de 3 à 9 ans après la mise en couple ; marié à une date non spécifiée.
- **Le nombre d'enfants que le couple a eus au cours des dix premières années d'union** (en 5 modalités) : aucun ; 1 ; 2 ; 3 ; 4 ; 5 ou plus.
- **Le nombre d'enfants que le couple a adoptés au cours des dix premières années d'union** (en 2 modalités) : aucun ; 1 ou plus.
- **Le nombre de beaux-enfants[30] que le couple a hébergés au cours des dix premières années d'union** (en 3 modalités) : aucun ; 1 ; 2 ou plus.
- **Le nombre total d'enfants présents dans le ménage du couple au cours des dix premières années d'union** (en 6 modalités) : aucun ; 1 ; 2 ; 3 ; 4 ; 5 ou plus.
- **La composition d'origine des enfants présents dans le ménage du couple au cours des dix premières années d'union** (en 7 modalités) : exclusivement des enfants eus ; exclusivement des enfants adoptés ; exclusivement des beaux-enfants ; un ou des enfants eus et un ou des enfants adoptés ; un ou des enfants eus et un ou des beaux-enfants ; un ou des enfants adoptés et un ou des beaux-enfants ; un ou des enfants eus, un ou des enfants adoptés, et un ou des beaux-enfants.
- **L'occurrence de conception prénuptiale** (en 2 modalités) : oui ; non.
- **L'occurrence de naissance multiple**[31] (en 2 modalités) : oui ; non.

[29] Les professions et catégories socioprofessionnelles des conjoints sont celle de l'enquêté à la date de 1999, et celle de son conjoint à la date de 1999 si ces deux individus sont encore en couple en 1999 ou celle de son conjoint à la date de leur rupture si ces deux individus ne sont plus en couple en 1999 – toutes issues du recensement de 1999. Les modalités sélectionnées l'ont été en vue de tester le plus adéquatement possible les prédictions de la théorie du choix rationnel, comme nous le verrons.

[30] Les « beaux-enfants du couple » sont ici à comprendre comme les enfants que *l'un ou l'autre* des conjoints a eus ou adoptés au sein d'une union précédente et qui ont résidé dans le ménage du couple considéré.

- **La composition sexuée des enfants présents dans le ménage du couple au cours des dix premières années d'union** (en 3 modalités) : exclusivement masculine ; exclusivement féminine ; mixte.

2.1.3 Les méthodes d'analyse statistique : tris croisés et régressions logistiques

Nous testons successivement l'éventuelle relation statistique (ou corrélation) qu'entretient chacune des variables indépendantes susmentionnées avec la probabilité de rupture au bout de dix ans de mise en couple au moyen de deux méthodes d'analyse : le tri croisé, et la régression logistique.

Le tri croisé entre deux variables permet de connaître la distribution d'une population entre les diverses modalités de réponse des deux variables. Par exemple, le tri croisé entre l'âge de la femme au mariage (« précoce » ou « tardif ») et l'occurrence du divorce (« oui » ou « non ») permet de savoir combien de couples dont la femme s'est mariée à un âge « précoce » ont divorcé, combien de couples dont la femme s'est mariée à un âge « précoce » n'ont pas divorcé, combien de couples dont la femme s'est mariée à un âge « tardif » ont divorcé, et combien de couples dont la femme s'est mariée à un âge « tardif » n'ont pas divorcé. Il s'agit là de l'outil statistique le plus simple, par lequel nous introduirons chacun de nos tests portant sur une variable indépendante spécifique. Cet outil sert à vérifier (tout du moins dans un premier temps) s'il existe une relation statistique entre deux variables, c'est-à-dire si une modalité de l'une des variables se trouve associée plus fréquemment qu'en moyenne à une modalité de l'autre variable. Par exemple, le tri croisé entre l'âge de la femme au mariage et l'occurrence du divorce pourrait suggérer que les couples dans lesquels la femme s'est mariée à un âge « précoce » ont divorcé plus fréquemment qu'en moyenne, et plus fréquemment que les couples dans lesquels la femme s'est mariée à un âge « tardif ».

Le tri croisé, s'il est un outil statistique utile, comporte néanmoins une faiblesse majeure : s'il suggère, par exemple, que les couples dans lesquels la femme s'est mariée à un âge « précoce » divorcent disproportionnément, il ne permet pas de garantir (ou, plutôt, d'accroître la probabilité) que c'est *pour la raison précise que les femmes de ces couples se sont mariées à un âge « précoce »* que ces couples ont divorcé disproportionnément ; typiquement, il ne permet pas d'exclure l'éventualité que les ouvrières *à la fois* se marient précocement et divorcent fréquemment, et que ce soit là l'unique raison pour laquelle on observe une relation statistique entre l'âge de la femme au mariage et la fréquence du divorce.

C'est précisément pour pallier cette faiblesse – et savoir, dans cet exemple, si tout ou partie de la relation statistique entre âge de la femme au mariage et fréquence du divorce est due à la profession de la femme, ou encore à une autre variable – qu'il est nécessaire de recourir à un second outil, plus élaboré : la régression logistique. La régression logistique est un outil statistique – couramment utilisé dans la sociologie de la famille et la démographie anglo-saxonnes, allemandes, néerlandaises, etc. – qui permet de détecter l'existence (ou l'absence) de relations statistiques entre une variable indépendante et une variable dépendante, *toutes les autres variables indépendantes incluses dans le modèle étant tenues constantes* (ou, pour le dire plus vite, et de façon toujours quelque peu abusive, *toutes choses égales par ailleurs*). Ainsi, une régression logistique comprenant la probabilité de divorce en variable dépendante, et l'âge de la femme ainsi que l'activité professionnelle de la femme en variables indépendantes nous indiquerait l'existence ou l'absence de relation statistique robuste entre l'âge de la femme au mariage d'un côté et la probabilité de divorce de l'autre côté, à même profession de la femme. On saurait ainsi s'il subsiste un « effet propre » de l'âge

[31] Une naissance multiple est la naissance de jumeaux, de triplés, de quadruplés, etc.

de la femme au mariage sur la probabilité de divorce, une fois la profession de la femme contrôlée.

La régression logistique est un outil particulièrement précieux pour notre étude, car les prédictions de la théorie du choix rationnel sont toujours formulées *toutes choses égales par ailleurs*. Ainsi, la prédiction selon laquelle les unions devraient rompre d'autant plus fréquemment que les conjoints se sont mis en couple plus précocement devrait, selon la théorie du choix rationnel, subsister même si l'on parvient à maintenir constantes un grand nombre d'autres variables comme la profession de la femme, mais aussi l'occurrence du divorce chez les parents (qui pourrait à la fois précipiter la mise en couple des enfants et accroître leur propension à rompre), etc.

Graphiquement, une régression logistique se présente comme un tableau dans lequel à chaque modalité de chaque variable indépendante est associé un *odds ratio* (noté en chiffres) et un coefficient de significativité (noté par un système d'étoiles). Prenons l'exemple fictif de la régression logistique suivante, intitulée « Modèle I » et comprenant comme variable dépendante la probabilité de rupture au bout de dix ans de mise en couple, et comme variables indépendantes l'âge à la mise en couple (« précoce » ou tardif ») et la profession de la femme (« ouvrière » ou cadre »).

Exemple fictif de régression logistique.

		Modèle I
Age de la femme à la mise en couple	Tardif	*Référence*
	Précoce	2,500**
Profession de la femme	Ouvrière	*Référence*
	Cadre	0,500

Champ : premières unions débutées en France en 1995.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

La valeur « 2,500 » indique un *rapport de chances relatives*, aussi appelé *rapport de cotes* ou, en anglais, *odds ratio* ; il signifie ici que les unions de l'échantillon ont 2,5 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) au bout de dix ans de mise en couple quand la femme s'est mise en couple à un âge précoce plutôt qu'à un âge tardif (puisque l'âge « tardif » est ici pris comme modalité de référence). Comme nous l'avons vu, ce rapport de chances relatives est estimé à autre variables incluses dans le modèle étant tenues constantes ; ici, cela signifie que les unions de l'échantillon ont en moyenne 2,5 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) quand la femme s'est mise en couple à un âge précoce plutôt qu'à un âge tardif, à même profession de la femme. Il en va de même pour le coefficient de régression associé à la modalité « cadre » de la variable profession de la femme ; ici, il signifie que les couples de l'échantillon ont 2 (1/0,500=2) fois *moins* de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) si la femme est cadre plutôt qu'ouvrière, à même âge de la femme à la mise en couple.

Les coefficients de significativité permettent de savoir si les *odds ratios* associés aux modalités de réponse (autres que la modalité de référence) de chaque variable indépendante sont significatifs. En d'autres termes, ils permettent de connaître la probabilité qu'on se trompe en affirmant qu'il existe, dans la population d'où est extrait l'échantillon, un écart à l'indépendance entre la variable dépendante et une modalité d'une variable indépendante plutôt que sa modalité de référence. Par exemple, ci-dessus, les deux étoiles associées à l'*odds ratio* « 2,500 » signifient que l'on a moins d'une chance sur cent de se tromper en affirmant

que, parmi les premières unions débutées en France en 1995, il existe une plus grande chance relative de rompre au bout de dix ans de mise en couple lorsque la femme s'est mise en couple précocement plutôt que tardivement (à même profession de la femme) ; par convention, on dira que cet écart à l'indépendance est « fortement significatif ». Par contraste, aucune étoile n'étant associée au coefficient de régression « 0,500 », on s'abstiendra d'en conclure quoi que ce soit pour ce qui concerne les premières unions débutées en France en 1995. Le caractère significatif ou non d'un coefficient de régression dépend notamment de la taille de l'échantillon sur lequel sont menées les analyses ; un échantillon de grande taille – comme celui de l'enquête EHF – permet ainsi de réduire la probabilité qu'on se trompe en affirmant qu'il existe telle ou telle régularité dans la population mère – pour nous, dans la France contemporaine.

Notons enfin un point important. Le fait que notre analyse porte sur la rupture de « l'unique ou dernière » union,[32] plutôt que sur la rupture de la première union, pourrait conduire à émettre deux objections distinctes dont il nous faut ici évaluer la pertinence. Premièrement, cela conduit à sous-estimer la fréquence de la rupture d'union ; étant donné que, pour les individus ayant vécu plusieurs unions, nous éludons la destinée de leur(s) première(s) unions pour porter notre attention sur la destinée de la dernière d'entre elles – qui, elle, n'a pas nécessairement rompu au bout de dix ans –, la probabilité de rupture que nous estimerons sera inférieure à la probabilité de rupture constatée dans les premières unions, ou même dans toutes les unions confondues. Toutefois, l'objectif de notre premier test empirique n'étant aucunement d'estimer la fréquence (moyenne) de la rupture d'union dans la France contemporaine, ce biais ne pose strictement aucun problème.

Deuxièmement, étudier la destinée de « l'unique ou dernière » union, plutôt que celle de la première union, pourrait conduire à biaiser la structure des couples rompus parce que les mécanismes conduisant à la rupture pourraient différer selon le rang de l'union. Cela serait effectivement dommageable puisque l'objectif de notre premier test empirique consiste précisément à analyser la structure des couples rompus. Cette seconde objection, si elle est parfaitement valide – et doit être ouvertement admise – pour ce qui concerne l'analyse par le biais des tris croisés, n'est toutefois plus valide pour ce qui concerne l'analyse par le biais des régressions logistiques ; en effet, nous introduirons dans ces dernières la variable de « contrôle » indiquant les antécédents matrimoniaux des conjoints (par le biais du nombre de conjoints qui avaient déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée), si bien que les coefficients associés aux autres variables introduites indiqueront « l'effet propre » de ces variables *à mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints* ; par conséquent, le fait que notre échantillon comprenne à la fois des premières unions et des unions de rang supérieur ne biaisera pas nos estimations de la structure des couples rompus. Nous avons d'ailleurs effectué chacun des « tests complets » suivants non plus sur l'échantillon habituel mais sur un échantillon ne comprenant que les premières unions ; le résultat est qu'aucune des régularités observées n'est sensiblement modifiée, si bien que nous ne présentons pas ces résultats, tout en les tenant à la disposition des lecteurs intéressés. Ce point étant clarifié, nous pouvons débuter les analyses empiriques.

2.2 Résultats et discussion

Par souci d'homogénéisation des tests empiriques, les régressions logistiques suivantes ont toutes été effectuées, sauf mention contraire, sur le même échantillon : « l'échantillon habituel ». Cela implique que les « non réponses » à chacune des questions posées soient recodées en une modalité « non réponse », plutôt que d'être éliminées. En outre – et toujours

[32] « Unique ou dernière » union signifie, comme nous l'avons vu : unique union de ceux qui n'en ont connu qu'une, et dernière union de ceux qui en ont connu plus d'une.

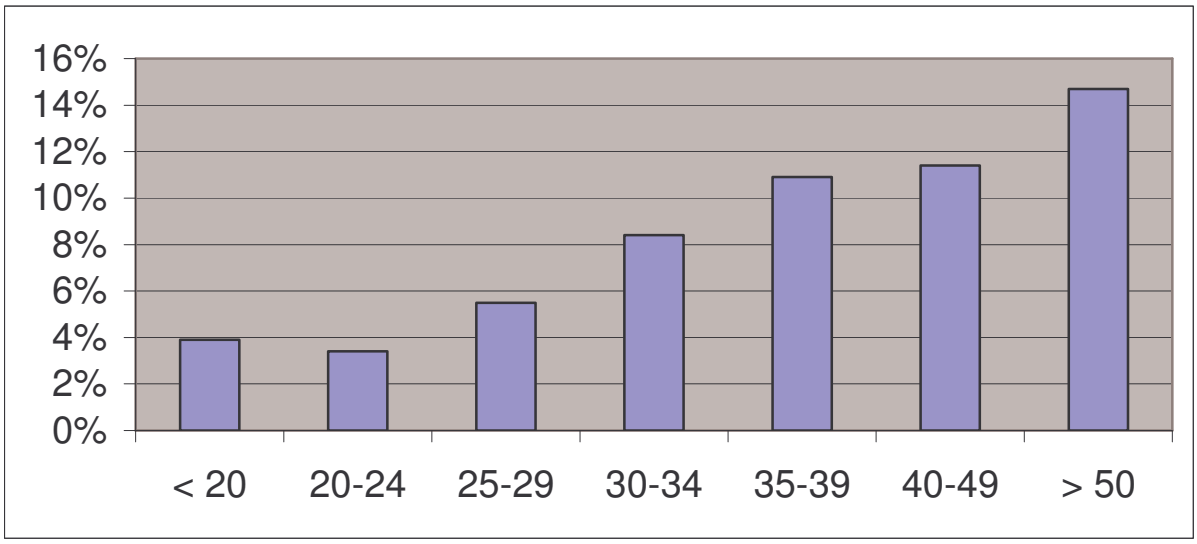
par souci d'homogénéisation des tests empiriques –, les régressions logistiques suivantes effectuées pour chacune de nos variables indépendantes d'intérêt comprennent toutes un « test complet », c'est-à-dire un même modèle statistique incluant les variables indépendantes suivantes : la période de mise en couple, l'âge de la femme à la mise en couple, l'écart d'âge entre conjoints, la taille de l'unité urbaine et la région de résidence, l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, les antécédents matrimoniaux des conjoints, les statut et calendrier matrimoniaux du couple, et le nombre d'enfants eus, le nombre d'enfants adoptés, et le nombre de beaux-enfants du couple.[33] Les *odds ratios* et les coefficients de significativité associés à chacune des modalités de ces variables indépendantes dans le cadre du « test complet » sont donc rigoureusement comparables entre eux. Chacun des « tests complets » suivants mené sur l'échantillon habituel a également été effectué sur un échantillon sans les non réponses à la question d'intérêt ; aucune des régularités observées n'étant sensiblement modifiée, nous ne présentons pas ces résultats.

2.2.1 Les âges des conjoints à la mise en couple et l'écart d'âge entre conjoints

Dans cette section, nous testons empiriquement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture des âges des conjoints à la mise en couple et de l'écart d'âge entre conjoints. Nous abordons tout d'abord l'effet de l'âge de la femme à la mise en couple, puis celui de l'âge de l'homme à la mise en couple, et enfin celui de l'écart d'âge entre conjoints.

Effectuons tout d'abord un tri croisé entre, d'un côté (en lignes), l'âge de la femme à la mise en couple et, d'un autre côté (en colonnes), l'occurrence ou non de la rupture d'union ; les pourcentages en lignes de la colonne « occurrence de la rupture d'union : oui » indiquent les taux de rupture d'union, exprimés dans l'histogramme suivant.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'âge de la femme à la mise en couple.



Champ : échantillon habituel (sans les non réponses).

[33] L'énumération des variables introduites dans le « test complet » fait directement apparaître l'incomplétude du modèle, puisqu'il n'inclut pas la législation portant sur le divorce, ni d'autres facteurs éventuellement pertinents dans l'analyse de la rupture d'union. Néanmoins, l'expression « test complet » se justifie par le fait que ce modèle inclut toutes les variables pertinentes pour l'analyse de la rupture d'union qui sont fournies par l'enquête EHF et qui peuvent être introduites dans un même modèle portant sur la totalité de « l'échantillon habituel ».

La tendance générale observée est claire : les couples tendent à rompre d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus tardivement. Cette tendance générale est formellement opposée à la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus précocement, notamment parce que les femmes qui se mettent en couple précocement devraient avoir passé moins de temps que les autres à prospecter leur conjoint, ce qui devrait disproportionnément leur avoir procuré un appariement sous-optimal et devrait les conduire à rompre disproportionnément, mais aussi parce que les femmes qui se mettent en couple tardivement devraient hésiter à rompre en vue d'entrer dans une union alternative étant donné que cela exigerait d'elles de nouveaux investissements qui ne pourraient être rentabilisés que sur une brève période.

Pour nous assurer que, si les couples rompent d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus tardivement, c'est bien *parce qu*'elle s'est mise en couple plus tardivement – et non parce que certaines variables omises conduisent les femmes à la fois à se mettre en couple plus tardivement et à rompre plus fréquemment –, des analyses statistiques plus élaborées que le simple tri croisé sont nécessaires. C'est là le rôle des régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'âge de la femme à la mise en couple.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
< 20 ans	*Référence*	*Référence*	*Référence*
20 à 24 ans	0,846***	0,834***	0,804***
25 à 29 ans	1,430***	0,940	0,870**
30 à 34 ans	2,243***	0,833**	0,742***
35 à 39 ans	2,996***	0,677***	0,591***
40 à 49 ans	3,146***	0,519***	0,429***
≥ 50 ans	4,234***	0,651*	0,521**
(Non réponse)	7,085***	1,581***	0,592**

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir l'âge de la femme à la mise en couple ; comme nous l'avons déjà observé dans le tri croisé, si l'on ne tient aucune autre variable constante, les couples de l'échantillon habituel ont rompu d'autant plus fréquemment que la femme s'était mise en couple plus tardivement, sauf pour les femmes qui se sont mises en couple de 20 à 24 ans plutôt qu'à moins de 20 ans.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons plusieurs variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – contrairement aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de

l'échantillon habituel rompent d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus tardivement, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples qui se formaient dans les années quatre-vingt (plutôt que dans les années cinquante) *à la fois* se mettaient en couple plus tardivement et rompaient plus fréquemment ? N'est-ce pas, en outre, parce que les couples qui se forment dans les communes rurales ou dans certaines régions *à la fois* se mettent en couple plus précocement et rompent moins fréquemment ? N'est-ce pas, encore, parce que les couples dont la femme est agricultrice ou sans activité, ou dont c'est la première expérience de couple pour les deux conjoints, ou qui ont plus d'enfants, *à la fois* se mettent en couple plus précocement et rompent moins fréquemment ? C'est pour « démêler l'écheveau des influences », et estimer l'effet propre de l'âge de la femme à la mise en couple sur la probabilité de rupture de l'union, qu'il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : la période de mise en couple, la taille de l'unité urbaine et la région de résidence, l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, les antécédents matrimoniaux des conjoints, et le nombre d'enfants eus. Ce deuxième modèle plus complet indique que, à même période de mise en couple, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, et même nombre d'enfants eus, les couples qui rompent le plus fréquemment (mises à part les non réponses) sont bel et bien – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – ceux dont la femme s'est mise en couple à moins de 20 ans ; en outre, la tendance générale est que les couples rompent d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus précocement, même si cette tendance n'est pas parfaitement régulière puisque ceux dont la femme s'est mise en couple à 50 ans ou plus rompent un peu plus fréquemment que ceux dont la femme s'est mise en couple de 40 à 49 ans. De fait, comme nous l'enseigne une régression logistique menée « pas à pas » (non présentée), ce renversement de tendance s'explique principalement par les effets sur l'âge à la mise en couple et la probabilité de rupture de la période de mise en couple et du nombre d'enfants eus.

Dans le troisième modèle – le « test complet » –, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle susceptibles de biaiser l'estimation de ce deuxième modèle vers une surestimation de la tendance à rompre d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus précocement. Notamment, si les couples rompent d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus précocement, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples qui connaissent les plus grands écarts d'âges entre conjoints *à la fois* voient la femme se mettre en couple plus précocement et rompent plus fréquemment?[34] Dans ce troisième modèle, nous tenons donc constantes non seulement les variables incluses dans le deuxième modèle mais aussi l'écart d'âge entre conjoints, ainsi que l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », les statut et calendrier matrimoniaux du couple, le nombre d'enfants adoptés et le nombre de beaux-enfants. Ce troisième modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, produit des résultats extrêmement proches du deuxième ; il indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), il subsiste un effet propre fortement ou très fortement significatif de chaque âge de la femme à la mise en couple (par rapport à une mise en couple effectuée à moins de

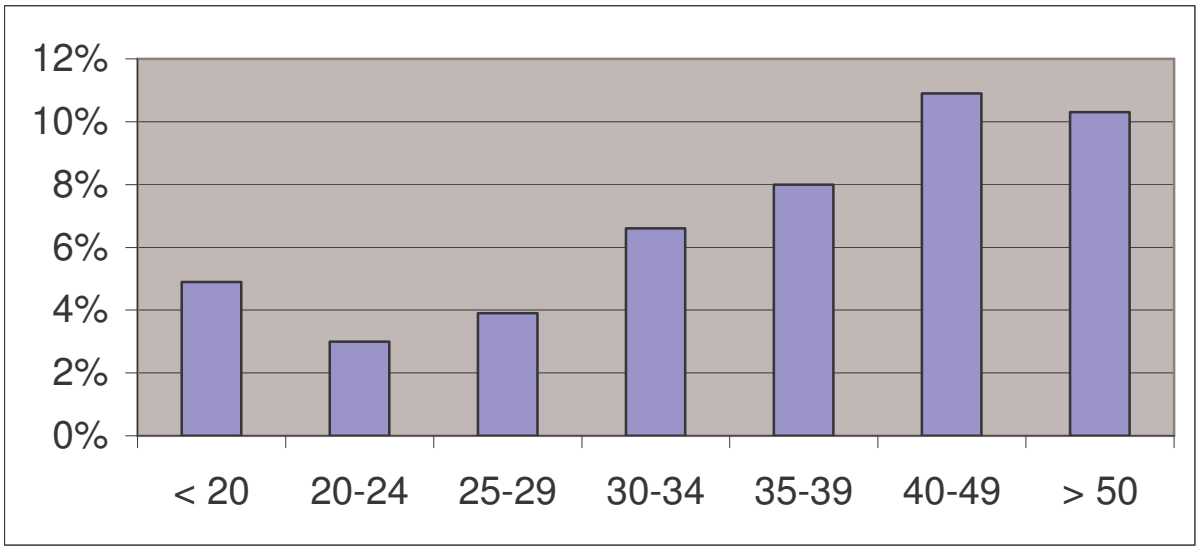
[34] La régularité selon laquelle les couples connaissent un écart d'âge entre conjoints d'autant plus élevé que la femme s'est mise en couple plus précocement est bel et bien observée dans la France contemporaine ; sur ce point, cf. Bozon 1990. Pour une explication de cette régularité par la théorie du choix rationnel, cf. Bergstrom, Bagnoli 1993.

20 ans) sur la probabilité de rupture, et que, tendanciellement, les couples rompent d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus précocement, sauf pour ce qui concerne de légères irrégularités (puisque les couples dont la femme s'est mise en couple de 25 à 29 ans rompent un peu plus fréquemment que ceux dont la femme s'est mise en couple de 20 à 24 ans, et que ceux dont la femme s'est mise en couple à 50 ans ou plus rompent un peu plus fréquemment que les couples dont la femme s'est mise en couple de 40 à 49 ans, même si ces écarts entre *odds ratios* ne sont peut-être pas significatifs). Par exemple, et « toutes choses égales par ailleurs », les couples dont la femme s'est mise en couple entre 20 et 24 ans ont environ 1,2 (1/0,804≈1,2) fois moins de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples dont la femme s'est mise en couple à moins de 20 ans, et cet écart s'avère très fortement significatif.

Si, d'après le tri croisé, les couples rompent d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus tardivement, c'est donc – comme l'indiquent les régressions logistiques – exclusivement en raison de variables omises qui amènent à la fois les femmes à se mettre en couple plus tardivement et à rompre plus fréquemment ; si l'on considère *l'effet propre* de l'âge de la femme à la mise en couple sur la probabilité de rupture, il devient clair que les couples rompent, globalement, d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus précocement. Bref, **ce test empirique constitue une *validation globale* de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment que la femme s'est mise en couple plus précocement.**

Abordons maintenant l'effet de l'âge de l'homme à la mise en couple sur la probabilité de rupture. Pour cela, effectuons tout d'abord – comme ci-dessus – un tri croisé entre, d'un côté (en lignes), l'âge de l'homme à la mise en couple et, d'un autre côté (en colonnes), l'occurrence ou non de la rupture d'union ; les pourcentages en lignes de la colonne « occurrence de la rupture d'union : oui » indiquent les taux de rupture d'union, exprimés dans l'histogramme suivant.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'âge de l'homme à la mise en couple.



Champ : échantillon habituel (sans les non réponses).

Là encore, la tendance générale observée est relativement claire : à quelques exceptions près, les couples tendent à rompre d'autant plus fréquemment que l'homme s'est mis en couple plus tardivement. Cette tendance générale est – encore une fois – formellement

opposée à la prédiction de la théorie du choix rationnel, pour les raisons susmentionnées. Pour nous assurer que, si les couples rompent d'autant plus fréquemment que l'homme s'est mis en couple plus tardivement, c'est bien *parce qu*'il s'est mis en couple plus tardivement – et non parce que certaines variables omises conduisent les hommes à la fois à se mettre en couple plus tardivement et à rompre plus fréquemment –, nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'âge de l'homme à la mise en couple.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
< 20 ans	*Référence*	*Référence*	*Référence*
20 à 24 ans	0,592***	0,766***	0,739***
25 à 29 ans	0,784***	0,822**	0,757***
30 à 34 ans	1,371***	0,820*	0,741***
35 à 39 ans	1,671***	0,637***	0,566***
40 à 49 ans	2,363***	0,591***	0,523***
≥ 50 ans	2,213***	0,409***	0,340***
(Non réponse)	6,987***	1,087	1,012

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir l'âge de l'homme à la mise en couple ; comme nous l'avons déjà observé dans le tri croisé, si l'on ne tient aucune autre variable constante, les couples de l'échantillon habituel ont rompu d'autant plus fréquemment que l'homme s'était mis en couple plus tardivement, sauf pour les hommes qui se sont mis en couple de 20 à 29 ans plutôt qu'à moins de 20 ans, ou à 50 ans ou plus plutôt que de 40 à 49 ans.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons plusieurs variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – contrairement aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel rompent d'autant plus fréquemment que l'homme s'est mis en couple plus tardivement, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples qui se formaient dans les années quatre-vingt (plutôt que dans les années cinquante) *à la fois* se mettaient en couple plus tardivement et rompaient plus fréquemment ? N'est-ce pas, aussi, parce que les couples qui connaissent les plus grands écarts d'âges entre conjoints *à la fois* voient l'homme se mettre en couple plus tardivement et rompent plus fréquemment ?[35] N'est-ce pas, en outre, parce que les couples qui se forment dans les communes rurales ou dans certaines régions *à la fois* se mettent en couple plus précocement et rompent moins fréquemment ? N'est-ce pas, encore, parce que les couples dont l'homme est agriculteur, ou dont c'est la première

[35] La régularité selon laquelle les couples connaissent un écart d'âge entre conjoints d'autant plus élevé que l'homme s'est mis en couple plus tardivement est bel et bien observée dans la France contemporaine ; sur ce point, cf. Bozon 1990.

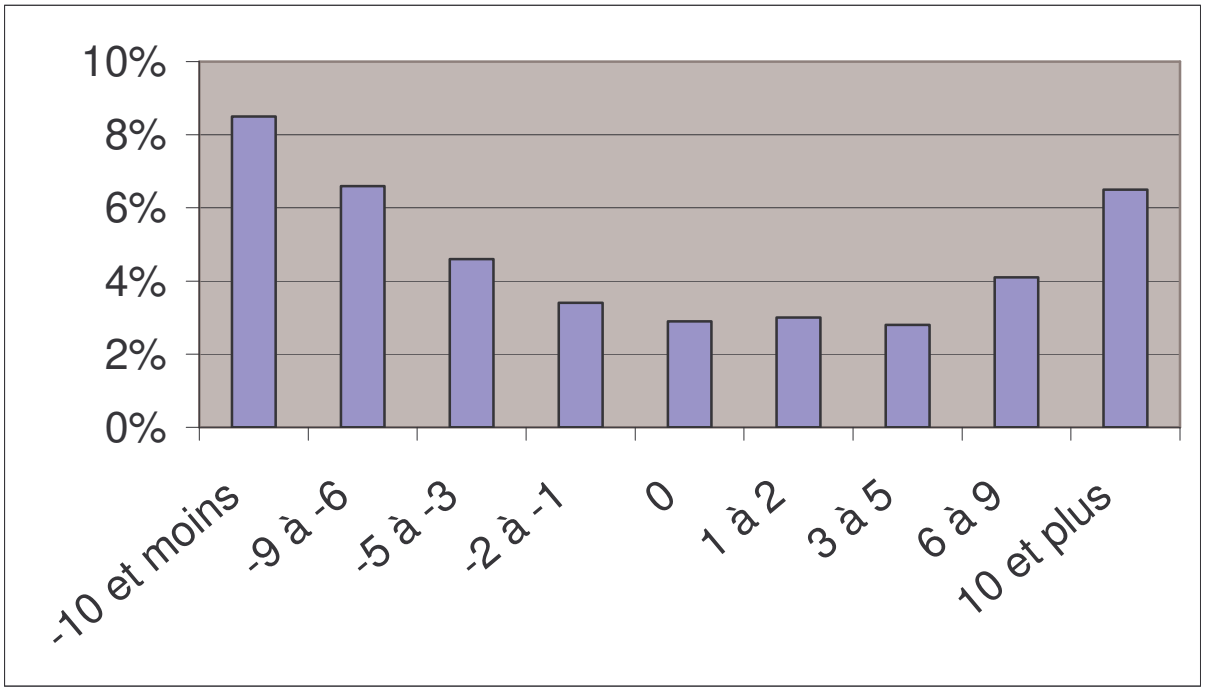
expérience de couple pour les deux conjoints, ou qui ont plus d'enfants, *à la fois* se mettent en couple plus précocement et rompent moins fréquemment ? C'est pour « démêler l'écheveau des influences », et estimer l'effet propre de l'âge de l'homme à la mise en couple sur la probabilité de rupture de l'union, qu'il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : la période de mise en couple, l'écart d'âge entre conjoints, la taille de l'unité urbaine et la région de résidence, l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, les antécédents matrimoniaux des conjoints, et le nombre d'enfants eus. Ce deuxième modèle plus complet indique que, ces variables étant tenues constantes, les couples qui rompent le plus fréquemment sont bel et bien – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – ceux dont l'homme s'est mis en couple à moins de 20 ans ; ensuite, la tendance générale est que les couples rompent d'autant plus fréquemment que l'homme s'est mis en couple plus précocement, même si cette tendance n'est pas parfaitement régulière puisque ceux dont l'homme s'est mis en couple de 25 à 34 ans rompent un peu plus fréquemment que ceux dont l'homme s'est mis en couple de 20 à 24 ans. De fait, comme nous l'enseigne une régression logistique menée « pas à pas », ce renversement de tendance s'explique en bonne partie par les effets sur l'âge à la mise en couple et la probabilité de rupture du nombre d'enfants eus, ainsi que de la période de mise en couple et de l'écart d'âge entre conjoints.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'aboutir au « test complet » de l'effet de l'âge de l'homme à la mise en couple sur la probabilité de rupture. Nous tenons donc constantes non seulement les variables incluses dans le deuxième modèle mais aussi l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », les statut et calendrier matrimoniaux du couple, et le nombre d'enfants adoptés et le nombre de beaux-enfants. Ce troisième modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), il subsiste un effet propre très fortement significatif (sauf pour les non réponses) de chaque âge de l'homme à la mise en couple (par rapport à une mise en couple effectuée à moins de 20 ans) sur la probabilité de rupture, et que les couples rompent d'autant plus fréquemment que l'homme s'est mis en couple plus précocement, avec un palier de niveau de rupture pour les couples dont l'homme s'est mis en couple entre 20 et 34 ans. Par exemple, et « toutes choses égales par ailleurs », les couples dont l'homme s'est mis en couple entre 20 et 24 ans ont environ 1,3 (1/0,739≈1,3) fois moins de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples dont l'homme s'est mis en couple à moins de 20 ans, et cet écart s'avère très fortement significatif.

Si, d'après le tri croisé, les couples rompent d'autant plus fréquemment que l'homme s'est mis en couple plus tardivement, c'est donc – comme l'indiquent les régressions logistiques – exclusivement en raison de variables omises qui amènent à la fois les hommes à se mettre en couple plus tardivement et à rompre plus fréquemment ; si l'on considère *l'effet propre* de l'âge de l'homme à la mise en couple sur la probabilité de rupture, il devient clair que les couples rompent d'autant plus fréquemment que l'homme s'est mis en couple plus précocement (avec un palier pour ce qui concerne les couples dont l'homme s'est mis en couple de 20 à 34 ans). Bref, **ce test empirique constitue une *validation globale* de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment que l'homme s'est mis en couple plus précocement.**

Abordons maintenant l'effet de l'écart d'âge entre conjoints sur la probabilité de rupture. Pour cela, effectuons tout d'abord – comme ci-dessus – un tri croisé entre l'écart d'âge entre conjoints et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'écart d'âge entre conjoints.



Champ : échantillon habituel (sans les non réponses).
Lecture : Écart d'âge entre conjoints = âge de l'homme – âge de la femme (à une date quelconque). Les écarts d'âge négatifs sont donc au profit de la femme, et les écarts d'âge positifs au profit de l'homme.

Les tendances générales observées sont claires : les couples tendent à rompre d'autant plus fréquemment que les conjoints ont des âges plus inégaux, et ce particulièrement si c'est la femme, plutôt que l'homme, qui est le conjoint le plus âgé ; la seule exception à cette régularité est celle selon laquelle les couples dans lesquels l'homme est plus âgé de 3 à 5 ans rompent légèrement moins fréquemment que les couples dont l'homme est plus âgé de 1 à 2 ans. Cette tendance générale est conforme à la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment que les conjoints sont d'âges plus inégaux, parce que cette différence d'âge devrait réduire la satisfaction qu'ils retirent d'activités communes telles les discussions, les activités de loisirs ou encore l'éducation des enfants. Cette tendance générale est aussi compatible avec la prédiction selon laquelle les couples pourraient rompre plus fréquemment si, à même distance entre les âges des conjoints, c'est la femme, plutôt que l'homme, qui est le conjoint le plus âgé, parce que de tels conjoints connaissent des calendriers de fertilité relativement décalés entre eux, ce qui pourrait créer des frictions quant à la décision de faire ou non des enfants à telle ou telle date. Pour nous assurer que les couples rompent véritablement d'autant plus fréquemment que les âges des conjoints sont plus inégaux – au moins à partir d'un certain seuil –, et ce « toutes choses égales par ailleurs », dans la France contemporaine, nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'écart d'âge entre conjoints.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
Écart d'âge nul	*Référence*	*Référence*	*Référence*
Écart d'âge d'1 à 2 ans en faveur de l'homme	1,036	1,073	1,059
Écart d'âge d'1 à 2 ans en faveur de la femme	1,204**	1,055	1,064
Écart d'âge de 3 à 5 ans en faveur de l'homme	0,991	1,016	0,961
Écart d'âge de 3 à 5 ans en faveur de la femme	1,651***	1,092	1,109
Écart d'âge de 6 à 9 ans en faveur de l'homme	1,462***	1,356***	1,217**
Écart d'âge de 6 à 9 ans en faveur de la femme	2,379***	1,118	1,234*
Écart d'âge de 10 ans ou plus en faveur de l'homme	2,375***	1,687***	1,266**
Écart d'âge de 10 ans ou plus en faveur de la femme	3,145***	1,053	1,121
(Non réponse)	11,228***	8,634***	5,041***

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir l'écart d'âge entre conjoints ; comme nous l'avons déjà observé dans le tri croisé, si l'on ne tient aucune autre variable constante, les couples de l'échantillon habituel ont rompu d'autant plus fréquemment que l'écart d'âge entre conjoints était plus élevé, et particulièrement lorsque c'est la femme, plutôt que l'homme, qui est le conjoint le plus âgé ; seuls les couples dont l'écart d'âge est de 1 à 5 ans en faveur de l'homme ne connaissent pas une probabilité de rupture significativement supérieure à celle que connaissent les couples dont l'écart d'âge est nul.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons plusieurs variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel rompent d'autant plus fréquemment que la distance entre les âges des conjoints est élevée, et particulièrement lorsque c'est la femme, plutôt que l'homme, qui est le conjoint le plus âgé, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples dont la femme s'est mise en couple plus précocement *à la fois* connaissent un écart d'âge plus élevé et une probabilité de rupture accrue ? N'est-ce pas, aussi, parce que les couples qui se forment dans les grandes agglomérations ou en Ile-de-France, ou qui sont exogames selon leurs « origines ethniques », ou dont un des conjoints a déjà vécu en couple, *à la fois* connaissent en moyenne un écart d'âge plus élevé et une probabilité de rupture accrue ? Pour le savoir, il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : l'âge de la femme à la mise en

couple, la taille de l'unité urbaine et la région de résidence, l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », et les antécédents matrimoniaux des conjoints. Ce deuxième modèle plus complet indique que, ces variables étant tenues constantes, les seuls couples (hormis les non réponses) dont la probabilité de rupture soit significativement différente de la probabilité de rupture de ceux n'ayant pas d'écart d'âge entre conjoints sont les couples dans lesquels l'homme a au moins 6 ans de plus que sa conjointe ; c'est donc bien qu'une partie de « l'effet » de l'écart d'âge sur la probabilité de rupture estimé par le tri croisé était due à des variables omises.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'aboutir au « test complet » de l'effet de l'écart d'âge entre conjoints sur la probabilité de rupture. Ce troisième modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), il subsiste un effet propre – respectivement – fortement significatif et significatif d'écarts d'âge entre conjoints de 6 ans ou plus en faveur de l'homme et de 6 à 9 ans en faveur de la femme (par rapport à un écart d'âge entre conjoints nul) – aucun autre écart d'âge n'accroissant la probabilité de rupture de façon significative. L'effet positif de la distance entre les âges des conjoints sur la probabilité de rupture ne semble toutefois pas sensiblement plus puissant si l'écart d'âge est en faveur de la femme plutôt que de l'homme, puisque « toutes choses égales par ailleurs » les couples dont l'homme a 6 à 9 ans de plus que sa conjointe ont environ 1,22 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples sans écart d'âge (cet écart s'avérant fortement significatif) et que les couples dont la femme a 6 à 9 ans de plus que son conjoint ont environ 1,23 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples sans écart d'âge (cet écart s'avérant significatif). Le caractère très puissant et très fortement significatif du coefficient associé aux non réponses semble difficile à expliquer, même si l'on peut supposer qu'une bonne part des enquêtés qui n'ont pas souhaité renseigner l'année de naissance de leur conjoint sont des membres d'un couple au fort écart d'âge entre conjoints, ce qui pourrait à son tour s'expliquer par le fait que l'écart d'âge est une question « sensible » étant donné les frictions auxquelles il donne disproportionnément lieu.

Il est donc clair que les couples rompent plus fréquemment si l'écart d'âge entre les conjoints est d'au moins 6 ans en faveur de l'homme ou de 6 à 9 ans en faveur de la femme, plutôt que d'être nul. Bref, **ce test empirique constitue une *validation globale* de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples devraient rompre plus fréquemment si les conjoints connaissent un grand écart d'âge.**

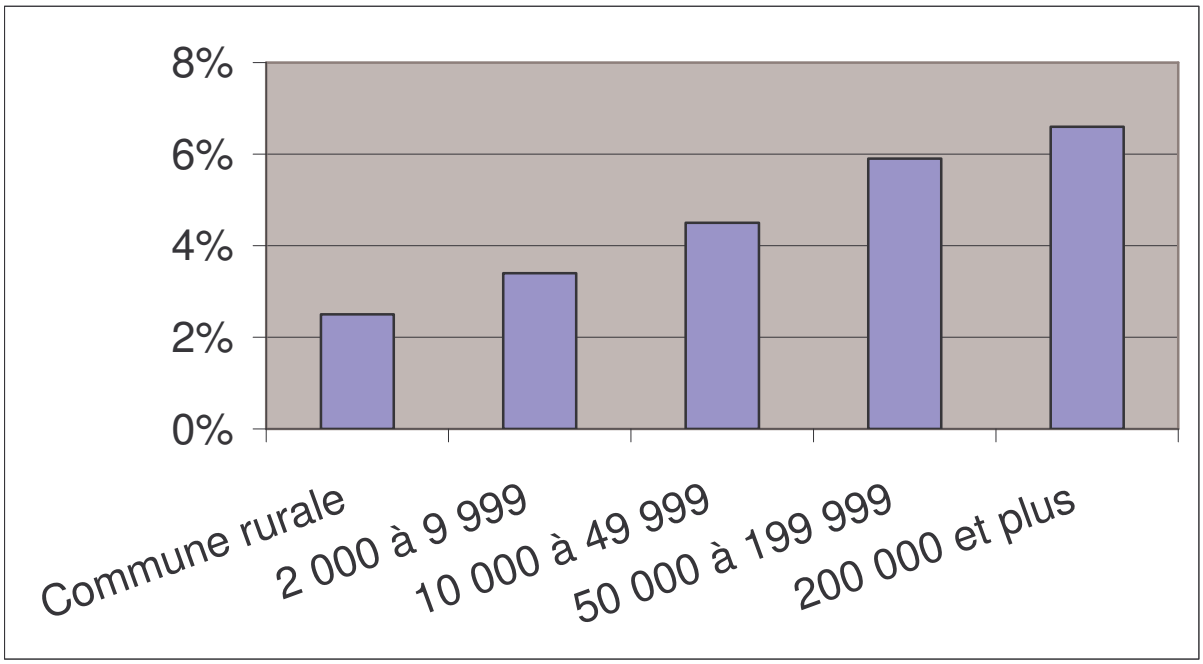
2.2.2 La taille de l'unité urbaine et la région de résidence

Dans cette section, nous testons empiriquement la prédiction de la théorie du choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture de la taille de l'unité urbaine de résidence du couple. Nous abordons ensuite brièvement l'éventuel effet de la région de résidence sur la probabilité de rupture, tout en sachant que l'introduction de cette variable dans nos « tests complets » a moins pour objectif de tester une quelconque prédiction de la théorie du choix rationnel que d'améliorer l'estimation de l'effet de la taille de l'unité urbaine de résidence sur la probabilité de rupture. Dans chacun des tests suivants, nous supposons que la taille de l'unité urbaine et la région de résidence de l'enquêté en 1999 constituent des approximations suffisamment satisfaisantes de la taille de l'unité urbaine et de la région de

résidence de son unique ou dernière union pour que les résultats des analyses ne soient pas systématiquement biaisés (cf. notes de bas de page n°25 et n°26).

Effectuons tout d'abord un tri croisé entre la taille de l'unité urbaine de résidence et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la taille de l'unité urbaine de résidence.



Champ : échantillon habituel.

La tendance générale observée est parfaitement claire : les couples tendent à rompre d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille. Cette tendance générale est aussi conforme à la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille, parce que la taille et la densité accrues de la population environnante devraient faciliter les rencontres avec des conjoints alternatifs potentiels aussi bien pendant l'union qu'après la rupture, ce qui devrait accroître l'utilité espérée d'unions alternatives. Pour nous assurer que, dans la France contemporaine, les couples rompent véritablement d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille, et ce « toutes choses égales par ailleurs » (et notamment à même région de résidence) nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la taille de l'unité urbaine de résidence.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
Commune rurale	*Référence*	*Référence*	*Référence*
2 000 à 9 999 habitants	1,393***	1,402***	1,408***
10 000 à 49 999 habitants	1,890***	1,828***	1,844***
50 000 à 199 999 habitants	2,473***	2,212***	2,175***
≥ 200 000 habitants	2,815***	2,407***	2,286***

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir la taille de l'unité urbaine de résidence ; comme nous l'avons déjà observé dans le tri croisé, si l'on ne tient aucune autre variable constante, les couples de l'échantillon habituel ont rompu d'autant plus fréquemment que le couple résidait dans une unité urbaine de plus grande taille.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons plusieurs variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel rompent d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples qui résident dans certaines régions (comme l'Ile-de-France), ou qui sont exogames selon leurs « origines ethniques », *à la fois* résident en moyenne dans de plus grandes agglomérations et rompent plus fréquemment ? N'est-ce pas, aussi, parce que les couples dont les deux conjoints sont agriculteurs *à la fois* résident en moyenne dans de plus petites unités urbaines et rompent moins fréquemment ? N'est-ce pas, en outre, parce que les couples qui ne sont pas mariés ou dont au moins un conjoint a déjà vécu en couple *à la fois* résident en moyenne dans de plus grandes agglomérations et rompent plus fréquemment ? Pour le savoir, il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : la région de résidence, l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, les antécédents matrimoniaux des conjoints, et les statut et calendrier matrimoniaux du couple. Ce deuxième modèle plus complet indique que, même lorsque ces variables sont tenues constantes, les couples rompent toujours d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'aboutir au « test complet » de l'effet de la taille de l'unité urbaine de résidence du couple sur la probabilité de rupture. Ce troisième modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres

d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), il subsiste un effet propre très fortement significatif de chaque taille d'unité urbaine de résidence (par rapport à une commune rurale) sur la probabilité de rupture, et que les couples rompent d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille. Par exemple, et « toutes choses égales par ailleurs », les couples qui résident dans une unité urbaine de plus de 200 000 habitants ont environ 2,3 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples qui résident dans une commune rurale, et cet écart s'avère très fortement significatif.

Il est donc clair que les couples rompent d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille. Si l'on admet l'approximation susmentionnée, **ce test empirique constitue donc une *validation* de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples devraient rompre d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille.**

Si nous avons introduit la région de résidence dans nos régressions logistiques, ce n'était pas en vue de tester une prédiction de la théorie du choix rationnel portant sur l'effet de la région de résidence sur la probabilité de rupture, mais bien plutôt en vue d'estimer l'effet propre de la taille de l'unité urbaine *à même région de résidence*. Nous présentons malgré tout, et pour information, les résultats du « test complet » de l'effet de la région de résidence sur la probabilité de rupture.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la région de résidence.

	« Test complet »
Ile-de-France	*Référence*
Nord	1,081
Est	1,016
Ouest	1,125*
Centre	0,931
Sud-Ouest	1,150**
Sud-Est	1,031

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ce modèle indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), les seuls couples qui connaissent une probabilité de rupture significativement différente de celle que connaissent les franciliens sont les couples qui résident dans l'Ouest et le Sud-Ouest – couples qui connaissent une probabilité de rupture *supérieure* à celle des franciliens. Cela ne laissera pas d'étonner ceux qui auraient cru que l'adhésion disproportionnée de « l'Ouest » français à des « normes » ou « valeurs » catholiques aurait réduit leur propension à la rupture – et notamment au divorce –, mais le constat semble assuré, si l'on admet que la région de résidence d'ego en 1999 constitue une approximation suffisamment satisfaisante de la région de résidence de son

unique ou dernière union. Cette observation pourrait éventuellement s'expliquer par des variations de *sex ratio* entre régions à la date de la mise en couple ou par des variations d'évolution de *sex ratio* entre régions à la suite de la mise en couple, mais nous ne disposons pas des données qui nous permettraient de tester la validité de ces explications. Quoi qu'il en soit, l'objectif de cette section était de s'assurer que les couples rompent d'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille – et ce, à même région de résidence –, et sur ce point la prédiction de la théorie du choix rationnel est validée.

2.2.3 L'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques »

Dans cette section, nous testons empiriquement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture de l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », approximées par les lieux de naissance de l'homme et de la femme du couple. Par « origines ethniques », on peut *a priori* aussi bien entendre, à la manière des anthropologues, les *origines culturelles* des conjoints (soit, diverses pratiques et croyances spécifiques à un groupe d'individus circonscrit par son contexte de socialisation), que leurs *identités raciales* (soit, des identités prescrites et/ou revendiquées quant à l'appartenance à un groupe défini selon des critères phénotypiques), à la manière des sociologues anglo-saxons des relations interraciales. Dans cette section, nous dirons d'un appariement qu'il est « endogame » si les conjoints détiennent des « origines ethniques » identiques, et nous dirons qu'il est « exogame » si les conjoints détiennent des « origines ethniques » différentes.

Effectuons tout d'abord un tri croisé entre d'un côté (en lignes), chacun des appariements des conjoints selon leurs « origines ethniques » et, d'un autre côté (en colonnes), l'occurrence ou non de la rupture d'union ; les pourcentages en lignes de la colonne « occurrence de la rupture d'union : oui » indiquent les taux de rupture d'union, exprimés dans le tableau synthétique suivant.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs lieux de naissance.

Lieu de naissance de l'homme du couple \ Lieu de naissance de la femme du couple	Métropole	DOM TOM	Europe latine	Autre Europe	Maghreb	Autre Afrique	Turquie	Asie	Amérique Océanie	Total
Métropole	3,3%	5%	3%	5,1%	5,4%	4,2%	6,3%*	6,5%	3,5%*	3,8%
DOM TOM	12,1%	7,8%	0%*	0%*	8,7%*	11,8%*		0%*	0%*	9,9%
Europe latine	3,8%	0%*	1,9%	3,7%*	7,4%*	14,3%*		0%*	5,6%*	3%
Autre Europe	7,2%	37,5%*	0%*	3,1%	10,1%*	4,2%*		14,3%*	0%*	5,9%
Maghreb	5,3%	15,8%*	2,6%*	8,4%*	4,5%	0%*		0%*	0%*	5,4%
Autre Afrique	10,9%	16,1%*	0%*	8,8%*	3,3%*	7,8%		5,6%*	57,1%*	9,2%
Turquie	6,1%*	0%*	0%*	0%*	50,0%*	0%*	2,4%	0%*	0%*	2,7%
Asie	6,1%	50%*	0%*	3,3%*	5%*	0%*	0%*	2,1%	37,5%*	4,4%
Amérique Océanie	12,4%*	40%*	0%*	0%*	12,5%*	20%*		20%*	4,1%*	12,7%
Total	4,2%	9,8%	2,6%	5,3%	5,9%	7,4%	2,4%	4,2%	8,1%	

Champ : échantillon habituel (sans les non réponses).
Note : les appariements barrés ne comptent aucune observation, et les appariements notés « * » comptent moins de 250 observations.

Après examen, plusieurs tendances se dégagent. Tout d'abord, il semble que les plus forts taux de rupture sont observés chez des couples exogames, plutôt que chez les couples endogames (qui figurent dans la diagonale d'en haut à gauche jusqu'en bas à droite) ; mais les plus faibles taux de rupture se trouvant aussi parmi des couples exogames, la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle les couples exogames devraient rompre plus fréquemment que les couples endogames n'est pas validée par le tableau de façon limpide. Ensuite, parmi les couples endogames, ceux qui rompent le moins fréquemment sont ceux qui sont originaires d'Europe latine, d'Asie et de Turquie, tandis que ceux qui rompent le plus fréquemment sont ceux qui sont originaires des DOM TOM et d'Afrique noire.[36] Enfin, parmi les couples exogames, ceux qui rompent le plus fréquemment sont ceux formés d'une femme originaire d'Amérique ou d'Océanie et d'un homme originaire d'Afrique noire ou d'Asie, ceux qui sont formés d'une femme originaire des DOM TOM et d'un homme originaire d'Asie, d'Amérique ou d'Océanie, ainsi que les couples formés d'un homme originaire de Turquie et d'une femme originaire du Maghreb. Par ailleurs on peut noter que, parmi les couples exogames dont un conjoint est originaire de métropole, ceux qui rompent le plus fréquemment sont ceux dont c'est la femme, plutôt que l'homme, qui est originaire de métropole.

[36] Les individus originaires des pays « d'autre Afrique » sont – vraisemblablement – très principalement originaires d'Afrique noire tant les immigrations égyptienne et libyenne en France sont d'ampleurs réduites.

Pour nous assurer que, « toutes choses égales par ailleurs », dans la France contemporaine, les couples exogames rompent véritablement plus fréquemment que les couples endogames, et pour découvrir s'il existe des différences de probabilité de rupture parmi les couples endogames et/ou parmi les couples exogames – et si oui, lesquelles –, nous procédons en deux temps. Dans un premier temps, nous effectuons des régressions logistiques en utilisant comme variable d'intérêt une variable simple, indiquant si oui ou non les couples exogames rompent plus fréquemment que les couples endogames. Dans un second temps, nous effectuons des régressions logistiques en utilisant une variable d'intérêt détaillée, indiquant quel type de couple endogame, et quel type de couple exogame, rompt plus fréquemment que les couples (endogames) dont les conjoints sont tous deux originaires de métropole.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs lieux de naissance : modèles simples.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
Endogamie	*Référence*	*Référence*	*Référence*
Exogamie	1,700***	1,381***	1,365***
(Non réponse)	5,187***	5,580***	1,249***

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles simples de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir la variable simple indiquant le caractère endogamique ou exogamique de l'union ; ce modèle clarifie l'observation précédemment faite à partir du tri croisé, puisqu'il indique que les couples exogames rompent *de façon très fortement significative* plus fréquemment que les couples endogames.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons plusieurs variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel rompent plus fréquemment s'ils sont exogames plutôt qu'endogames, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples qui se sont formés dans les années quatre-vingt (plutôt que dans les années cinquante), ou qui résidaient dans les grandes agglomérations ou en Ile-de-France, *à la fois* étaient plus fréquemment exogames et ont rompu plus fréquemment ? Pour le savoir, il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : la période de mise en couple, et la taille de l'unité urbaine et la région de résidence. La comparaison entre les premier et deuxième modèles indique que « l'effet » associé à l'exogamie du couple est moins puissant lorsque ces variables sont tenues constantes, vraisemblablement pour les raisons susmentionnées. Toutefois, c'est *une partie seulement* de l'effet associé à l'exogamie qui était due à ces effets de sélection, puisque l'*odds ratio* associé à l'exogamie (par rapport à la situation d'endogamie) reste très fortement significatif.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'accroître la confiance que nous pouvons placer dans la robustesse de l'effet associé à

l'exogamie sur la probabilité de rupture.[37] Ce troisième modèle indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), il subsiste un effet propre de l'exogamie sur la probabilité de rupture, et que, « toutes choses égales par ailleurs », les couples exogames connaissent environ 1,4 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples endogames, cet écart s'avérant très fortement significatif. Le caractère très fortement significatif du coefficient associé aux non réponses semble difficile à expliquer, même si l'on peut supposer qu'une bonne part de ceux qui n'ont pas souhaité renseigner le lieu de naissance de leur conjoint sont des membres d'un couple exogame, ce qui pourrait à son tour s'expliquer par le fait que l'exogamie est une question « sensible » étant donné les frictions auxquelles elle donne disproportionnément lieu.

Il est donc clair que les couples rompent plus fréquemment s'ils sont exogames plutôt qu'endogames selon leurs « origines ethniques ». Bref, **ce test empirique constitue une *validation* de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples exogames devraient rompre plus fréquemment que les couples endogames.** Mais existe-t-il des différences de fréquence de rupture au sein même des couples endogames, ou encore au sein même des couples exogames ? C'est pour le savoir que nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

[37] Soulignons que ce modèle n'est pas celui qui correspond au « test complet » de l'exogamie, puisque la variable d'exogamie que nous avons introduite dans les « tests complets » précédents (et suivants) de ce mémoire est la variable d'exogamie *détaillée*. Le « test complet » de l'exogamie est donc celui qui sera réalisé dans la dernière des régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs lieux de naissance : modèles détaillés.

		Modèle I	Modèle II	Modèle III
COUPLES ENDOGAMES	H & F originaires de métropole	*Référence*	*Référence*	*Référence*
	H & F originaires des DOM-TOM	2,513***	1,677**	2,036**
	H & F originaires du Maghreb	1,412***	1,328***	1,527***
	H & F originaires d'autre Afrique	2,548***	1,419*	1,530*
	Autres appariements endogames	0,675***	0,634***	0,731**
COUPLES EXOGAMES	H de métropole & F des DOM-TOM	1,616	1,201	1,401
	H de métropole & F du Maghreb	1,702***	1,471***	1,618***
	H de métropole & F d'autre Afrique	1,333	0,888	0,831
	H des DOM-TOM & F de métropole	4,055***	2,741***	2,721***
	H d'autre Europe & F de métropole	2,284***	1,951***	1,763***
	H du Maghreb & F de métropole	1,675***	1,339***	1,369***
	H du Maghreb & F d'autre Europe	2,619**	2,194*	2,161*
	H d'autre Afrique & F de métropole	3,612***	2,485***	2,889***
	Autres appariements exogames	1,449***	1,170**	1,125
(Non réponse)		5,252***	5,592***	1,274***

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles détaillés de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Comme ci-dessus, le premier modèle n'inclut que la variable d'intérêt – ici, la variable *détaillée* indiquant le type d'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques » –, le deuxième modèle incluant aussi la période de mise en couple et la taille de l'unité urbaine et la région de résidence, et le troisième modèle constituant le « test complet » de l'effet de l'appariement des conjoints selon leurs lieux de naissance sur la probabilité de rupture. Par commodité, nous ne commentons ici les résultats que de ce troisième et dernier modèle, sachant qu'aucun des appariements regroupés dans les modalités « autres appariements endogames » et « autres appariements exogames » ne connaissait, considéré isolément dans un modèle encore plus détaillé (et estimé en incluant toutes les autres variables du « test complet »), des probabilités de rupture *significativement* différentes de celle de la

modalité de référence. Que nous enseigne, donc, ce « test complet » de l'effet de l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques » sur la probabilité de rupture, effectué à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants ?

Tout d'abord, parmi les unions endogames, les couples formés de deux conjoints originaires des DOM-TOM, ou de deux conjoints originaires du Maghreb, ou de deux conjoints originaires d'Afrique noire rompent *plus* fréquemment que les couples formés de deux conjoints originaires de métropole (et ce, de façon au moins significative). Par exemple, et « toutes choses égales par ailleurs », les couples formés de deux conjoints originaires des DOM-TOM ont environ 2 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples formés de deux conjoints originaires de métropole, et cet écart s'avère fortement significatif. Par contraste, les couples formés selon « d'autres appariements endogames » (formés de deux conjoints originaires d'Europe latine, ou de deux conjoints originaires d'autre Europe, ou de deux conjoints originaires de Turquie, ou de deux conjoints originaires d'Asie, ou de deux conjoints originaires d'Amérique ou d'Océanie), pris ensemble, rompent en moyenne *moins* fréquemment que les couples formés de deux conjoints originaires de métropole (et ce, de façon fortement significative). Dans le cadre de ce mémoire, nous ne sommes pas en mesure de fournir d'explication puissante à ces diverses régularités. Notons simplement que la thèse selon laquelle ces différentiels de probabilité de rupture entre unions endogames pourraient s'expliquer par le respect de prescriptions religieuses diverses – prohibition du divorce dans le catholicisme, acceptation du divorce (au moins à l'initiative de l'homme) dans l'islam – est loin d'être évidente : s'il est exact que les couples d'origine maghrébine (disproportionnément musulmans) rompent significativement plus fréquemment que les couples d'origine métropolitaine (disproportionnément catholiques), ce n'est pas le cas des couples d'origine turque (qui sont eux aussi disproportionnément musulmans) ; et les couples originaires d'Europe latine (qui sont disproportionnément pratiquants) ne rompent pas, à eux seuls, significativement moins fréquemment que les couples d'origine métropolitaine (qui sont disproportionnément non pratiquants).

Ensuite, les couples qui rompent le plus fréquemment parmi les unions exogames – qui sont aussi les couples qui rompent le plus fréquemment de tous – sont les couples formés d'une femme originaire de métropole et d'un homme originaire d'Afrique noire ou des DOM-TOM. « Toutes choses égales par ailleurs », les couples formés d'une femme originaire de métropole et d'un homme originaire d'Afrique noire ou des DOM-TOM ont, respectivement, environ 2,9 et 2,7 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples formés de deux conjoints originaires de métropole, et ces écarts s'avèrent très fortement significatifs. Par contraste, les couples formés d'un homme originaire de métropole et d'une femme originaire d'Afrique noire ou des DOM-TOM (soit, les couples de mêmes origines mais dont les sexes des porteurs de chacune de ces origines sont intervertis) ne rompent pas significativement plus fréquemment que les couples formés de deux conjoints originaires de métropole. Le rapprochement de ces deux observations peut être reformulé comme suit : le fort accroissement de la probabilité de rupture dû au fait d'être un couple « mixte » « blanc/noir »[38] plutôt qu'un couple non « mixte » issu de métropole (ou, dans une

[38] Soulignons que les identités raciales « blanc » et « noir » sont ici à comprendre comme des identités *assignées par les membres de l'outgroup* (assignée aux individus originaires d'Afrique noire ou des DOM-TOM par les individus d'origine métropolitaine, et assignée aux individus d'origine métropolitaine par les individus originaires d'Afrique noire ou des DOM-TOM), et non pas nécessairement comme des identités ressenties ni, encore moins, revendiquées par les individus à qui elles sont assignées. On sait ainsi que les individus originaires

moindre mesure, qu'un couple non « mixte » issu d'Afrique noire ou issu des DOM-TOM) est conditionné par le fait que ce soit la femme, et non l'homme, qui soit originaire de métropole (et, corrélativement, par le fait que ce soit l'homme, et non la femme, qui soit originaire d'Afrique noire ou des DOM-TOM).

En outre, et toujours parmi les unions exogames, les couples formés d'un homme originaire du Maghreb et d'une femme originaire d'Europe non latine, ou d'un homme originaire d'Europe non latine et d'une femme originaire de métropole, ou d'un homme originaire de métropole et d'une femme du Maghreb, ou encore d'un homme originaire du Maghreb et d'une femme de métropole rompent eux aussi *plus* fréquemment que les couples formés de deux conjoints originaires de métropole (et ce, de façon au moins significative) – les couples formés selon d'autres appariements exogames rompant en moyenne de façon qui n'est pas significativement plus fréquente que les couples formés de deux conjoints originaires de métropole. Précisons ici deux points. On constate que les couples formés d'un homme originaire de métropole et d'une femme originaire du Maghreb rompent plus fréquemment que ceux formés d'un homme originaire du Maghreb et d'une femme originaire de métropole ; cela n'est pas conforme aux observations effectuées lors des années quatre-vingt sur un échantillon (de taille très réduite) de couples résidant dans le Sud-Est (Streiff-Fenart 1989), mais pourrait vraisemblablement s'expliquer par la plus grande hostilité – rapportée dans le même ouvrage – que semblent éprouver les familles d'origine maghrébine à l'union de leurs filles qu'à l'union de leurs fils avec un individu d'origine métropolitaine (Streiff-Fenart 1989). On constate par ailleurs que les hommes d'origine maghrébine rompent plus fréquemment s'ils sont en couple avec une femme d'origine maghrébine plutôt que d'origine métropolitaine, et plus fréquemment encore s'ils sont en couple avec une femme originaire d'Europe non latine.

Ce test empirique précis de l'effet de l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques » sur la probabilité de rupture pose au final plus de questions qu'il n'en résout. Hormis les régularités portant sur les couples comprenant au moins un conjoint originaire du Maghreb – qui pourraient être biaisées du fait que, parmi les individus originaires du Maghreb, on compterait une part non négligeable de « pieds noirs » qui ne sont pas perçus par les métropolitains comme étant d'une « origine ethnique » distincte de la leur –, les régularités observées ne semblent pas devoir être raisonnablement mises en doute, et ce d'autant moins qu'elles s'avèrent remarquablement stables d'un modèle statistique à l'autre. Alors, *pourquoi* observe-t-on de telles régularités ? Pour progresser sensiblement sur ce point, il nous faudrait réaliser un grand nombre de tests circonstanciés – chose que nous ne pouvons pas faire dans le cadre de ce mémoire. Il n'en demeure pas moins que le test empirique effectué en vue de vérifier la prédiction de la théorie du choix rationnel à propos de l'effet de l'exogamie sur la probabilité de rupture était concluant.

2.2.4 L'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles

Dans cette section, nous testons empiriquement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture de l'appariement des conjoints selon leurs positions sociales, approximées par leurs professions et catégories socioprofessionnelles.

Effectuons tout d'abord un tri croisé entre, d'un côté (en lignes), chacun des appariements des conjoints selon leurs professions et catégories socioprofessionnelles et, d'un autre côté (en colonnes), l'occurrence ou non de la rupture d'union ; les pourcentages en

---

des DOM-TOM ne s'identifient absolument pas à une supposée « communauté noire », mais cherchent bien plutôt, la plupart du temps, à s'en distinguer soigneusement – éventuellement en réactivant des thèses racistes à l'encontre des « Noirs ».

lignes de la colonne « occurrence de la rupture d'union : oui » indiquent les taux de rupture d'union, exprimés dans le tableau synthétique suivant.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs professions et catégories socioprofessionnelles.

Profession et catégorie socioprofessionnelle de l'homme du couple	Profession et catégorie socioprofessionnelle de la femme du couple								
		Agricultrice	Indépendante	Cadre ou pro. int. supérieure	Profession intermédiaire	Employée	Ouvrière	Sans activité professionnelle	Total
	Agriculteur	0,3%	1,2%*	4%*	1,4%	1,9%	1,5%	1,3%	1,6%
	Indépendant	0,6%*	1,3%	5,5%	4,7%	3,9%	2,7%	2,6%	3,8%
	Cadre ou pro. int. supérieure	1%*	1,6%	4,4%	3,3%	3,1%	2,3%	2,6%	3,5%
	Profession intermédiaire	0%*	3,6%	5,9%	3,7%	2,9%	2,4%	3,9%	3,7%
	Employé	1,1%*	3,6%	5%	4,9%	3,6%	3,9%	6,7%	4,6%
	Ouvrier	1,8%	4%	6,3%	4,9%	3,7%	3,2%	5%	4,5%
	Sans activité professionnelle	20%*	25%*	42,9%*	30,6%*	16,3%*	9,4%*	14,5%*	20,5%
	Total	1%	3,3%	6,6%	5%	4,3%	3,7%	4,5%	

Champ : échantillon habituel (sans les non réponses).
Note : les appariements notés « * » comptent moins de 250 observations.

Après examen, plusieurs tendances se dégagent. Tout d'abord, et quelle que soit la profession ou catégorie socioprofessionnelle du conjoint, les couples qui rompent le plus fréquemment sont ceux dans lesquels la femme est cadre ou profession intellectuelle supérieure et – de loin – ceux dans lesquels l'homme est sans activité professionnelle (c'est-à-dire « au foyer », ou élève ou étudiant, ou invalide, ou chômeur n'ayant jamais travaillé) ; ceux qui rompent le moins fréquemment sont ceux dans lesquels l'homme est agriculteur ou la femme agricultrice. Ensuite, certains appariements sont particulièrement exposés à la rupture, même si l'on exclut de l'analyse les couples dans lesquels l'homme est sans activité ; il en est ainsi des couples dans lesquels l'homme est employé et la femme sans activité professionnelle, ainsi que ceux dans lesquels la femme est cadre ou profession intellectuelle supérieure et l'homme ouvrier ou profession intermédiaire ou encore indépendant. Parallèlement, certains appariements sont particulièrement stables, comme les couples dans lesquels la femme est agricultrice et l'homme profession intermédiaire, agriculteur ou indépendant.

Si ce tri croisé est informatif, il n'est pas suffisamment approprié aux prédictions de la théorie du choix rationnel pour pouvoir en constituer un test empirique véritablement convaincant. Pour procéder à un tel test empirique – proche de celui dont nous avons mentionné les résultats, et qui portait sur la Suède des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix (Liu, Vikat 2004) –, nous devons recoder l'appariement des conjoints selon leurs professions

et catégories socioprofessionnelles en vue d'obtenir une variable qui permette de distinguer de façon satisfaisante *le niveau de revenu agrégé du couple* de *la part de ce revenu qui est produite par la femme* ; car, comme nous l'avons vu, ce sont bien ces deux variables qui devraient jouer sur la probabilité de rupture. D'un côté, les couples devraient rompre d'autant *moins* fréquemment que leur revenu agrégé est de niveau plus élevé, parce que l'accroissement de leur revenu agrégé accroît le niveau de leurs consommations communes (sorties, voyages, dons réciproques, etc.) et parce que, ensuite, il permet aux conjoints de moins avoir à choisir entre l'allocation de ce revenu préférée par l'un et l'allocation préférée par l'autre. De l'autre côté, les couples devraient rompre d'autant *plus* fréquemment que la part de leur revenu agrégé qui est issue du travail de la femme est plus élevée, parce que lorsque la femme produit une part accrue de ce revenu son conjoint lui est non seulement d'une utilité financière plus réduite mais aussi d'une utilité domestique à peine accrue.

Pour comprendre le recodage que nous effectuons, nous devons préalablement clarifier la terminologie utilisée. Un couple peut réunir ou bien deux individus de mêmes positions dans la hiérarchie socioprofessionnelle – on dira alors que ce couple est « homogame » –, ou bien deux individus de positions inégales – on dira alors qu'il est « hétérogame ». Parmi les couples homogames, on peut distinguer les couples « homogames supérieurs » – dont les deux conjoints ont des positions relativement élevées (homme cadre et femme cadre ; homme profession intermédiaire et femme profession intermédiaire) – des couples « homogames inférieurs » – dont les conjoints ont des positions relativement basses (homme employé ou ouvrier et femme employée ou ouvrière) – et, aussi, des couples « homogames inactifs » (homme sans activité et femme sans activité). Et parmi les couples hétérogames, on peut distinguer les couples « hypergames » – dans lesquels c'est l'homme qui détient une position supérieure à celle de sa conjointe – des couples « hypogames » – dans lesquels c'est la femme qui détient une position supérieure à celle de son conjoint ; alors, parmi les couples hypergames, on peut distinguer ceux qui détiennent un seul salaire (homme actif et femme sans activité) de ceux qui détiennent deux salaires (homme cadre et femme active non cadre; homme profession intermédiaire et femme employée ou ouvrière) ; et de même, parmi les couples hypogames, on peut distinguer ceux qui détiennent un seul salaire (femme active et homme sans activité) de ceux qui détiennent deux salaires (femme cadre et homme actif non cadre ; femme profession intermédiaire et homme employé ou ouvrier). Ce quadrillage rigoureux de l'espace social n'est toutefois pas pertinent pour deux types de couples, si bien que nous les isolons des groupes auxquels ils auraient, sinon, été imputés. Tout d'abord, parmi les couples hétérogames, certains ne sont ni clairement hypergames ni clairement hypogames, donc nous les isolons dans une catégorie intitulée « autres appariements hétérogames » : ce sont les couples formés d'un homme agriculteur ou indépendant et d'une femme profession intermédiaire ou employée ou ouvrière, et les couples formés d'une femme agricultrice ou indépendante et d'un homme profession intermédiaire ou employé ou ouvrier. Ensuite, parmi les couples homogames, certains sont à isoler parce que, comme nous l'avons vu, le fait qu'ils possèdent leur outil de production et que donc, le plus souvent, les conjoints y travaillent ensemble devrait désinciter au moins l'un d'entre eux à rompre : ce sont les couples formés d'un homme agriculteur ou indépendant et d'une femme agricultrice ou indépendante. Ce quadrillage de l'espace social permet de tester empiriquement les prédictions de la théorie de choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture de l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles de la façon la plus satisfaisante possible, étant donné les informations fournies par l'enquête EHF ; il permet en effet d'approximer le niveau de revenu agrégé du couple – selon qu'un couple hétérogame détient *un* ou *deux* salaires, et selon qu'un couple homogame est *supérieur* ou *inférieur* ou *inactif* – et d'approximer aussi la part de ce revenu qui est produite par la femme du couple – selon qu'un couple est *homogame*, et qu'un couple hétérogame est *hypergame* ou *hypogame*.

Pour clarifier le propos, nous pouvons résumer ces prédictions et leur justification théorique dans un tableau synthétique. Notons le revenu agrégé du couple : « très faible » si le couple n'a aucun salaire, « moyen » si le couple a un salaire ou s'il a deux salaires qui sont de niveaux réduits, « fort » s'il a deux salaires qui ne sont pas tous deux de niveaux réduits, et « très fort » s'il a deux salaires de niveaux élevés. Et notons la part de ce revenu qui provient de la femme « très faible » si la femme n'a pas de salaire tandis que son conjoint en a un, « faible » si la femme a un salaire inférieur à celui de son conjoint, « moyenne » si elle a un salaire d'un niveau équivalent à celui de son conjoint ou si aucun des conjoints n'a de salaire, « forte » si la femme a un salaire supérieur à celui de son conjoint, et « très forte » si la femme a un salaire tandis que son conjoint n'en a pas. La prévision quant à la probabilité de rupture dérive par nécessité des prémisses quant au niveau de revenu agrégé du couple (plus il est fort, moins on devrait rompre) et quant à la part de ce revenu qui provient de la femme (plus elle est forte, plus on devrait rompre) ; on obtient alors (ci-dessous) un tableau qui présente une logique interne non manipulable, comme on pourra aisément le vérifier.[39] Bien entendu, la théorie du choix rationnel ne prévoit qu'un *ordre* de probabilité de rupture – quel type de couple devrait rompre plus fréquemment que tel autre, qui devrait lui-même rompre plus fréquemment que tel autre, etc. –, et non des *niveaux* de probabilité de rupture, si bien que les signes « + » sont à comprendre comme décrivant, selon leur nombre, un ordre de probabilité de rupture : les couples « + » devraient rompre moins fréquemment que les couples « + + », qui devraient rompre moins fréquemment que les couples « + + + », qui devraient rompre moins fréquemment que les couples « + + + + ».

[39] Par exemple, si l'on considère les couples dont le niveau de revenu agrégé est « moyen », les couples se voient affecter d'autant plus de « + » que la part de ce revenu qui provient de l'activité de la femme est forte : ceux dont cette part est « très faible » n'ont que deux « + », ceux dont elle est « moyenne » ont trois « + », et ceux dont elle est « très forte » ont quatre « + ». De même si l'on considère les couples dont le niveau de revenu agrégé est « fort » : les couples dont la part de ce revenu qui provient de l'activité de la femme est « faible » n'ont qu'un « + », ceux dont elle est « moyenne » ont deux « + », et ceux dont elle est « forte » ont trois « + ». Parallèlement, si l'on considère les couples dont la part du revenu qui provient de l'activité de la femme est « moyenne », les couples se voient affecter d'autant moins de « + » que le niveau de leur revenu agrégé est plus élevé : ceux dont le revenu est « très fort » n'ont qu'un « + », ceux dont il est « fort » ont deux « + », ceux dont il est « moyen » ont trois « + », et ceux dont il est « très faible » ont quatre « + ». Le même raisonnement fonctionne avec les autres appariements.

Tableau synthétique des prédictions de la théorie du choix rationnel et de leurs justifications à propos de l'effet sur la probabilité de rupture des couples de l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles.

		Niveau de revenu agrégé du couple	Part de ce revenu qui provient de la femme	Prédiction sur la probabilité de rupture
HÉTÉROGAMES	Appariement hypergame à un salaire	Moyen	Très faible	+ +
	Appariement hypergame à deux salaires	Fort	Faible	+
	Appariement hypogame à un salaire	Moyen	Très forte	+ + + +
	Appariement hypogame à deux salaires	Fort	Forte	+ + +
	Autres appariements hétérogames	Fort	Moyenne	+ +
HOMOGAMES	Appariement homogame supérieur	Très fort	Moyenne	+
	Appariement homogame inférieur	Moyen	Moyenne	+ + +
	Appariement homogame de propriétaires	[La prédiction dépend d'autres critères]		+
	Appariement homogame d'inactifs	Très faible	Moyenne	+ + + +

Maintenant que nous avons clarifié à la fois les distinctions pertinentes et les prédictions formulées par la théorie du choix rationnel, nous pouvons tester leur validité de façon satisfaisante, dans les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles.

		Modèle I	Modèle II
HÉTÉROGAMES	Appariement hypergame à un salaire	*Référence*	*Référence*
	Appariement hypergame à deux salaires	0,654***	0,486***
	Appariement hypogame à un salaire	5,289***	2,165***
	Appariement hypogame à deux salaires	1,181*	0,722***
	Autres appariements hétérogames	0,758***	0,640***
HOMOGAMES	Appariement homogame supérieur	0,881	0,571***
	Appariement homogame inférieur	0,805***	0,609***
	Appariement homogame de propriétaires	0,182***	0,229***
	Appariement homogame d'inactifs	3,680***	1,575
(Non réponse)		4,948***	1,273**

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent deux modèles emboîtés, le second représentant par rapport au premier une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Par commodité – soit, pour ne pas avoir à reproduire ce modèle en changeant de modalité de référence huit fois –, nous ne cherchons pas à savoir si chacun des coefficients estimés dans ces modèles est *significativement* différent de chacun des autres ; nous nous contentons de vérifier si chaque coefficient est supérieur ou inférieur à chaque autre, conformément à ce que prédit la théorie du choix rationnel.

Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles. Que nous enseigne ce modèle ? Parmi les couples hétérogames, les couples hypogames à un salaire rompent plus fréquemment que les couples hypergames à un salaire, vraisemblablement parce que, détenant un même niveau de revenu agrégé (« moyen »), ce sont ceux dont la femme produit une part supérieure de ce revenu (« très forte » et non « très faible ») qui rompent le plus ; de plus, les couples hypogames à deux salaires rompent plus fréquemment que les couples hypergames à deux salaires, vraisemblablement parce que, détenant un même niveau de revenu agrégé (« fort »), ce sont ceux dont la femme produit une part supérieure de ce revenu (« forte » et non « faible) qui rompent le plus ; en outre, parmi les couples hypergames comme parmi les couples hypogames, ceux qui ont deux salaires rompent moins fréquemment que ceux qui n'en ont qu'un, vraisemblablement parce que, à même conjoint pourvoyeur principal de ressources, ils détiennent un revenu agrégé de niveau supérieur ; enfin, même les couples hypogames à deux salaires rompent plus fréquemment que les couples hypergames à un salaire, vraisemblablement parce que la part de leur revenu agrégé qui provient de la femme

est largement supérieure (et même si le niveau de leur revenu agrégé est inférieur). Parallèlement, notons aussi que les « autres appariements hétérogames » rompent plus fréquemment que les couples hypergames à deux salaires, vraisemblablement parce que, à même niveau de revenu agrégé du couple (« fort »), ce sont ceux dont la femme produit une part supérieure de ce revenu (« moyenne » et non « faible ») qui rompent le plus ; en outre, les « autres appariements hétérogames » rompent moins fréquemment que les couples hypogames à deux salaires, vraisemblablement parce que, à même niveau de revenu agrégé du couple (« fort »), ce sont ceux dont la femme produit une part inférieure de ce revenu (« moyenne » et non « forte ») qui rompent le moins. Au final, le premier modèle de régression logistique constitue une validation rigoureusement exacte des prédictions de la théorie du choix rationnel quant à l'ordre des probabilités de rupture entre couples hétérogames. Qu'en est-il pour ce qui concerne les couples homogames ?

Les couples homogames de propriétaires de leur outil de production sont ceux qui rompent le moins fréquemment parmi les couples homogames (et parmi tous les couples), vraisemblablement pour des raisons extérieures à la relation entre niveau de revenu et part du revenu qui est d'origine féminine – parce que l'investissement commun des deux conjoints dans l'entreprise familiale désincite au moins l'un des deux conjoints à « perdre son travail en perdant son conjoint ». De plus, les couples homogames d'inactifs rompent plus fréquemment que les couples homogames supérieurs ou inférieurs, vraisemblablement parce que, à même part de leur revenu agrégé qui provient de la femme (« moyenne »), ils disposent d'un revenu de niveau inférieur (« très faible », et non « moyen » ou « très fort »). Toutefois, les couples homogames supérieurs rompent plus fréquemment que les couples homogames inférieurs, alors que la prédiction de la théorie du choix rationnel était inverse puisque, à même part du revenu qui provient de la femme (« moyenne »), les premiers ont un niveau de revenu supérieur aux seconds (« très fort » et non « moyen »).

Si, maintenant, nous comparons les rangs de probabilité de rupture entre chacun des types de couples et tous les autres types de couples, seules deux autres régularités observées ne sont pas conformes aux prédictions de la théorie du choix rationnel : celle selon laquelle les couples homogames supérieurs rompent plus fréquemment que les « autres appariements hétérogames », et celle selon laquelle les couples homogames inférieurs rompent moins fréquemment que les couples hypergames à un salaire. Le bilan du premier modèle est donc relativement clair : sur les 36 comparaisons deux à deux que l'on peut faire entre les probabilités de rupture des différents couples, 33 d'entre elles étaient prévues par la théorie du choix rationnel, seules 3 d'entre elles n'y étant pas conformes.

Mais ces régularités sont-elles suffisamment robustes pour se maintenir « toutes choses égales par ailleurs » ? C'est pour le savoir – et savoir si les résultats du premier modèle n'étaient pas dus à une « heureuse coïncidence » – que, dans le second modèle, nous procédons au « test complet » de l'effet de l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles sur la probabilité de rupture. Cela signifie, comme nous l'avons déjà vu, que ce second modèle est estimé à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants.

Ce second modèle est, par rapport au premier, d'une remarquable stabilité : encore une fois, sur les 36 comparaisons deux à deux que l'on peut faire entre les probabilités de rupture des différents couples, 33 d'entre elles sont conformes aux prédictions de la théorie du choix rationnel, seules 3 d'entre elles n'y étant pas conformes. Les régularités non conformes aux prédictions sont les suivantes : celles selon lesquelles les couples homogames inférieurs et les couples hypogames à deux salaires rompent moins fréquemment que les couples hypergames

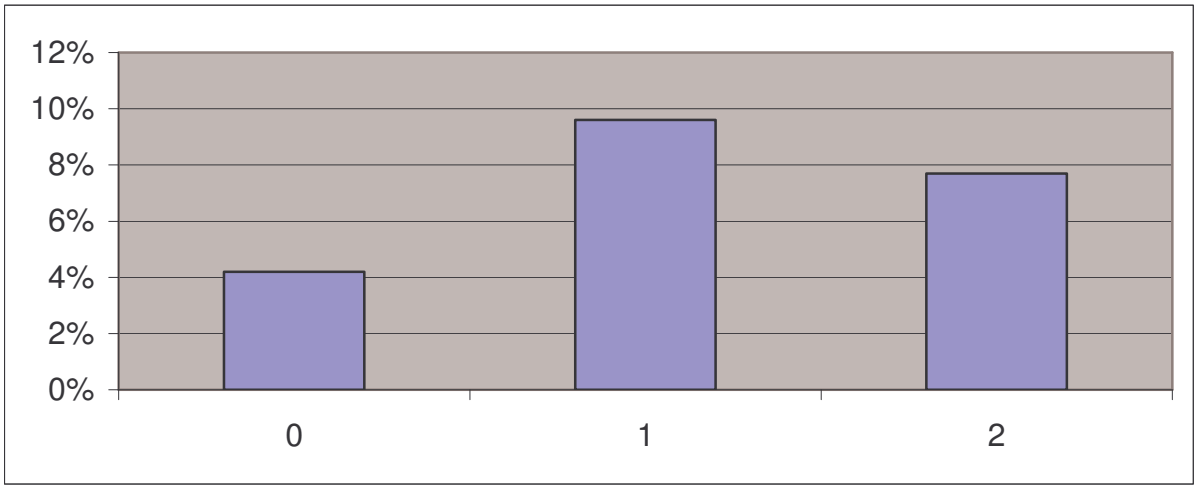
à un salaire, et celle selon laquelle les couples homogames inférieurs rompent moins fréquemment que les « autres appariements hétérogames ». Par commodité, nous ne reprendrons pas l'explication que propose la théorie du choix rationnel à chacune des 33 régularités observées qui étaient prévues, mais nous ne pouvons pas manquer de souligner à quel point ce test empirique constitue une validation puissante des prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de l'effet sur la probabilité de rupture de l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, étant donné les informations fournies par l'enquête EHF pour tester ces prédictions. Parvenir à rendre compte de façon crédible et unifiée de plus de 91% (33/36≈91,7%) des régularités observées « toutes choses égales par ailleurs » à propos d'un objet donné n'est pas si courant, du moins en sciences sociales. L'alliance entre la théorie explicative du choix rationnel et une méthode d'analyse statistique appropriée semble bel et bien fructueuse scientifiquement, non seulement du point de vue heuristique – car c'est bien la théorie du choix rationnel, et elle seule, qui proposait de tester l'existence de telles régularités –, mais aussi du point de vue explicatif – car c'est bien la théorie du choix rationnel, et elle seule, qui permet d'expliquer ces régularités de façon satisfaisante. Bref, **ce test empirique constitue une *validation convaincante* des prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de l'effet sur la probabilité de rupture de l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles.**

2.2.5 Les antécédents matrimoniaux des conjoints

Dans cette section, nous testons empiriquement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture des antécédents matrimoniaux des conjoints, approximés par le nombre de conjoints du couple qui avaient déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée.

Effectuons tout d'abord un tri croisé entre le nombre de conjoints qui avaient déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre de conjoints qui avaient déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée.



Champ : échantillon habituel.

La tendance générale observée est claire : les couples tendent à rompre plus fréquemment si au moins un des deux conjoints – plutôt qu'aucun – a été marié avant d'entrer dans l'union considérée, mais ils tendent à rompre moins fréquemment si les deux conjoints – plutôt qu'un seul – ont déjà été mariés. La première de ces deux tendances est conforme à la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle les couples devraient rompre plus fréquemment si l'un des conjoints a déjà été marié, parce que les individus qui se sont déjà

mariés ont accumulé du capital spécifique à l'union antérieure qui devrait créer des frictions au sein de leur nouveau couple. La seconde tendance n'a pas encore, à notre connaissance, été explicitement prévue par la littérature du choix rationnel appliquée à la rupture d'union (ni testée empiriquement), mais elle pourrait y trouver sa place ; la formulation qu'elle recevrait serait vraisemblablement la suivante : les couples devraient rompre moins fréquemment si les antécédents matrimoniaux des conjoints sont semblables (ou bien tous deux exempts de mariage, ou bien tous deux anciennement mariés), parce que la présence simultanée de deux conjoints déjà mariés, plutôt que la présence d'un seul conjoint déjà marié, facilite l'acceptation par chacun d'entre eux des relations qu'a l'autre avec son ménage précédent : il est plus aisé d'accepter que son conjoint mène avec les membres de son ancien ménage les relations qu'il entend si l'on formule soi-même la même demande à son égard.

Pour nous assurer que les couples rompent véritablement plus fréquemment lorsque au moins un des deux conjoints a été marié mais moins fréquemment si les deux conjoints – plutôt qu'un seul – ont déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée, et ce « toutes choses égales par ailleurs », dans la France contemporaine, nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre de conjoints qui avaient déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
Aucun	*Référence*	*Référence*	*Référence*
Un	2,425***	1,511***	1,275***
Les deux	1,925***	1,152*	0,820*

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir les antécédents matrimoniaux des conjoints ; comme nous l'avons déjà observé dans le tri croisé, si l'on ne tient aucune autre variable constante, les couples de l'échantillon habituel ont rompu le moins fréquemment lorsque aucun des deux conjoints n'avait déjà été marié ; et si au moins l'un d'entre eux avait déjà été marié, ils ont rompu moins fréquemment si les deux conjoints avaient déjà été mariés, plutôt qu'un seul d'entre eux.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons plusieurs variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel rompent plus fréquemment lorsque au moins un des deux conjoints a déjà été marié, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples qui ont des beaux-enfants *à la fois* comprennent plus fréquemment un membre qui a déjà été marié et rompent plus fréquemment ? N'est-ce pas, en outre, parce que les couples qui se formaient dans les années cinquante (plutôt que dans les années quatre-vingt) *à la fois* comprenaient moins de divorcés et rompaient moins fréquemment ? N'est-ce pas, encore, parce que les couples qui se forment dans les communes rurales ou dans certaines régions, ou qui connaissent un écart d'âge entre conjoints réduit ou nul, *à la fois* comprennent moins de divorcés et rompent moins fréquemment ? Pour le savoir, il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : le nombre de beaux-enfants, la période de mise en couple, la taille de l'unité

urbaine et la région de résidence, et l'écart d'âge entre conjoints. Ce deuxième modèle plus complet indique que, ces variables étant tenues constantes, les régularités susmentionnées se maintiennent mais perdent de leur puissance ; c'est donc bien qu'une partie de « l'effet » estimé par le tri croisé des antécédents matrimoniaux des conjoints sur la probabilité de rupture était dû à des variables omises.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'aboutir au « test complet » de l'effet des antécédents matrimoniaux des conjoints sur la probabilité de rupture. Ce troisième modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), il subsiste un effet propre des antécédents matrimoniaux des conjoints sur la probabilité de rupture d'union. Plus précisément, par rapport à la situation dans laquelle aucun des deux conjoints n'a déjà été marié avant d'entrer dans l'union considérée, la présence d'un seul conjoint qui a déjà été marié *accroît* de façon très fortement significative la probabilité de rupture, tandis que la présence simultanée de deux conjoints ayant déjà été mariés *réduit* de façon significative la probabilité de rupture. « Toutes choses égales par ailleurs », par rapport aux couples dont aucun conjoint ne s'était marié avant d'entrer dans l'union considérée, les couples dont un conjoint s'était déjà marié ont environ 1,3 fois *plus* de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre), tandis que les couples dont les deux conjoints s'étaient déjà mariés ont environ 1,2 (1/0,820≈1,2) fois *moins* de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre).

Si la première de ces régularités était attendue, la seconde ne l'était pas, mais peut trouver une explication par le biais de la théorie du choix rationnel. Nous l'avons vu, si les couples dans lesquels les deux conjoints ont déjà été mariés rompent moins fréquemment que ceux dans lesquels un seul des conjoints a déjà été marié, c'est vraisemblablement parce que la première de ces situations, par rapport à la seconde, facilite la gestion par les conjoints qui ont déjà été mariés de leurs relations avec leur famille précédente (ex-époux et/ou enfants). Par conséquent, aux yeux d'un individu qui a déjà été marié, le fait – pour son conjoint – d'avoir lui aussi déjà été marié constitue une caractéristique désirable, et une caractéristique d'autant plus précieuse qu'elle est relativement rare sur le marché matrimonial. Parallèlement, aux yeux d'un individu qui n'a jamais été marié, la caractéristique désirable – pour son conjoint – est de n'avoir lui non plus jamais été marié ; cette caractéristique, elle, est relativement courante sur le marché matrimonial. Si l'on rapproche ces deux observations, il devient clair que les conjoints alternatifs qui possèdent la caractéristique désirée sont plus aisés à trouver pour les individus qui n'ont jamais été mariés que pour ceux qui l'ont déjà été, si bien que ces derniers devraient, face à la pénurie relative de conjoints alternatifs qui possèdent la caractéristique désirée (avoir eux aussi déjà été mariés), être plus désincités à rompre que les premiers.

Bref, ce test empirique constitue non seulement une *validation* d'une des prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de l'effet des antécédents matrimoniaux des conjoints sur la probabilité de rupture d'union, mais aussi une illustration de la capacité de cette théorie à produire des explications crédibles de phénomènes dont on n'avait jusqu'alors pas vérifié l'existence.

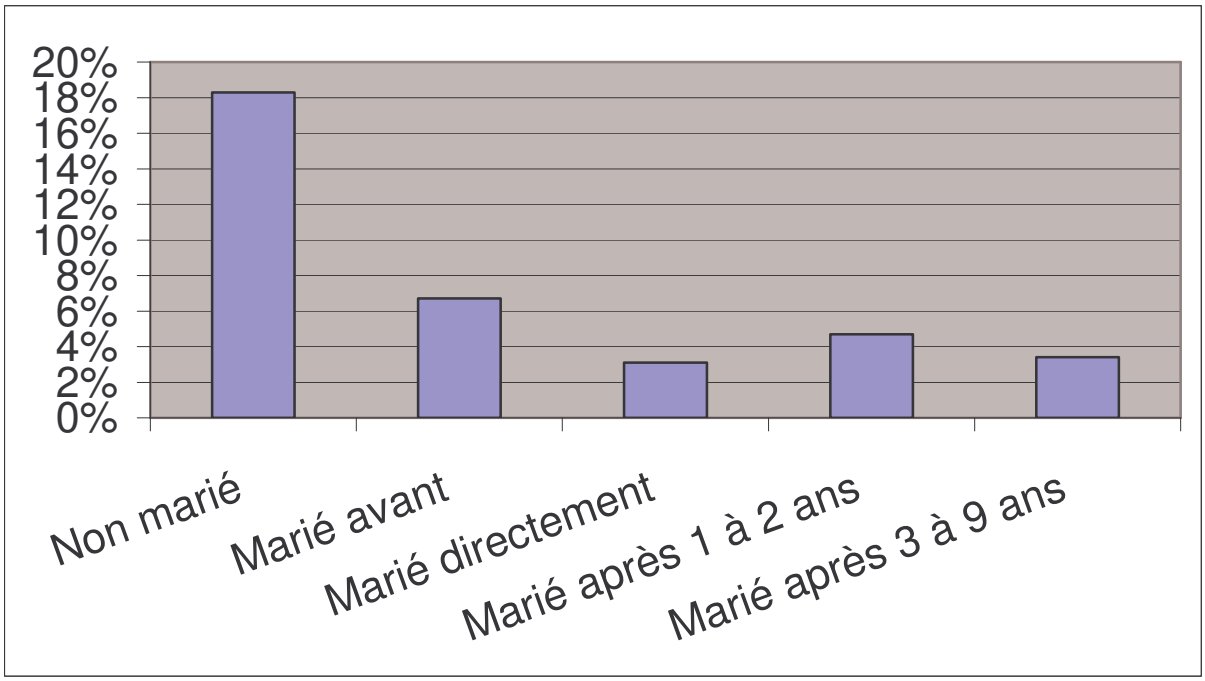
2.2.6 Les statut et calendrier matrimoniaux du couple

Dans cette section, nous testons empiriquement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture des statut et calendrier matrimoniaux

du couple. Nous abordons conjointement les questions du statut matrimonial – savoir si le couple est marié au bout de dix ans de mise en couple – et la question du calendrier matrimonial – savoir, dans les cas où le couple s'est marié, au bout de combien de temps de mise en couple le couple s'est marié.

Effectuons tout d'abord un tri croisé entre les statut et calendrier matrimoniaux du couple et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon leurs statut et calendrier matrimoniaux.



Champ : échantillon habituel (sans les non réponses).

Les tendances générales observées sont relativement claires : les couples tendent à rompre plus fréquemment s'ils n'ont pas été mariés dans les dix ans suivant leur mise en couple, et s'ils ont été mariés ils tendent à rompre plus fréquemment s'ils ont été mariés avant de se mettre en couple[40] plutôt que directement à la mise en couple ou après la mise en couple. Ces tendances générales sont conformes à la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle les couples devraient rompre moins fréquemment s'ils sont mariés plutôt que non mariés – notamment parce que le mariage accroît les coûts de la rupture et incite à l'accumulation de capitaux spécifiques à l'union –, et ces tendances générales sont aussi conformes à la prédiction selon laquelle les couples mariés devraient rompre plus fréquemment s'ils se sont mariés avant plutôt qu'après (ou directement à) la mise en couple – parce que les membres de ces premiers couples devraient avoir accumulé moins d'information à propos de leurs conjoints que les membres de ces derniers, ce qui devrait leur avoir moins fréquemment assuré des appariements optimaux. Les autres prédictions de la théorie du choix rationnel, selon lesquelles les couples mariés devraient rompre d'autant moins fréquemment

[40] Nous ne connaissons pas avec exactitude à quelles situations correspondent les couples « mariés avant de se mettre en couple ». Ils sont peu nombreux (0,8% des couples de l'échantillon habituel), et pourraient correspondre à des « mariages arrangés » par les familles ; cette thèse semble accréditée par le fait que les couples endogames originaires du Maghreb ou d'Afrique noire sont fortement surreprésentés parmi ces couples « mariés avant d'être mis en couple ». Dans ce cas, ces couples devraient rompre plus fréquemment que les autres couples mariés, car les mariages arrangés devraient produire des appariements très disproportionnément sous-optimaux.

qu'ils se sont mariés après avoir cohabité pendant plus longtemps, ne semblent pas validées par ce tri croisé.

Pour nous assurer que les prédictions de la théorie du choix rationnel quant à l'effet des statut et calendrier matrimoniaux sur la probabilité de rupture sont – ou ne sont pas – validées « toutes choses égales par ailleurs », dans la France contemporaine, nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon les statut et calendrier matrimoniaux du couple.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
Non marié	*Référence*	*Référence*	*Référence*
Marié avant	0,319***	0,510***	1,094
Marié directement	0,143***	0,321***	0,653***
Marié après 1 à 2 ans	0,219***	0,309***	0,565***
Marié après 3 à 9 ans	0,156***	0,194***	0,269***
(Marié on ne sait quand)	0,291***	0,427***	0,536***

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir les statut et calendrier matrimoniaux du couple ; comme nous l'avons déjà observé dans le tri croisé, si l'on ne tient aucune autre variable constante, les couples de l'échantillon habituel ont rompu moins fréquemment s'ils ont été mariés plutôt que non mariés, et l'on observe d'autres régularités – conformes et non conformes aux prédictions de la théorie du choix rationnel – selon le calendrier de mariage par rapport à la mise en couple.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons plusieurs variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel rompent plus fréquemment s'ils n'ont pas été mariés au bout de dix ans d'union, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples qui se formaient dans les années cinquante (plutôt que dans les années quatre-vingt) *à la fois* se mariaient plus fréquemment et rompaient moins fréquemment ? N'est-ce pas, en outre, parce que les couples qui se forment dans les communes rurales ou dans certaines régions, ou dont les conjoints sont agriculteurs, *à la fois* se marient plus fréquemment et rompent moins fréquemment ? C'est pour « démêler l'écheveau des influences », et estimer l'effet propre des statut et calendrier matrimoniaux du couple sur la probabilité de rupture de l'union, qu'il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : la période de mise en couple, la taille de l'unité urbaine et la région de résidence, et l'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles. Ce deuxième modèle plus complet indique que, ces variables étant tenues constantes, les couples rompent plus fréquemment s'ils n'ont pas été mariés et que, s'ils ont été mariés, ils rompent d'autant moins fréquemment qu'ils se sont mariés plus

tardivement par rapport à la mise en couple (directement plutôt qu'avant, 1 à 2 ans après plutôt que directement, et 3 à 9 ans après plutôt qu'1 à 2 ans après). Ce sont là très exactement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant à l'effet des statut et calendrier matrimoniaux de couple sur sa probabilité de rupture.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'aboutir au « test complet » de l'effet des statut et calendrier matrimoniaux du couple sur sa probabilité de rupture. Ce troisième modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, et mêmes nombres d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), il subsiste un effet propre des statut et calendrier matrimoniaux du couple sur sa probabilité de rupture. Plus précisément, par rapport à la situation dans laquelle le couple ne s'est pas marié dans les dix ans suivant sa mise en couple, être marié réduit de façon très fortement significative la probabilité de rupture d'union, sauf pour les couples qui se sont mariés *avant* de se mettre en couple, qui sont précisément les couples dans lesquels non seulement les conjoints ont accumulé le moins d'information l'un sur l'autre (avec les couples mis en couple directement à leur mariage) mais dans lesquels ils devraient être en outre les moins bien appariés parce que leur mariage a sans doute été disproportionnément « arrangé » (cf. note de bas de page n°40) ; et les autres couples qui se sont mariés rompent d'autant moins fréquemment qu'ils se sont mariés plus tardivement par rapport à la mise en couple (soit, 1 à 2 ans après la mise en couple plutôt que directement, ou de 3 à 9 ans après la mise en couple plutôt qu'1 ou 2 ans après – ces écarts s'avérant très fortement significatifs, comme le révèlent des régressions logistiques non présentées dans lesquelles ont été interverties les modalités de référence). Par exemple, et « toutes choses égales par ailleurs », les couples qui se sont mariés 3 à 9 ans après leur mise en couple ont environ 3,7 (1/0,269≈3,7) fois moins de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples qui ne sont pas mariés, et cet écart s'avère très fortement significatif.

Bref, **ce test empirique constitue une validation de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples devraient rompre plus fréquemment s'ils ne sont pas mariés ou – s'ils sont mariés – s'ils se sont mariés après avoir cohabité ensemble pendant moins de temps.**

2.2.7 Le nombre et la composition des enfants

Dans cette section, nous testons empiriquement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture du nombre et de la composition des enfants résidant dans le ménage. Nous abordons tout d'abord, et conjointement, l'effet du *nombre* d'enfants qui ont été présents dans le ménage du couple au cours des dix premières années d'union et l'effet de la *composition d'origine* de ces enfants. Nous abordons ensuite les effets de l'occurrence de naissance multiple et de la composition sexuée des enfants présents dans le ménage du couple. Nous abordons enfin les effets de l'occurrence de conception prénuptiale.

Avant de débuter, il nous faut toutefois faire un point sur les variables que nous avons jusqu'ici utilisées concernant les enfants, pour les distinguer de celles que nous allons utiliser dans cette section – section dans laquelle elles constituent nos variables d'intérêt. Dans les régressions logistiques réalisées jusqu'à ce point – et notamment, dans chacun des « tests complets » que nous avons réalisés –, nous avons introduit trois variables distinctes concernant les enfants qui ont résidé dans le ménage du couple au cours des dix années suivant la mise en couple : le nombre d'enfants eus par le couple (aucun ; un ; deux ; trois ;

quatre ; cinq ou plus), le nombre d'enfants adoptés par le couple (aucun ; un ou plus), et le nombre de beaux-enfants, soit le nombre d'enfants eus par l'un ou l'autre des conjoints dans une union précédente et hébergés par le couple (aucun ; un ; deux ou plus) ; ainsi, chacun des effets que nous avons estimés était mesuré à même nombre d'enfants eus, même nombre d'enfants adoptés, et même nombre de beaux-enfants. Les résultats d'un « test complet » des effets de chacune de ces trois variables sur la probabilité de rupture d'union au bout de dix ans sont présentés ci-dessous.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre de chaque type d'enfant ayant résidé dans leur ménage.

		« Test complet »
Nombre d'enfants eus	Aucun	*Référence*
	1	0,498***
	2	0,161***
	3	0,087***
	4	0,065***
	5 ou plus	0,047***
Nombre d'enfants adoptés	Aucun	*Référence*
	1 ou plus	0,220***
Nombre de beaux-enfants	Aucun	*Référence*
	1	1,017
	2 ou plus	0,886

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

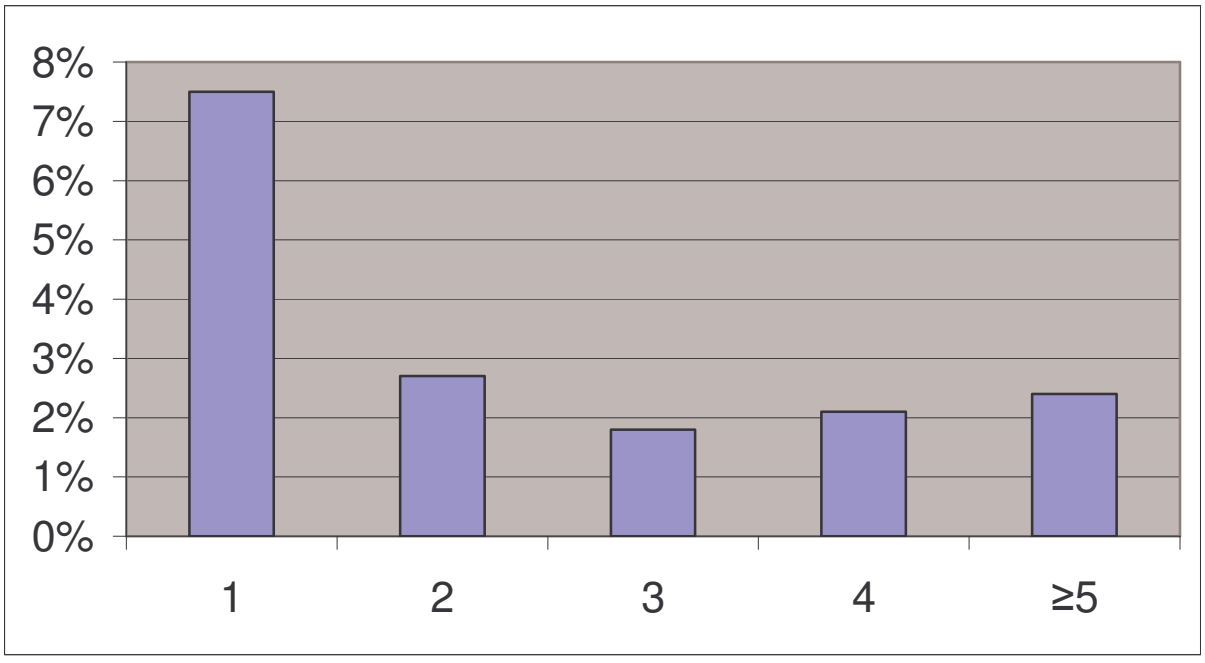
Ce « test complet » indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, et mêmes statut et calendrier matrimoniaux), il subsiste un effet propre du nombre d'enfants eus ou adoptés par le couple : les couples rompent d'autant moins fréquemment qu'ils ont eu ou adopté plus d'enfants, et cet effet est à la fois très fortement significatif et très puissant. Par exemple, les couples ont environ 2 (1/0,498≈2) fois moins de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) si, « toutes choses égales par ailleurs », ils ont eu un enfant plutôt qu'aucun, et ils ont environ 4 (1/0,220≈4) fois moins de chances de rompre si, « toutes choses égales par ailleurs », ils ont adopté un ou plusieurs enfants plutôt qu'aucun. À l'extrême, les couples ont environ 21 (1/0,047≈21) fois moins de chances de rompre si, « toutes choses égales par ailleurs », ils ont eu cinq enfants ou plus plutôt qu'aucun. Par contraste, le fait d'avoir hébergé un bel-enfant, ou deux beaux-enfants ou plus, ne réduit pas significativement la probabilité de rupture, « toutes choses égales par ailleurs ». **Ce test empirique constitue donc une *validation* des prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de l'effet du**

nombre de chaque type d'enfant sur la probabilité de rupture, puisque les beaux-enfants sont le seul type d'enfant qui ne réduit pas significativement la probabilité de rupture, vraisemblablement parce qu'ils ne sont pas les enfants des *deux* conjoints, ce qui fait que leur présence n'accroît que modestement le niveau d'investissements spécifiques à l'union et crée des tensions au sein du couple.

Mais, si ce « test complet » de l'effet du nombre de chaque type d'enfant sur la probabilité de rupture est informatif, il permet exclusivement de savoir si (et comment), par exemple, avoir eu un enfant *plutôt qu'aucun* joue sur la probabilité de rupture. Ce test ne permet pas de savoir rigoureusement si (et comment) avoir *eu* un enfant *plutôt que d'en avoir adopté un*, ou *plutôt que d'avoir hébergé un bel-enfant*, joue sur la probabilité de rupture. Dans les analyses suivantes, nous distinguons rigoureusement les effets respectifs du *nombre* et du *type* d'enfants sur la probabilité de rupture en introduisant ces deux variables – nombre d'enfants présents, et composition d'origine de ces enfants – à la place des trois variables susmentionnées, dans le but de tester d'une autre façon les prédictions de la théorie du choix rationnel quant à l'effet du nombre et du type d'enfants présents sur la probabilité de rupture. Pour cela, nous devons analyser non plus la totalité de l'échantillon habituel, mais les seuls couples de cet échantillon chez qui au moins un enfant a résidé ; cela n'aurait effectivement aucun sens de mesurer l'effet propre de tel type d'enfant plutôt que de tel autre sur la probabilité de rupture des couples chez qui n'a résidé aucun enfant.

Effectuons tout d'abord un tri croisé entre le nombre d'enfants qui ont été présents dans le ménage au cours des dix premières années d'union et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre d'enfants présents dans leur ménage.



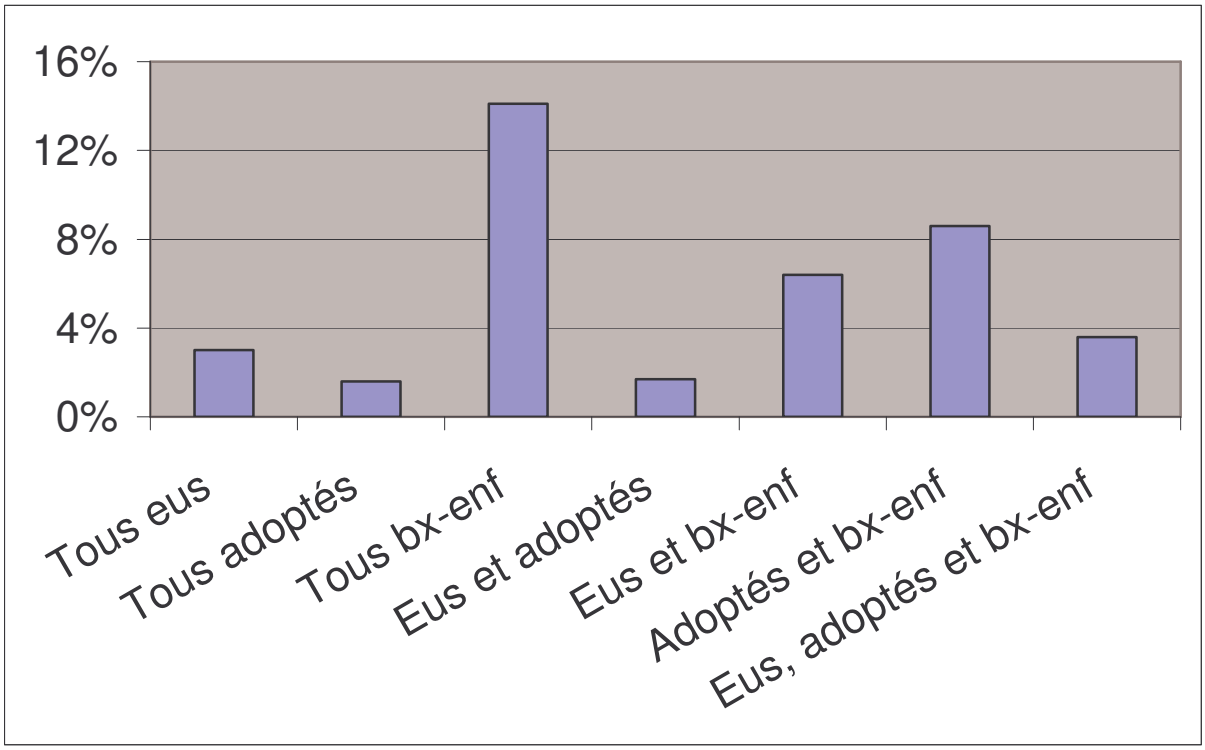
Champ : couples de l'échantillon habituel ayant hébergé au moins un enfant dans leur ménage (N=138 748).

Une tendance générale observée est relativement claire : les couples rompent plus fréquemment s'ils ont hébergé un seul enfant plutôt que plus d'un (et s'ils en ont hébergé deux plutôt que plus de deux). Toutefois, les couples rompent aussi légèrement plus fréquemment s'ils ont hébergé quatre enfants plutôt que trois, ou cinq enfants ou plus plutôt

que quatre. La question qui se pose alors est de savoir si c'est véritablement la présence d'un nombre élevé d'enfants, ou si c'est bien plutôt le type de ces enfants (ou encore autre chose), qui explique cette légère remontée de la fréquence de la rupture pour les couples ayant hébergé trois enfants ou plus au cours de leurs dix premières années d'union.

Avant de répondre à cette question par le biais d'une régression logistique appropriée, effectuons un tri croisé entre la composition d'origine des enfants qui ont été présents dans le ménage au cours des dix premières années d'union et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la composition d'origine des enfants présents dans leur ménage.



Champ : couples de l'échantillon habituel ayant hébergé au moins un enfant dans leur ménage (N=138 748).

Là encore, après examen, les tendances générales observées semblent relativement claires. Tout d'abord, parmi les couples qui n'ont hébergé qu'un type d'enfant, ceux dont les enfants sont tous adoptés rompent légèrement moins fréquemment que ceux dont les enfants sont tous eus, qui eux-mêmes rompent beaucoup moins fréquemment que ceux dont les enfants sont tous des beaux-enfants. Ensuite, parmi les couples qui ont hébergé plusieurs types d'enfants, ceux qui ont des enfants eus et adoptés rompent le moins fréquemment, ceux ayant hébergé des beaux-enfants rompant toujours plus fréquemment. Par conséquent, se dessine une régularité selon laquelle les couples rompent moins fréquemment s'ils ont des enfants *eus* ou – plus encore – *adoptés* plutôt que des *beaux-enfants*. Cette régularité est conforme aux prédictions de la théorie du choix rationnel, puisque *adopter* un enfant représente un plus gros investissement en capitaux spécifiques à l'union que le fait d'en *avoir* un (en raison de dépenses fort coûteuses en temps et en énergie, voire aussi en argent, destinées à trouver un enfant à adopter), tandis qu'héberger un bel-enfant n'est pas un investissement en capitaux *spécifiques* à l'union et devrait créer plus de frictions au sein du couple qu'héberger un enfant eu ou adopté.

Pour nous assurer que les prédictions de la théorie du choix rationnel quant à l'effet du nombre et du type d'enfants sur la probabilité de rupture sont – ou ne sont pas – validées « toutes choses égales par ailleurs », dans la France contemporaine, nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon le nombre et le type d'enfants ayant résidé dans leur ménage.

		Modèle I	Modèle II	Modèle III
Nombre d'enfants hébergés	1	*Référence*	*Référence*	*Référence*
	2	0,333***	0,350***	0,352***
	3	0,193***	0,216***	0,207***
	4	0,182***	0,210***	0,180***
	5 ou plus	0,163***	0,199***	0,154***
Composition d'origine des enfants	Tous eus	*Référence*	*Référence*	*Référence*
	Tous adoptés	0,304**	0,345**	0,366**
	Tous beaux-enfants	4,025***	2,398***	2,273***
	Eus et adoptés	1,036	1,135	1,159
	Eus et beaux-enfants	4,297***	2,696***	2,648***
	Adoptés et beaux-enfants	5,963**	3,891*	3,648*
	Eus, adoptés et beaux-enfants	4,430	2,413	2,770

Champ : couples de l'échantillon habituel ayant hébergé au moins un enfant dans leur ménage (N=138 748).
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement les variables d'intérêt, à savoir le nombre d'enfants ayant résidé dans le ménage du couple et la structure d'origine de ces enfants. Ce modèle indique que, à même composition d'origine des enfants, les couples rompent d'autant moins fréquemment qu'ils ont hébergé plus d'enfants. En outre, il indique notamment que, à nombre égal d'enfants présents, les couples rompent beaucoup moins fréquemment si tous ces enfants sont adoptés plutôt qu'eus, et beaucoup plus fréquemment si tous ces enfants sont des beaux-enfants plutôt que des enfants eus.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons plusieurs variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel qui ont hébergé au moins un enfant rompent plus fréquemment si tous leurs enfants sont des beaux-enfants plutôt que des enfants eus, n'est-ce pas au moins en partie parce que les couples qui se sont formés dans les années quatre-vingt (plutôt que dans les années cinquante) *à la fois* ont plus fréquemment hébergé exclusivement des beaux-enfants et ont rompu plus fréquemment ? N'est-ce pas, en outre, parce que les couples dont un

conjoint avait déjà été marié avant d'entrer dans l'union considérée, ou qui connaissent un grand écart d'âge entre conjoints, *à la fois* ont plus fréquemment hébergé exclusivement des beaux-enfants et rompent plus fréquemment ? C'est pour « démêler l'écheveau des influences », et estimer l'effet propre de la composition des enfants sur la probabilité de rupture de l'union, qu'il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : la période de mise en couple, les antécédents matrimoniaux des conjoints, et l'écart d'âge entre conjoints. Ce deuxième modèle plus complet indique que, ces variables étant tenues constantes, l'effet de la composition d'origine des enfants sur la probabilité de rupture est moins puissant que dans un modèle dans lequel aucune variable de contrôle n'est introduite ; c'est donc bien qu'une partie de « l'effet » de la composition d'origine des enfants sur la probabilité de rupture estimé par le premier modèle était due à des variables omises.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'aboutir au « test complet pour les enfants » de l'effet du nombre et du type d'enfants présents dans le ménage sur la probabilité de rupture. Ce troisième modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, et mêmes statut et calendrier matrimoniaux), il subsiste un effet propre du nombre et du type d'enfants présents. Tout d'abord, les couples rompent d'autant moins fréquemment que le nombre d'enfants présents est plus élevé – l'effet associé à chaque enfant supplémentaire étant à la fois très fortement significatif et très puissant. Par exemple, et « toutes choses égales par ailleurs », les couples ayant hébergé deux enfants ont environ 2,8 (1/0,352≈2,8) fois moins de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) que les couples n'ayant hébergé qu'un enfant, et cet écart s'avère très fortement significatif ; ce résultat nous autorise clairement à nier la validité d'affirmations selon lesquelles « il n'y a plus de liaison entre le risque de divorce et la taille de la famille » (Festy, Valetas 1988). Ensuite, « toutes choses égales par ailleurs », et par rapport à la situation dans laquelle le couple n'a hébergé que des enfants qu'il a eus, les couples rompent beaucoup *moins* fréquemment si ces enfants sont tous adoptés (l'écart étant fortement significatif), et les couples rompent beaucoup *plus* fréquemment si ces enfants sont tous des beaux-enfants ou des beaux-enfants et des enfants eus (les écarts étant très fortement significatifs), voire des beaux-enfants et des enfants adoptés (l'écart étant significatif). Par exemple, « toutes choses égales par ailleurs », et par contraste avec la situation dans laquelle le couple n'a que des enfants eus, un couple qui n'a que des enfants adoptés a environ 2,7 (1/0,366≈2,7) fois *moins* de chances de rompre, tandis qu'un couple qui n'a que des beaux-enfants a environ 2,2 fois *plus* de chances de rompre.

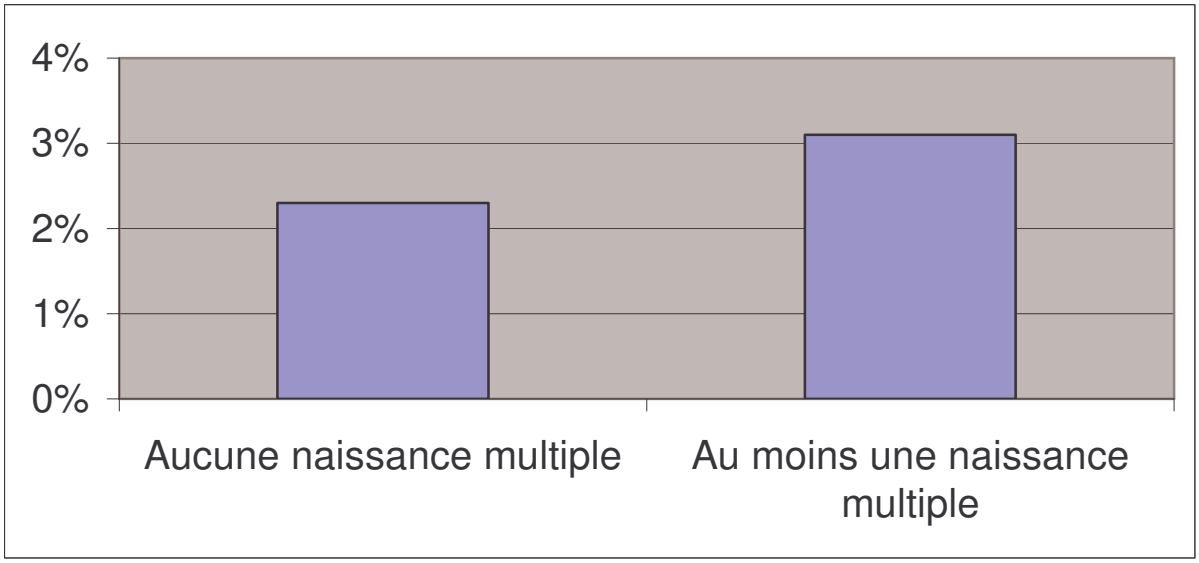
Les séries de tests empiriques menés ci-dessus constituent une *validation* des prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de l'effet du nombre et du type d'enfants sur la probabilité de rupture. Tout d'abord, si l'on considère tous les couples (de l'échantillon habituel), les couples rompent d'autant moins fréquemment qu'ils ont eu et adopté plus d'enfants, mais non pas qu'ils ont hébergé plus de beaux-enfants. Ensuite, si l'on considère les couples ayant hébergé au moins un enfant, il est clair que, par rapport à la situation dans laquelle le couple n'a que des enfants eus, n'avoir que des enfants adoptés réduit puissamment la probabilité de rupture et n'avoir que des beaux-enfants accroît puissamment la probabilité de rupture. Il faut vraisemblablement y voir l'effet de différences de niveaux d'investissement des parents dans chacun de ces types d'enfants, comme nous y invite la théorie du choix rationnel.

Abordons maintenant les effets de l'occurrence de naissances multiples et de la composition sexuée des enfants présents dans le ménage du couple. Pour cela, nous devons

analyser non plus les couples de « l'échantillon habituel » chez qui au moins *un* enfant a résidé, mais les couples de cet échantillon chez qui au moins *deux* enfants ont résidé ; cela n'aurait effectivement aucun sens de mesurer l'effet propre sur la probabilité de rupture de l'occurrence de naissances multiples ou d'une composition sexuée mixte pour les couples chez qui n'a résidé qu'un seul enfant.

Effectuons tout d'abord un tri croisé entre l'occurrence de naissances multiples et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'occurrence de naissances multiples.

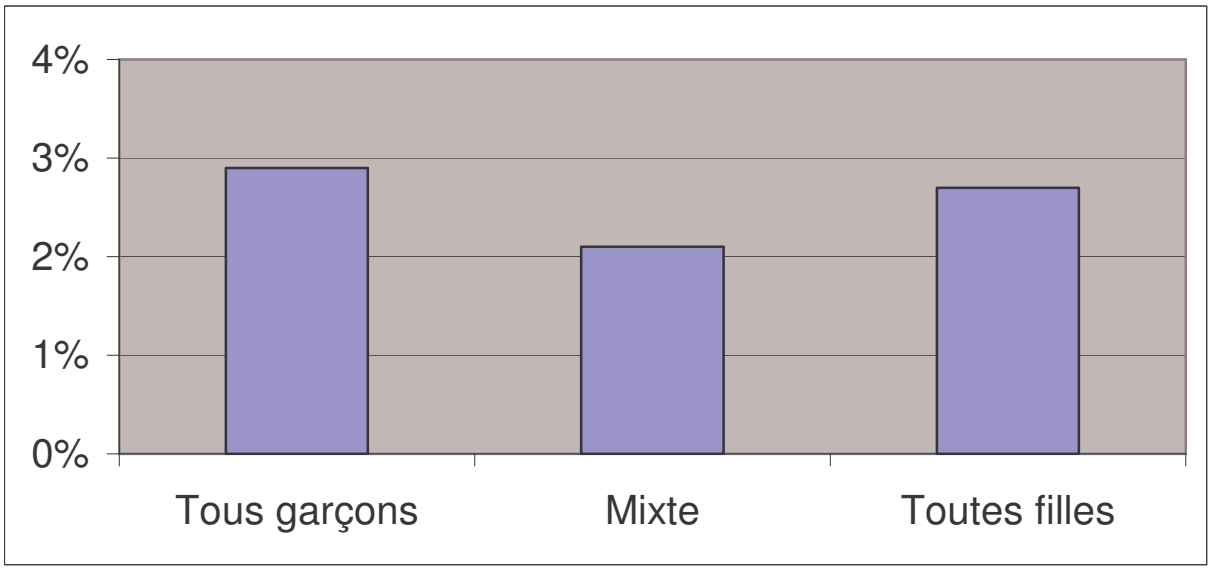


Champ : couples de l'échantillon habituel ayant hébergé au moins deux enfants dans leur ménage (N=105 933).

La tendance observée est claire : les couples rompent légèrement plus fréquemment s'ils ont connu au moins une naissance multiple que s'ils n'en ont connu aucune. Cette régularité est aussi conforme à la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle les naissances multiples devraient accroître la probabilité de rupture d'union, notamment parce qu'elles devraient soumettre le couple à des tensions financières et à une surcharge de travail domestique inattendues.

Effectuons maintenant un tri croisé entre la composition sexuée des enfants présents et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la composition sexuée des enfants présents dans leur ménage.



Champ : couples de l'échantillon habituel ayant hébergé au moins deux enfants dans leur ménage (N=105 933).

Les tendances observées sont les suivantes : les couples dont les enfants qui résident chez eux sont d'un seul sexe rompent légèrement plus fréquemment que ceux dont les enfants sont des deux sexes, et parmi ces derniers les couples dont les enfants sont tous des garçons rompent à peine plus fréquemment que ceux dont les enfants sont toutes des filles. Ces régularités sont compatibles avec la prédiction de la théorie du choix rationnel, si l'on admet (Hank, Kohler 2000) que la préférence dans les pays occidentaux contemporains va à une parité mixte plutôt qu'unisexuée, sans préférence claire pour une parité unisexuée d'un certain sexe plutôt que de l'autre. Pour nous assurer que les prédictions de la théorie du choix rationnel quant aux effets de l'occurrence de naissances multiples et de la composition sexuée des enfants présents dans le ménage sont – ou ne sont pas – validées « toutes choses égales par ailleurs », dans la France contemporaine, nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'occurrence de grossesse multiple et la composition sexuée des enfants ayant résidé dans leur ménage.

		Modèle I	Modèle II
Occurrence de naissance multiple	Non	*Référence*	*Référence*
	Oui	1,324*	1,820***
Composition sexuée des enfants	Exclusivement masculine	*Référence*	*Référence*
	Exclusivement féminine	0,955	0,913
	Mixte	0,740***	0,781***

Champ : couples de l'échantillon habituel ayant hébergé au moins deux enfants dans leur ménage (N=105 933).
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent deux modèles emboîtés, le second représentant par rapport au premier une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement les variables d'intérêt, à savoir l'occurrence de naissance multiple et la composition sexuée des enfants. Ce modèle indique que, à même composition sexuée des enfants, l'occurrence d'au moins une grossesse multiple accroît significativement la probabilité de rupture. En outre, il indique que, à même occurrence de grossesse multiple, avoir des enfants des deux sexes, plutôt qu'exclusivement des garçons, réduit de façon très fortement significative la probabilité de rupture.

Étant donné que nous ne suspectons aucune variable d'affecter à la fois l'occurrence de naissance multiple et la rupture, ni la composition sexuée des enfants et la rupture, nous introduisons directement dans le second modèle toutes les variables qui forment le « test complet pour les enfants » de l'effet de l'occurrence de grossesse multiple et de la composition sexuée des enfants. Ce second modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, même nombre d'enfants présents et même composition d'origine des enfants), il subsiste un effet propre à la fois de l'occurrence de grossesse multiple et de la composition sexuée des enfants. Tout d'abord, « toutes choses égales par ailleurs », les couples connaissent environ 1,8 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) s'ils ont connu au moins une naissance multiple plutôt qu'aucune, et cet écart est très fortement significatif. Ensuite, « toutes choses égales par ailleurs », les couples connaissent environ 1,2 fois (1/0,781≈1,2) moins de chances de rompre si leurs enfants sont des deux sexes plutôt que tous des garçons (cet écart étant lui aussi très fortement significatif) – la probabilité de rupture des couples qui n'ont que des filles n'étant pas significativement différente de celle des couples qui n'ont que des garçons.

Bref, **ce test empirique constitue une *validation* de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples devraient rompre plus fréquemment s'ils ont connu une grossesse multiple, et moins fréquemment si la composition sexuée de leurs enfants est conforme à leurs préférences.**

Pour tester plus avant la solidité du mécanisme avancé par la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer pourquoi telle ou telle composition sexuée des enfants devrait accroître ou réduire la probabilité de rupture, nous pouvons relaxer l'hypothèse contraignante (implicitement posée dans le modèle statistique reproduit ci-dessus) selon laquelle l'influence de la composition sexuée des enfants ne varie pas selon l'origine des conjoints. Or, on peut supposer que si, dans la France contemporaine, la préférence des individus et des couples va *en moyenne* à des enfants qui soient des deux sexes, tel n'est pas le cas pour certaines populations. Par exemple, les couples dont l'homme est d'origine maghrébine (c'est-à-dire, né au Maghreb) ne tendraient-ils pas à rompre plus fréquemment s'ils ont exclusivement des filles plutôt qu'exclusivement des garçons ? Pour le savoir, nous avons successivement répliqué un modèle statistique presque identique au précédent[41] sur plusieurs sous-

[41] La seule et unique différence entre les variables introduites dans la dernière régression logistique et les variables introduites dans les régressions auxquelles nous faisons ici allusion est la suivante : dans les secondes, nous ne contrôlons pas l'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques » ; étant donné que nous sélectionnons les échantillons selon des critères de lieu de naissance de l'homme du couple, puis de la femme du couple, il nous suffit de contrôler le lieu de naissance de la femme lorsqu'on sélectionne l'échantillon selon le

échantillons distincts : celui des couples de l'échantillon habituel ayant hébergé au moins deux enfants dans leur ménage *et* dont l'homme est né en métropole, celui des couples de l'échantillon habituel ayant hébergé au moins deux enfants dans leur ménage *et* dont l'homme est né au Maghreb, etc. Les résultats détaillés de ces analyses sont trop longs pour pouvoir être ici entièrement retranscrits, mais le tableau synthétique suivant reporte les quelques tests qui ont révélé qu'il subsistait dans certaines populations un effet propre significatif de la composition sexuée des enfants sur la probabilité de rupture, « toutes choses égales par ailleurs ». [42]

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la composition sexuée des enfants ayant résidé dans leur ménage et les origines des conjoints : tableau synthétique des résultats significatifs.

		Composition exclusivement masculine	Composition exclusivement féminine	Composition mixte
Test effectué *ceteris paribus* sur les couples de l'E.H. ayant hébergé au moins 2 enfants et dont **l'homme** est originaire…	De métropole (N=83 689)	*Référence*	0,858	0,734***
	Du Maghreb (N=7 084)	*Référence*	1,842*	0,909
	D'Asie (N=1 011)	*Référence*	11,744*	0,869
Test effectué *ceteris paribus* sur les couples de l'E.H. ayant hébergé au moins 2 enfants et dont **la femme** est originaire…	De métropole (N=86 145)	*Référence*	0,881	0,785***
	D'Europe latine (N=4 032)	*Référence*	0,680	0,424*
	Du Maghreb (N=6 405)	*Référence*	1,824*	0,693

*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ce tableau synthétique indique, comme nous le supposions, qu'il existe bel et bien des effets distincts de la composition sexuée des enfants présents dans le ménage sur la probabilité de rupture du couple selon l'origine des conjoints. Tout d'abord, parmi les couples dont l'homme est originaire de métropole, ainsi que parmi les couples dont la femme est originaire de métropole, mais aussi parmi les couples dont la femme est originaire d'Europe latine, la rupture est significativement ou très fortement significativement moins fréquente si les enfants sont des deux sexes plutôt que s'ils sont tous des garçons ; pour ces populations, il semble donc bien que l'on observe une « préférence pour une présence enfantine *mixte* », ainsi qu'une « indifférence (ou absence de différence significative) entre des présences enfantines exclusivement masculine et exclusivement féminine ». Ensuite, parmi les couples

lieu de naissance de l'homme, et de contrôler le lieu de naissance de l'homme lorsqu'on sélectionne l'échantillon selon le lieu de naissance de la femme ; c'est là très exactement ce que nous avons fait.

[42] Les tests sont effectués à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, même statut et calendrier matrimoniaux du couple, même nombre d'enfants présents, même composition d'origine des enfants, même occurrence de naissances multiples, et *même lieu de naissance du conjoint ou de la conjointe*.

dont l'homme est originaire du Maghreb, ainsi que parmi les couples dont la femme est originaire du Maghreb, mais aussi dans les couples dont l'homme est originaire d'Asie, la rupture est significativement plus fréquente si les enfants sont toutes des filles plutôt que tous des garçons ; pour ces populations, il semble donc bien que l'on observe une « préférence pour une présence enfantine exclusivement *masculine* plutôt qu'exclusivement féminine », ainsi qu'une « indifférence (ou absence de différence significative) entre des présences enfantines exclusivement masculine et mixte ». Ce système d'oppositions fait parfaitement sens. Il rejoint les connaissances acquises à propos de la préférence pour le garçon dans de nombreuses sociétés traditionnelles, notamment maghrébines et asiatiques[43] ; et il rejoint aussi les connaissances acquises à propos de la préférence pour des parités mixtes dans les sociétés occidentales contemporaines (Hank, Kohler 2000).[44] **Ce test empirique est donc susceptible d'accroître notre confiance dans la validité du mécanisme explicatif proposé par la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer l'effet propre de la composition sexuée des enfants sur la probabilité de rupture des parents.**

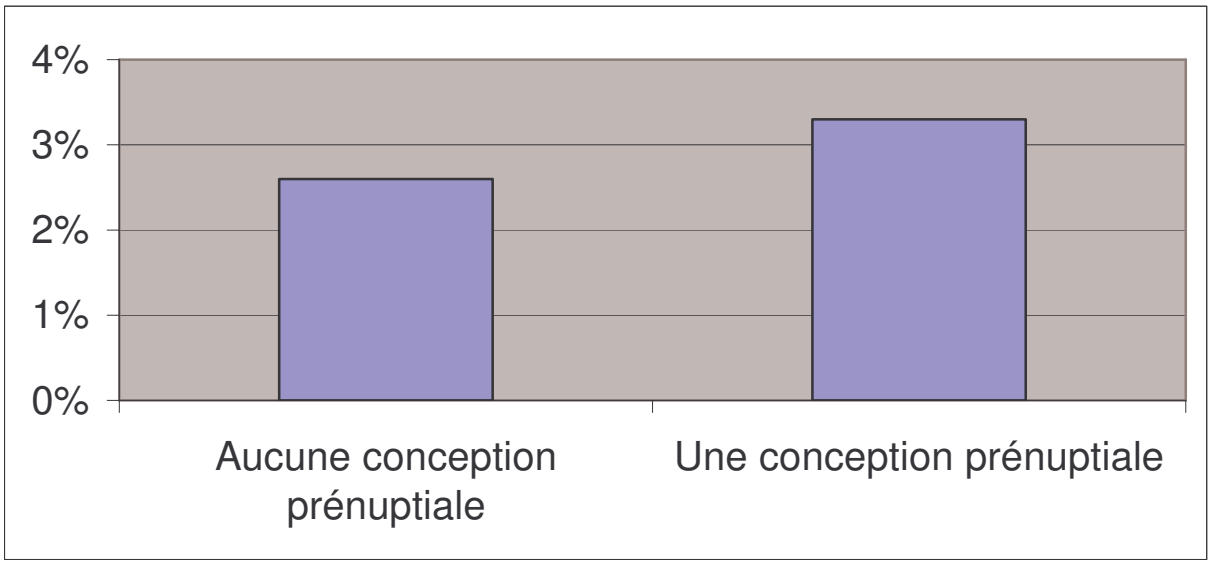
Abordons maintenant les effets de l'occurrence de conception prénuptiale. Pour cela, nous devons analyser les couples de « l'échantillon habituel » qui ont eu au moins un enfant *et* qui se sont mariés dans les dix ans suivant leur mise en couple ; cela n'aurait effectivement aucun sens de mesurer l'effet propre sur la probabilité de rupture de l'occurrence de conception prénuptiale pour les couples qui n'ont pas eu d'enfant ou n'ont pas été mariés.

Effectuons donc un tri croisé entre l'occurrence de conception prénuptiale et l'occurrence ou non de la rupture d'union.

[43] La préférence pour le garçon dans les pays du Maghreb et de nombreux pays d'Asie peut trouver (au moins) deux explications, qui sont complémentaires. Tout d'abord, et de façon générale dans les sociétés traditionnelles, les deux parents peuvent préférer un fils à une fille parce qu'un fils est mieux à même de garantir à ses parents âgés une sécurité financière minimale ; en d'autres termes, en l'absence de marché de l'assurance, un fils constitue une meilleure assurance vieillesse qu'une fille. En outre, de façon plus particulière dans les sociétés à système de parenté patrilinéaire – soit, dans les sociétés dans lesquelles divers biens et prérogatives sont transmis du père au fils –, le père spécifiquement peut préférer un fils à une fille s'il désire léguer ses biens et prérogatives à la génération suivante. (Par contraste, dans une société à système de parenté matrilinéaire – soit, une société dans laquelle divers biens et prérogatives sont transmis de l'oncle maternel au neveu –, le père d'un enfant n'a aucune incitation *spécifique* à préférer un fils à une fille ; c'est la mère de l'enfant qui dispose d'une telle incitation.)

[44] La préférence pour une parité qui comprenne au moins un enfant de chacun des deux sexes dans les pays occidentaux contemporains peut trouver (au moins) deux explications, qui sont concurrentes. Tout d'abord, dans les sociétés développées socioéconomiquement, dans lesquelles les relations familiales sont hautement sentimentalisées, chacun des parents peut préférer un enfant de son sexe à un enfant de l'autre sexe, en espérant qu'il entretiendra avec lui un lien de complicité spécifiquement prononcé ; alors, les préférences – divergentes – des deux parents sont le mieux conciliées par le fait d'avoir une parité comprenant au moins un enfant de chacun des deux sexes. Alternativement, les parents peuvent tous deux préférer une parité mixte à une parité exclusivement masculine ou exclusivement féminine, en vue de profiter de la diversité des types d'interaction qu'ils auront avec leurs enfants et que leurs enfants auront entre eux.

Taux de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'occurrence de conception prénuptiale.



Champ : couples de l'échantillon habituel mariés et ayant eu au moins un enfant (N=126 142).

La tendance observée est claire : les couples rompent légèrement plus fréquemment s'ils ont connu une conception prénuptiale que s'ils n'en ont pas connue. Cette régularité est conforme à la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle une conception prénuptiale, en écourtant la durée de prospection du conjoint, devrait accroître la probabilité de rupture. Pour nous assurer que la prédiction de la théorie du choix rationnel quant à l'effet de l'occurrence de conception prénuptiale est – ou non – validée « toutes choses égales par ailleurs », dans la France contemporaine, nous effectuons les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon l'occurrence de conception prénuptiale.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
Aucune conception prénuptiale	*Référence*	*Référence*	*Référence*
Une conception prénuptiale	1,268***	1,318***	1,640***

Champ : couples de l'échantillon habituel mariés et ayant eu au moins un enfant (N=126 142).
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir l'occurrence de conception prénuptiale ; comme nous l'avons déjà observé dans le tri croisé, si l'on ne tient aucune autre variable constante, les couples de l'échantillon habituel ont rompu plus fréquemment s'ils ont connu une conception prénuptiale que s'ils n'en ont connue aucune.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons deux variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel mariés et ayant eu un enfant rompent plus fréquemment s'ils ont connu

une conception prénuptiale que s'ils n'en ont connue aucune, n'est-ce pas au moins en partie parce que les femmes qui se mettent en couple précocement *à la fois* connaissent plus fréquemment des conceptions prénuptiales et une probabilité de rupture accrue ? N'est-ce pas, aussi, parce que les couples qui se forment dans les grandes agglomérations ou en Ile-de-France *à la fois* connaissent plus fréquemment des conceptions prénuptiales et une probabilité de rupture accrue ? Pour le savoir, il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : l'âge de la femme à la mise en couple, et la taille de l'unité urbaine et la région de résidence. Contrairement à nos attentes, ce deuxième modèle plus complet indique que, ces variables étant tenues constantes, non seulement l'effet de l'occurrence de conception prénuptiale ne se réduit pas, mais il se renforce.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'aboutir au « test complet » de l'effet de l'occurrence de conception prénuptiale sur la probabilité de rupture. Ce troisième modèle, le plus complet que nous puissions réaliser, indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine et même région de résidence, même appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques », même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, même nombre d'enfants présents, et même composition d'origine des enfants), il subsiste un effet propre de l'occurrence de conception prénuptiale sur la probabilité de rupture. « Toutes choses égales par ailleurs », les couples ont environ 1,6 fois plus de chances de rompre (plutôt que de ne pas rompre) s'ils ont connu une conception prénuptiale que s'ils n'en ont pas connue, et cet écart s'avère très fortement significatif.

Il est donc clair que les couples rompent plus fréquemment s'ils ont connu une conception prénuptiale. **Ce test empirique constitue ainsi une *validation* de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples devraient rompre plus fréquemment s'ils ont connu une conception prénuptiale.**

2.2.8 La situation du marché matrimonial local

Dans cette dernière section, nous testons empiriquement les prédictions de la théorie du choix rationnel quant aux effets sur la probabilité de rupture de la situation du marché matrimonial local, approximée par le fait d'avoir – pour au moins l'un des membres du couple – des origines extra-métropolitaines, selon que le couple réside dans telle ou telle région. Dans chacun des tests suivants – et comme nous l'avons déjà fait –, nous supposons que la région de résidence de l'enquêté en 1999 constitue une approximation suffisamment satisfaisante de la région de résidence de son unique ou dernière union pour que les résultats des analyses ne soient pas systématiquement biaisés.

Comme nous l'avons vu, la théorie du choix rationnel prévoit que les individus dotés de caractéristiques rares qu'ils préféreraient retrouver chez leur conjoint devraient rompre plus fréquemment que les individus dotés de caractéristiques répandues qu'ils préféreraient eux aussi retrouver chez leur conjoint, parce qu'ils devraient avoir plus de mal à trouver de tels conjoints, ce qui devrait les conduire à se mettre en couple disproportionnément avec des conjoints dépourvus de telles caractéristiques ou encore – lorsqu'ils parviennent à se mettre en couple avec de tels individus – à « transiger » sur d'autres caractéristiques qu'ils estiment désirables. De cette prédiction théorique, on peut aisément dériver les prédictions empiriquement testables selon lesquelles : 1/ les couples dont au moins l'un des conjoints a des origines extra-métropolitaines (c'est là une caractéristique rare, dans la France métropolitaine) devraient rompre plus fréquemment que les couples dont aucun conjoint n'a d'origine extra-métropolitaine, parce que les individus d'origine extra-métropolitaine devraient être disproportionnément appariés de façon sous-optimale ; et 2/ les couples dont au

moins l'un des conjoints a des origines extra-métropolitaines devraient rompre plus fréquemment s'ils résident ailleurs qu'en Ile-de-France plutôt qu'en Ile-de-France, parce que détenir des origines extra-métropolitaines est relativement moins rare dans cette région que dans les autres,[45] ce qui devrait y tempérer la sous-optimalité des unions contractées par les individus d'origine extra-métropolitaine. Ce sont là les deux prédictions que nous testons dans les régressions logistiques suivantes.

Chances relatives de rupture des couples au bout de 10 ans d'union selon la relation entre les origines des conjoints et leur région de résidence.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III
Origines extra-métr. & résidence en Ile-de-France	*Référence*	*Référence*	*Référence*
Origines extra-métr. & résidence hors Ile-de-France	0,819***	1,106*	1,134**
Aucune origine extra-métr. & résidence en Ile-de-France	0,487***	0,515***	0,875*
Aucune origine extra-métr. & résidence hors Ile-de-France	0,321***	0,464***	0,856**

Champ : échantillon habituel.
*Significatif (<.05) **Fortement significatif (<.01) ***Très fortement significatif (<.001)
Note : Les couples « qui ont des origines extra-métropolitaines » sont ceux dont l'un au moins des conjoints est né hors métropole ou dont l'un des conjoints a au moins un parent né hors métropole.

Ces modèles de régressions logistiques constituent trois modèles emboîtés qui, chacun par rapport au précédent, représentent une amélioration de la modélisation statistique de la rupture d'union. Dans le premier modèle, nous introduisons exclusivement la variable d'intérêt, à savoir la relation entre les origines des conjoints et leur région de résidence. Ce modèle indique notamment que, si l'on ne tient constante aucune autre variable, les couples de l'échantillon habituel qui rompent le plus fréquemment sont ceux qui ont des origines extra-métropolitaines et résident en Ile-de-France.

Dans le deuxième modèle, nous introduisons deux variables de contrôle qui, si elles n'étaient pas tenues constantes, seraient susceptibles de biaiser l'estimation de ce premier modèle. Si – contrairement aux prédictions de la théorie du choix rationnel – les couples de l'échantillon habituel qui ont des origines extra-métropolitaines rompent plus fréquemment s'ils résident en Ile-de-France plutôt que dans une autre région, n'est-ce pas parce que les couples qui résident dans les unités urbaines de plus grande taille *à la fois* résident plus fréquemment en Ile-de-France et connaissent une probabilité de rupture accrue ? N'est-ce pas, aussi, parce que les couples qui se sont formés dans les années quatre-vingt (plutôt que les années cinquante) à la fois résidaient dans des unités urbaines de taille plus réduite et rompaient moins fréquemment ? C'est pour « démêler l'écheveau des influences », et estimer l'effet propre de la relation entre les origines des conjoints et leur région de résidence sur leur probabilité de rupture, qu'il nous faut, dans ce deuxième modèle, tenir constantes ces variables : la taille de l'unité urbaine de résidence, et la période de mise en couple. Ce deuxième modèle plus complet indique que, ces variables étant tenues constantes – et conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel –, non seulement les couples qui n'ont pas d'origines extra-métropolitaines rompent moins fréquemment que ceux qui en

[45] De fait, au sein de la population adulte résidant en métropole en 1999, 48,1% des individus résidant en Ile-de-France sont nés hors métropole ou ont au moins un parent né hors métropole, contre seulement 31,9% des individus résidant hors Ile-de-France.

ont (et ce, de façon très fortement significative, qu'ils habitent ou non en Ile-de-France), mais qu'en outre, parmi ceux qui ont des origines extra-métropolitaines, ceux qui résident hors Ile-de-France rompent significativement plus fréquemment que ceux qui résident en Ile-de-France.

Dans le troisième modèle, nous introduisons de nouvelles variables de contrôle en vue d'aboutir au test le plus complet que nous puissions réaliser de l'effet de la relation entre les origines des conjoints et leur région de résidence sur la probabilité de rupture. Ce troisième modèle indique que, « toutes choses égales par ailleurs » (à même période de mise en couple, même âge de la femme à la mise en couple, même écart d'âge entre conjoints, même taille de l'unité urbaine de résidence, même appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles, mêmes antécédents matrimoniaux des conjoints, mêmes statut et calendrier matrimoniaux, et même nombre d'enfants eus, adoptés et de beaux-enfants), les régularités observées dans le modèle précédent se maintiennent. Tout d'abord, par rapport aux couples dont au moins un des conjoints a des origines extra-métropolitaines et qui résident en Ile-de-France (et, *a fortiori*, hors Ile-de-France) les couples dont aucun conjoint n'a d'origine extra-métropolitaine ont environ 1,1 (1/0,875≈1,1 et 1/0,856≈1,1) fois *moins* de chances de rompre (cet effet s'avérant au moins significatif), vraisemblablement parce que les individus qui ne présentent pas ce trait rare sur le marché matrimonial métropolitain parviennent plus aisément à trouver des individus porteurs de leurs propres caractéristiques et d'autres caractéristiques qu'ils valorisent – ce qui devrait leur procurer des appariements plus fréquemment optimaux. Ensuite, par rapport aux couples dont au moins l'un des conjoints a des origines extra-métropolitaines et qui résident en Ile-de-France, les couples dont au moins l'un des conjoints a des origines extra-métropolitaines et qui résident hors Ile-de-France ont environ 1,1 fois *plus* de chances de rompre (cet effet s'avérant fortement significatif), vraisemblablement parce que le fait d'être origine extra-métropolitaine est un trait qui est encore plus rare hors d'Ile-de-France qu'en Ile-de-France, si bien qu'il est encore plus difficile pour ces individus de trouver, là où ils résident, un conjoint qui soit de même origine qu'eux ou qui soit de même origine qu'eux *et aussi* porteur d'autres caractéristiques valorisées – ce qui devrait procurer à ces individus des appariements plus fréquemment sous-optimaux. On notera que l'observation selon laquelle les couples qui ont des origines extra-métropolitaines rompent plus fréquemment s'ils résident hors Ile-de-France plutôt qu'en Ile-de-France n'est pas due au simple fait, pour n'importe quel couple, de vivre hors Ile-de-France, puisque parmi les couples qui n'ont pas d'origine extra-métropolitaine ceux qui résident hors Ile-de-France ne rompent pas plus fréquemment que les autres mais au contraire légèrement moins fréquemment (de façon non significative, comme nous l'apprend un modèle identique au modèle III mais dont on a changé la modalité de référence) ; vivre hors d'Ile-de-France n'accroît donc la probabilité de rupture, « toutes choses égales par ailleurs », que pour les couples qui ont des origines extra-métropolitaines, soit ceux pour lesquels ce lieu de résidence réduit le nombre de conjoints préférables disponibles.

Ce test empirique constitue donc une *validation convaincante* de la prédiction de la théorie du choix rationnel selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, les couples devraient rompre plus fréquemment s'ils ont des caractéristiques rares qu'ils préféreraient retrouver chez leur conjoint.

3. Analyse empirique de la rupture d'union dans la France contemporaine : l'évolution temporelle de la fréquence du divorce

La troisième partie de ce mémoire vise à tester empiriquement dans la France contemporaine les prédictions de la théorie du choix rationnel à propos de l'évolution temporelle de la fréquence du divorce. Si la fréquence du divorce évolue au fil du temps conformément aux prédictions de la théorie du choix rationnel, nous pourrons considérer que la théorie du choix rationnel offre une explication satisfaisante des phénomènes observés dans la France contemporaine (ainsi que dans d'autres pays au cours de la même période). Après avoir décrit comment évolue la fréquence du divorce dans la France du XXe siècle, nous cherchons à éprouver la crédibilité des explications fournies par la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer les deux phénomènes majeurs observés : les pics de la fréquence du divorce suite aux conflits armés, et – surtout – l'essor de la fréquence du divorce depuis la seconde moitié des années soixante. Nous verrons que ces deux phénomènes s'expliquent de façon crédible par le biais de mécanismes que nous avons déjà utilisés en vue d'expliquer la structure des couples rompus, ce qui implique que la théorie du choix rationnel propose bel et bien une explication *unifiée* – et donc, d'autant plus satisfaisante scientifiquement – de tous les phénomènes observés, aussi bien en ce qui concerne la structure des couples rompus qu'en ce qui concerne l'évolution temporelle de la fréquence du divorce. Notons toutefois que les tests empiriques menés dans cette troisième partie ne sont pas aussi convaincants que ceux qui ont été réalisés dans la deuxième partie de ce mémoire, parce qu'il n'est pas garanti que les régularités ici détectées se maintiennent « toutes choses égales par ailleurs ».

Rappelons que, dans les pays occidentaux (Phillips 1988), la fréquence des ruptures d'union s'accroît à partir de la fin du XVIIIe siècle, et à un rythme accru à partir de la seconde moitié du XIXe siècle. Dans la France du XIXe siècle (Ronsin 1992), l'usage de la séparation de corps se répand lentement sous la monarchie de Juillet (1830-1848), puis rapidement sous le Second Empire (1852-1870), avant le rétablissement de la liberté de divorce par la loi Naquet (1884). Le nombre de demandes de séparation de corps quadruple presque entre 1840 et 1883 (de 940 à 3 715), et le nombre de ruptures légales (soit, de séparation de corps *et* de divorces) triple encore entre 1883 et 1894 (de 3 715 à 11 549) (Ronsin 1992).

Dans les pays occidentaux[46] du XXe siècle (Phillips 1988), la fréquence du divorce s'accroît ensuite à un rythme soutenu pendant l'entre-deux guerres, avant de stagner au cours des années cinquante. Les années soixante et, surtout, soixante-dix marquent une rupture brutale dans l'histoire du divorce dans les pays occidentaux, puisqu'à partir de cette période la fréquence du divorce s'accroît à un rythme jusqu'alors inconnu. Dans les vingt-cinq pays de l'Union européenne (Communautés européennes 2004), le taux de divortialité[47] pour mille habitants est passé de 0,6 en 1960 à 0,9 en 1970, 1,5 en 1980, 1,7 en 1990 et 1,8 en 2000, et l'indicateur conjoncturel de divortialité[48] est passé de 13% en 1970 à 20% en 1980, 25% en 1990 et 32% en 2000. Aux États-Unis (Furstenberg 1990), la proportion des mariages de

[46] Notons qu'il s'agit là exclusivement des pays occidentaux – les autres pays, notamment asiatiques, ayant connu une évolution tout à fait différente qui appelle une explication distincte ; sur ce point, cf. Goode 1993.

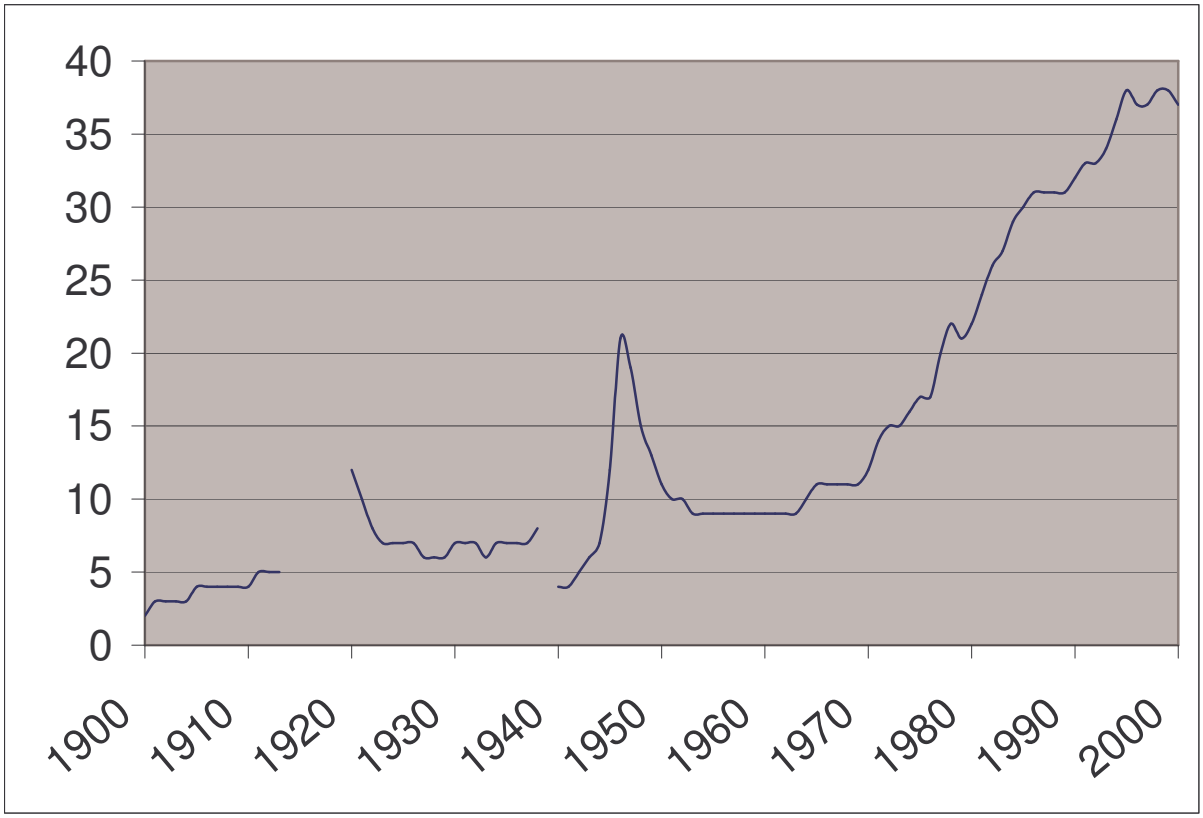
[47] Aussi appelé taux brut de divortialité, ou encore taux de divorce, c'est le rapport entre le nombre de divorces de l'année considérée et la population moyenne de la même année. Ce mode de calcul du taux de divortialité – qui diffère légèrement du mode de calcul utilisé *supra*, p. 29 – est celui qui est utilisé jusqu'à la fin de ce mémoire.

[48] Aussi appelé somme des divorces réduits, l'indicateur conjoncturel de divortialité est la somme des taux de divortialité (pour cent couples mariés) par âge d'une année, à interpréter comme le nombre de divorces dans une promotion fictive de cent mariages dont les taux de divortialité seraient à chaque durée de mariage égaux à ceux observés l'année considérée.

chaque promotion qui auront abouti à un divorce au bout de quarante années de mariage a aussi explosé au fil du siècle : alors qu'ils étaient moins de 10% dans les promotions de mariage de la fin du XIXe siècle, ils ont été environ 30% dans celles du milieu du XXe siècle, et ils seront vraisemblablement plus de 50% – voire plus de 60% – dans celles de la fin du XXe siècle.

L'évolution de la fréquence du divorce en France au cours du XXe siècle est adéquatement synthétisée par l'évolution de l'indicateur conjoncturel de divortialité, présentée dans le graphique suivant.

Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité au XXe siècle.



Sources : Sardon 1996 (depuis 1900 jusqu'à 1950) ; INED 2005 (depuis 1950 jusqu'en 2000).

L'évolution de la fréquence du divorce en France au cours du XXe siècle fait apparaître deux phénomènes majeurs : au cours de la première moitié du siècle, on observe deux pics de divortialité, qui correspondent aux après-guerres des deux conflits mondiaux ; et au cours de la seconde moitié du siècle – plus exactement à partir de la seconde moitié des années soixante – on observe un essor massif de la fréquence du divorce.

L'existence de ces deux phénomènes ne fait en elle-même aucun doute. Les pics de divortialité constatés à l'issue des deux guerres mondiales sont repérables à l'aide de tous les indicateurs de divortialité disponibles, et sont aussi observés dans les autres pays engagés dans ces conflits. L'essor de la divortialité depuis la seconde moitié des années soixante est elle aussi repérable à l'aide de tous les indicateurs de divortialité disponibles. On estime ainsi qu'en France près de 37% des mariages conclus en 1985 se termineront par un divorce, contre 35% de ceux conclus en 1980, 32% de ceux conclus en 1975, 29% de ceux conclus en 1970, et 16% de ceux conclus en 1960 (Ined 2002). En France métropolitaine, le taux de divortialité pour mille mariages s'est même accru (entre 1976 et 1982, puis entre 1982 et 1992, puis entre 1992 et 2002) pour *chacune* des durées de mariage, de moins d'un an jusqu'à vingt-neuf ans de mariage (Insee, Bilan démographique). Au final, en 2002 (Ministère de la Justice 2004),

les juges aux affaires familiales ont prononcé 130 676 divorces, et ils ont reçu 181 886 demandes de rupture d'union, dont 173 063 demandes de divorce, 6 785 demandes de séparation de corps, et 2 038 demandes de conversion de la séparation de corps en divorce. La question qui se pose, dès lors, est de savoir pourquoi l'on observe de tels phénomènes (plutôt que d'autres), et s'il est possible de les expliquer à l'aide de la théorie du choix rationnel.

3.1 Les pics de la fréquence du divorce suite aux conflits armés

La divortialité connaît au XXe siècle une chute pendant chacun des deux grands conflits mondiaux, puis un pic à la suite de chacun de ces conflits – et ce aussi bien en France que dans d'autres pays. Le même phénomène avait déjà été observé en France lors de la guerre de 1870-1871 ; on sait en effet (Ronsin 1992) que le nombre de demandes de séparation de corps chute pendant la guerre de 1870-1871 – la proportion des demandes qui sont abandonnées en 1871 étant le double de la moyenne de la période, ce qui indique que la guerre a fait renoncer un nombre important d'époux à faire prononcer une séparation imposée par les événements –, puis qu'après-guerre le nombre de demandes de séparation de corps augmente fortement. Outre un effet mécanique de « déstockage » des mariages non dissous pendant la guerre, plusieurs mécanismes sont susceptibles d'expliquer l'accroissement de la fréquence du divorce à la suite de conflits armés (Michael 1988).

Premièrement, plusieurs mécanismes devraient concourir à la réduction des gains tirés de nombreuses unions au sortir de la guerre. Tout d'abord, les unions conclues avant la guerre sont confrontées à l'événement imprévu que constitue le conflit ; cet événement imprévu devrait accroître leur probabilité de rupture, notamment en mettant un terme à certains de leurs projets et investissements communs ou en les repoussant dans le temps. Ensuite, les unions conclues pendant la guerre devraient disproportionnément avoir été conclues hâtivement, avant que l'homme ne prenne son service, notamment en raison des gains de diverses natures que peut tirer l'époux combattant du fait d'être marié et/ou que peut tirer l'épouse du fait d'être mariée avec un combattant ; alternativement, les mariages conclus pendant la guerre pourraient avoir été conclus hâtivement en raison du fait que les hommes mariés peuvent plus aisément éviter d'être enrôlés dans l'armée (comme ce fut le cas pendant la guerre du Vietnam) ; en tous les cas, le fait d'avoir écourté la période de prospection devrait accroître la probabilité de divorce de ces unions conclues pendant la guerre, ce qui devrait accroître la fréquence du divorce peu après leur conclusion, entre autres au sortir de la guerre. En outre, la séparation physique des époux pendant la guerre devrait réduire les investissements des conjoints dans leur relation (et ce, quelle que soit la date de leur mariage par rapport eu début de la guerre), ce qui devrait accroître leur probabilité de divorce. Enfin, les conjointes des mutilés de guerre ou des combattants devenus violents suite à l'expérience du combat (Gimbel, Booth 1994) devraient disproportionnément préférer le divorce au maintien dans l'union, puisque ces caractéristiques devraient réduire les gains qu'elles retirent de l'union.

Deuxièmement, plusieurs mécanismes devraient concourir, au sortir de la guerre, à accroître les gains tirés d'unions alternatives aux unions déjà conclues. Tout d'abord, la séparation physique des époux devrait faciliter les rencontres avec des conjoints alternatifs, ce qui devrait encore une fois accroître leur probabilité de divorce. Ensuite, le décès au cours de la guerre d'individus mariés accroît, sur le marché matrimonial, la demande de services conjugaux délivrés par les membres du sexe qui se trouve en pénurie relative. Typiquement, si une guerre est meurtrière en hommes, les hommes survivants devraient profiter de leur pouvoir de négociation accru sur le marché matrimonial pour se mettre en couple avec des conjointes qu'ils estiment préférables à celles qu'ils avaient pu obtenir dans une situation de marché différente – que ces conjointes jugées préférables soient elles-mêmes veuves ou

célibataires. Ce mécanisme explicatif de l'accroissement de la fréquence du divorce au sortir des guerres est d'autant plus crédible que la part des demandes en divorce qui est d'origine masculine explose au sortir de la Première Guerre Mondiale, entre 1920 et 1925, ainsi qu'au sortir de la Seconde Guerre Mondiale, entre 1944 et 1945 (Boigeol, Commaille 1974). Notons que ces deux événements sont tout à fait remarquables dans l'histoire du divorce en France depuis 1884 (et même, dans l'histoire de la rupture légale en France depuis la fin du XVIIIe siècle), puisque les deux seules périodes au cours desquelles ce sont les hommes – et non les femmes – qui prennent disproportionnément l'initiative du divorce sont, précisément, ces après-guerres et, dans une moindre mesure, les périodes de conflit qui les précèdent. L'existence de pics de fréquence du divorce suite aux conflits armés peut donc s'expliquer de façon satisfaisante (bien que non nécessairement suffisante) par le fait que les hommes usent du pouvoir de négociation accru que leur confère leur rareté relative sur les marchés matrimoniaux d'après-guerre.

Troisièmement, l'exercice par les femmes d'une activité professionnelle pendant la guerre, en accroissant leur indépendance financière vis-à-vis de leur époux, pourrait avoir réduit pour elles les coûts du divorce, ce qui aurait pu leur faciliter la prise de décision du divorce ; toutefois, nous venons de le voir, la part des demandes en divorce qui proviennent des femmes chute suite aux conflits armés, si bien que ce mécanisme n'a sans doute pas été très puissant. L'exercice par les femmes d'une activité professionnelle pendant la guerre, en accroissant la satisfaction qu'elles pourraient tirer d'un retour au célibat, les a sans doute plutôt désincitées à céder aux exigences de leurs maris selon lesquelles elles devraient leur transférer une part de leurs gains de l'union – exigences qu'ils pouvaient se permettre de formuler étant donné leur situation de pouvoir accru sur le marché matrimonial –, ce qui a au final accru la fréquence de la mise à exécution des menaces de divorce proférées par les hommes.

Bref, il est clair que non seulement la théorie du choix rationnel propose des explications crédibles aux pics de divortialité constatés suite aux conflits armés, mais aussi que ces explications sont parfaitement congruentes avec les explications que cette même théorie propose en vue d'expliquer la structure des couples rompus. C'est bien de ce fait que la théorie du choix rationnel tire toute sa puissance – du caractère *unifié* des explications qu'elle propose de toutes les régularités observées. Mais en est-il de même pour ce qui concerne l'explication de l'essor de la fréquence du divorce constaté en France depuis la seconde moitié des années soixante ? Avant de répondre à cette importante question, notons deux points.

Tout d'abord, l'« explication » de l'essor récent de la fréquence du divorce qui consisterait à affirmer qu'un « courant culturel » nouveau aurait soufflé sur les pays occidentaux, ou qu'un « modèle normatif » ou un « système de valeurs » nouveau aurait conduit les individus à divorcer plus fréquemment qu'auparavant ne constitue pas une explication valide ; car, avec de tels courants culturels – semblables aux « courants suicidogènes » inventés par Durkheim –, on pourrait tout expliquer, pourvu qu'on affirme qu'ils soient apparus au moment opportun. Soutenir que « l'instabilité conjugale [est] consécutive à la mise en application des idéaux individuels dans la sphère privée et à la force de la croyance en l'amour » (Singly, cité in Ségalen 2004), ou encore accorder une influence causale à la « hausse inflationniste de l'espoir » (Le Roy Ladurie), ce n'est rien expliquer ; car, pourquoi ces idéaux seraient-il apparus à cette période-là et en ces lieux-là, et pourquoi auraient-ils eu des effets si puissants ? De même, affirmer que « la "divortialité" serait désormais installée dans les clauses mêmes du pacte d'alliance » (Roussel 1993), que « c'est le nouveau modèle matrimonial qui induirait, de par sa finalité même, des taux de divorce élevés » (Roussel 1993), ou encore que « les modèles matrimoniaux où la probabilité de divorce est la plus forte se diffusent au détriment de ceux qui n'admettent que de rares

ruptures – d'où une hausse des taux de divortialité globaux » (Roussel 1980), ce n'est pas proposer une *explication* du phénomène observé : c'est *décrire* de nouveau le même phénomène. Pour expliquer de façon crédible l'explosion de la fréquence du divorce en Occident – comme pour expliquer tout phénomène social –, il faut nécessairement détailler les mécanismes causaux de niveau individuel qui ont dû jouer dans le sens observé, puis si possible tester empiriquement la crédibilité de la thèse selon laquelle ce sont bien ces mécanismes, et non d'autres, qui ont produit le résultat observé.

Ensuite – et c'est là notre second point –, en vue d'expliquer l'essor récent de la fréquence du divorce, on se gardera d'octroyer une influence causale prépondérante aux modifications législatives qui ont pris place dans les pays occidentaux lors des années soixante-dix. Tout d'abord, parce que ces modifications législatives ne permettent pas d'expliquer l'accroissement de la fréquence du divorce qui a pris place *avant* les années soixante-dix, et notamment à partir de la seconde moitié des années soixante ; on sait même (Commaille *et al.* 1983) que les modifications affectant la législation sur le divorce surviennent, dans la quasi-totalité des pays européens, consécutivement à plusieurs années d'accélération de la hausse de la fréquence du divorce. Il n'est pas inenvisageable, bien sûr, qu'une fois mises en application ces réformes aient contribué à décider certains couples hésitants à légaliser leur séparation, voire à divorcer. Mais, 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. Or, c'est bien le caractère durable de la hausse de la fréquence du divorce qui pose problème.[49] Pour expliquer un tel phénomène, c'est, semble-t-il, à des *mécanismes autoentretenus* qu'il faut faire appel.

Notons pour débuter que l'accroissement de la fréquence du divorce au cours d'une phase initiale devrait *lui-même* avoir contribué à accroître la fréquence du divorce au cours des phases postérieures, et ce par trois biais distincts. Tout d'abord, l'accroissement de la fréquence du divorce au cours d'une phase initiale devrait avoir contribué à accroître la fréquence du divorce au cours des phases postérieures en réduisant le stigmate qui s'attache au divorce pour les couples encore intacts – enclenchant ainsi une dynamique autoentretenue d'accroissement de la fréquence du divorce.[50] Ensuite, l'accroissement de la fréquence du divorce au cours d'une phase initiale devrait avoir contribué à accroître la fréquence du divorce au cours des phases postérieures par le biais de la « transmission intergénérationnelle du risque de divorce » – phénomène observé, comme on l'a vu, dans tous les pays occidentaux. Enfin, l'accroissement de la fréquence du divorce au cours d'une phase initiale devrait avoir contribué à accroître la fréquence du divorce au cours des phases postérieures en accroissant les dimensions du marché matrimonial « de seconde main » – enclenchant une fois de plus une dynamique autoentretenue d'accroissement de la fréquence du divorce. Nous pouvons maintenant aborder trois autres mécanismes explicatifs de l'essor récent de la

[49] Un article portant sur l'évolution temporelle de la fréquence du divorce en Grande-Bretagne (Smith 1997) indique lui aussi 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. Pour parvenir à ce résultat, cet article utilise notamment la stratégie de recherche suivante : il suppose que les déterminants extra-juridiques de la fréquence du divorce sont les mêmes en Angleterre-Galles et en Ecosse 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 Ecosse en 1977 ; alors, le décalage entre ces régions des calendriers de libéralisation de la législation sur le divorce permet de vérifier si des modifications législatives affectent la fréquence du divorce à court terme, et à long terme.

[50] Cette réduction des coûts – symboliques – du divorce pourrait aussi, à son tour, avoir incité à abréger la durée de la période de prospection du conjoint – enclenchant, encore une fois, une dynamique autoentretenue d'accroissement de la fréquence du divorce.

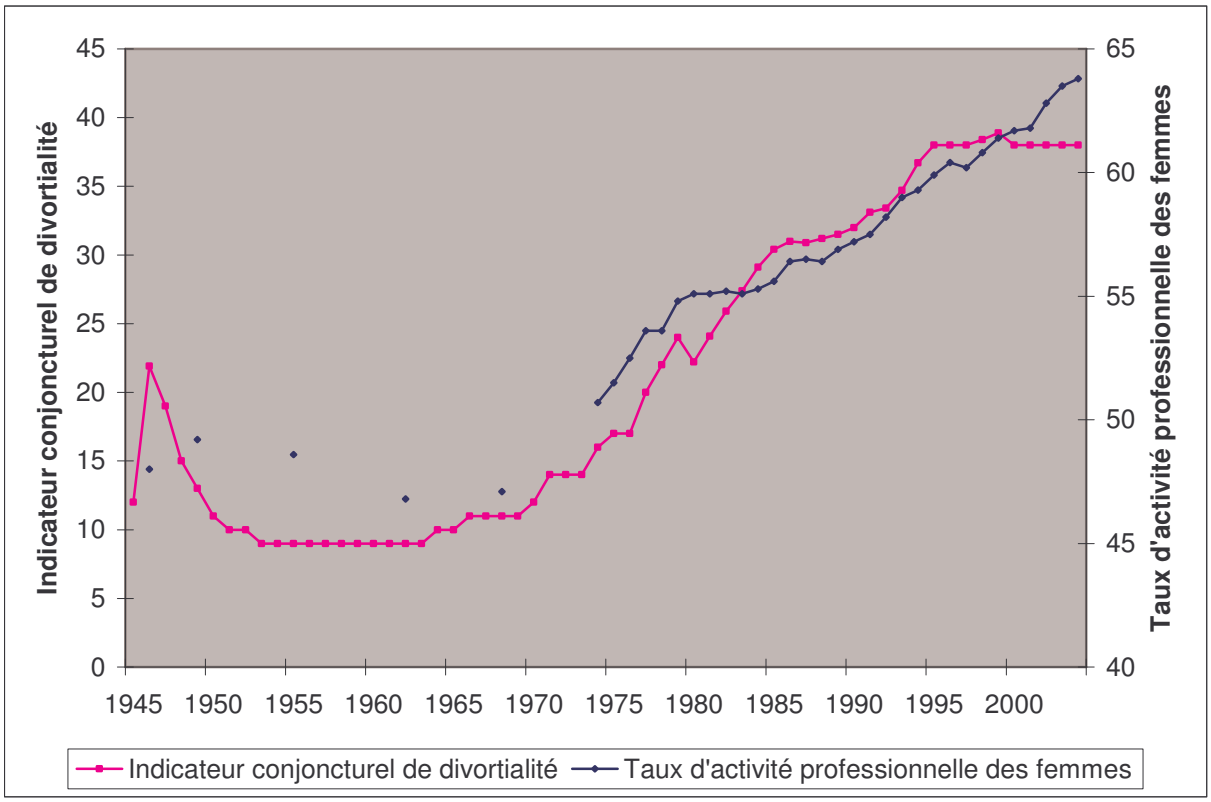
fréquence du divorce dans les pays occidentaux en général et en France en particulier – et tester empiriquement leur crédibilité.

3.2 L'essor de la fréquence du divorce et l'accroissement de l'activité professionnelle des femmes

L'accroissement de l'activité professionnelle des femmes et la réduction des inégalités professionnelles entre hommes et femmes devraient avoir contribué à accroître la fréquence du divorce, notamment en réduisant la division du travail au sein du couple et en accroissant le niveau de vie que les femmes peuvent atteindre hors de l'union. Si, en outre, l'accroissement de la fréquence du divorce a contribué à accroître l'activité professionnelle des femmes en incitant les femmes en couple – par souci accru de « prudence » – à ne pas quitter leur activité professionnelle et en incitant les femmes divorcées à la reprendre, il est bien possible que se soit enclenchée une dynamique autoentretenue d'accroissement des taux de divorce et d'activité professionnelle des femmes.

Ce mécanisme explicatif de l'essor autoentretenu de la fréquence du divorce dans les sociétés occidentales a l'avantage d'être tout particulièrement approprié au phénomène observé. En effet, comme nous l'avons vu, c'est surtout depuis la seconde moitié du XIXe siècle, et plus encore depuis les années soixante, que le divorce est devenu de plus en plus fréquent dans les sociétés occidentales. Or, cette chronologie concorde exactement avec celle du développement du salariat féminin, puisque c'est avec la Révolution industrielle tout d'abord, et à partir des années soixante ensuite, que les femmes ont massivement investi le salariat. La congruence chronologique entre l'extension du salariat féminin et l'accroissement de la fréquence du divorce est d'autant plus frappante qu'elle se vérifie aussi *a contrario* : en France tout du moins, la phase de reflux de l'activité professionnelle féminine – pendant les années cinquante – correspond précisément à la phase de stagnation de la fréquence du divorce, comme l'indique le graphique suivant.

Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité et du taux d'activité professionnelle des femmes de 15 à 64 ans, entre 1945 et 2004.



Sources : Sardon 1996 (pour l'indicateur conjoncturel de divortialité depuis 1945 jusqu'en 1993) ; INSEE 2005 (pour l'indicateur conjoncturel de divortialité depuis 1994 jusqu'à 2004) ; Marchand, Thélot 1997 (pour le taux d'activité professionnelle des femmes depuis 1945 jusqu'en 1974) ; INSEE 2005 (pour le taux d'activité professionnelle des femmes depuis 1975 jusqu'en 2004).
Note : la courbe du taux d'activité professionnelle des femmes avant 1975 n'est pas tracée parce que nous ne disposons pas de données pour chacune de ces années, mais seulement pour certaines d'entre elles.

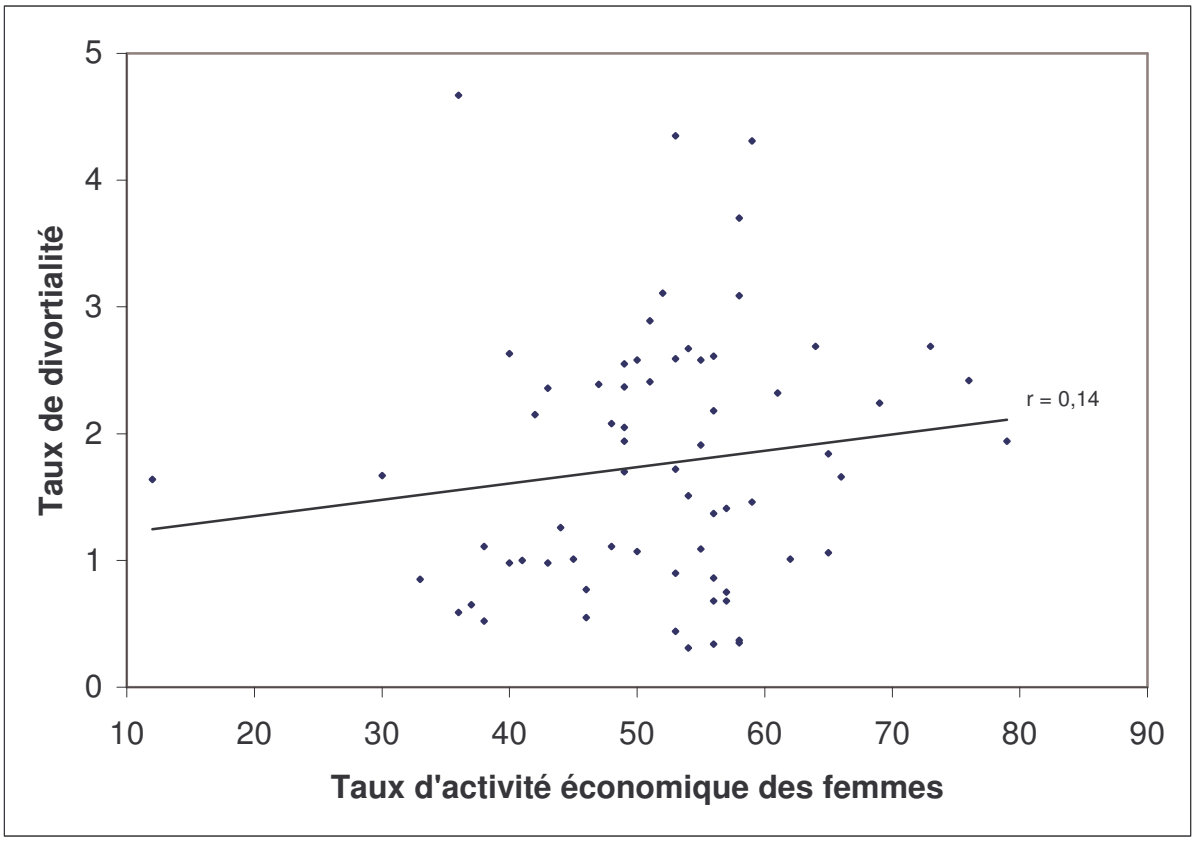
Cette observation est donc susceptible d'accroître notre confiance dans la validité des mécanismes explicatifs proposés par la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer l'essor de la fréquence du divorce dans la France contemporaine. Mais si l'essor de l'activité professionnelle des femmes enclenchait divers mécanismes contribuant à l'accroissement de la fréquence du divorce, on devrait non seulement observer que la fréquence du divorce et la fréquence de l'activité professionnelle des femmes se suivent de près au fil du temps dans la France contemporaine ; on devrait aussi observer que la fréquence du divorce et la fréquence de l'activité professionnelle des femmes sont corrélées positivement, *à une date donnée, entre divers pays*.[51] Comme l'indiquent les deux graphiques suivants, c'est très exactement ce que l'on observe actuellement, à la fois au sein de l'Union européenne et dans tous les pays du monde pour lesquels on dispose de données adéquates.

[51] On devrait en outre observer que la fréquence du divorce et la fréquence de l'activité professionnelle des femmes se suivent de près au fil du temps dans chaque pays. C'est très exactement ce que l'on observe dans chacun des pays de l'Union européenne depuis les années soixante-dix (OCDE 2005). Mais étant donné que nous ne disposons pas pour ces pays de données portant sur le taux d'activité professionnelle des femmes *depuis les années cinquante* – données qui seraient nécessaires pour réaliser un test convaincant de la prédiction –, nous ne présentons pas ces résultats.

Indicateur conjoncturel de divortialité dans les 15 pays de l'Union européenne selon le taux d'emploi des femmes de 15 à 65 ans, en 2002.

Sources : OCDE 2005 (pour le taux d'emploi des femmes) ; Communautés européennes 2004 (pour l'indicateur conjoncturel de divortialité).
Champ : 15 pays de l'Union européenne, sauf l'Irlande (dont les données sont manquantes).
Note : la valeur « r » est le coefficient de corrélation linéaire (ou coefficient de Bravais-Pearson), qui indique la direction et l'intensité de la relation statistique entre deux variables ; ici, il vaut 0,84, ce qui signifie qu'en moyenne, lorsque le taux d'emploi des femmes augmente de 1%, l'indicateur conjoncturel de divortialité augmente de 0,84%.

Taux de divortialité dans 67 pays du monde selon le taux d'activité économique des femmes de plus de 15 ans, autour de l'an 2000.



Source : Nations Unies 2002.
Note : le taux d'activité économique des femmes de plus de 15 ans est la proportion des femmes de plus de 15 ans qui sont actives professionnellement selon les systèmes de comptabilité nationaux.

Si ces observations ne suffisent certainement pas à elles seules à contraindre l'assentiment, elles sont susceptibles d'accroître encore notre confiance dans la validité des mécanismes explicatifs proposés par la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer l'essor de la fréquence du divorce dans la France contemporaine (et, conjointement, dans les autres pays occidentaux).

3.3 L'essor de la fréquence du divorce et la réduction de la fécondité

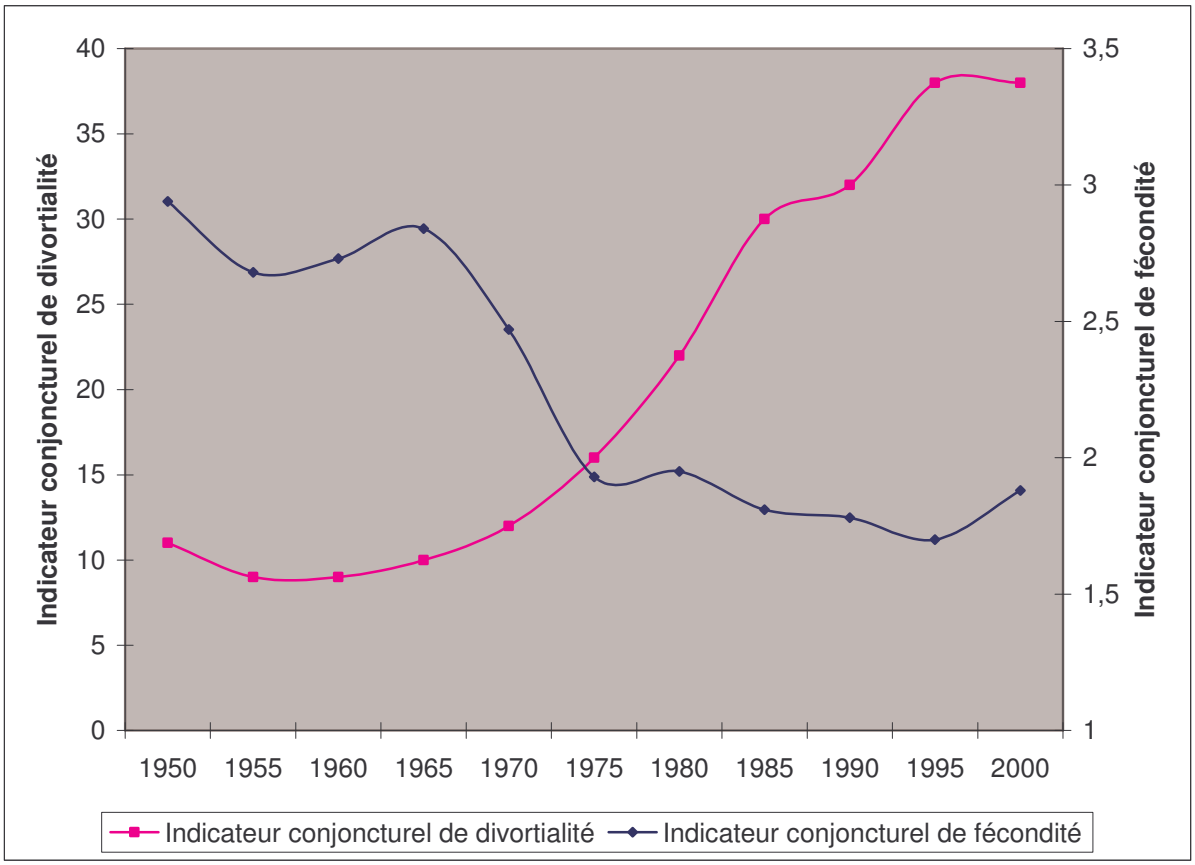
La réduction de la fécondité devrait avoir contribué à accroître la fréquence du divorce, en réduisant le niveau d'investissements spécifiques à l'union effectué par les conjoints. Si, en outre, l'accroissement de la fréquence du divorce a contribué à réduire le niveau de fécondité – par souci accru de « prudence » –, il est possible, encore une fois, que se soit enclenchée une dynamique autoentretenue d'accroissement des taux de divorce et de fécondité.[52]

Ce mécanisme explicatif de l'essor autoentretenu de la fréquence du divorce dans les sociétés occidentales a l'avantage, comme le précédent, d'être tout particulièrement approprié au phénomène observé. En effet, la phase d'accélération de la hausse de la fréquence du

[52] Ce mécanisme d'accroissement autoentretenu du taux de divorce par le biais de la réduction des investissements spécifiques à l'union pourrait être valide non seulement pour ce qui concerne la fécondité, mais aussi le partage des ressources financières au sein du couple. On constate en effet (Stehli *et al.* 2002) que la proportion des conjoints qui possèdent chacun leur propre compte en banque – plutôt qu'un seul compte qui leur est commun – est quatre fois supérieure en 2002 à ce qu'elle était en 1972 (27% contre 7%).

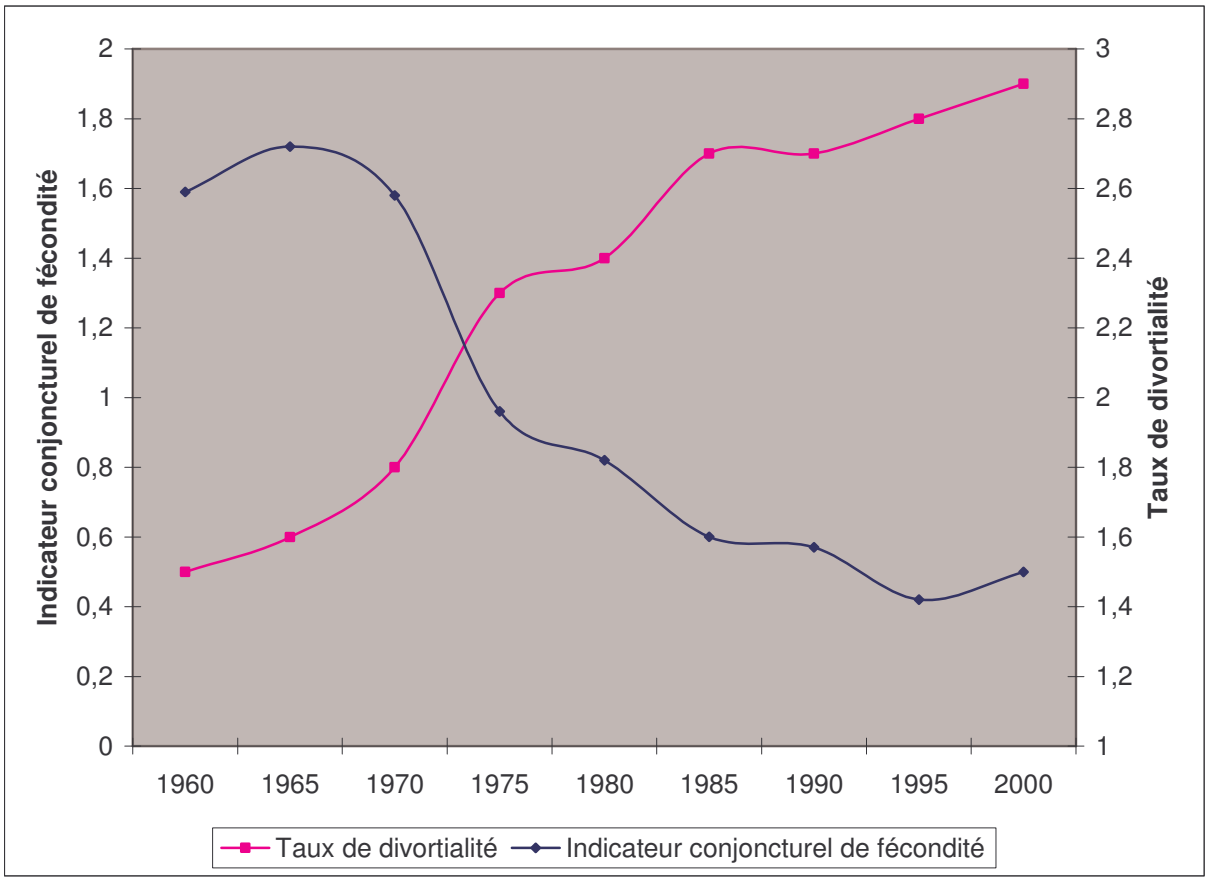
divorce intervient quelques années seulement après le début de la phase de réduction de la fécondité. En France (Daguet 2002), alors que l'indicateur conjoncturel de fécondité s'était maintenu entre 1946 et 1964, il chute brutalement à partir du milieu des années soixante ; or, nous l'avons vu, c'est surtout à partir de 1968 que la hausse de la fréquence du divorce s'accélère. La même relation inverse entre divortialité et fécondité s'observe au fil du temps dans les quinze pays de l'Union européenne.

Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité et de l'indicateur conjoncturel de fécondité, de 1950 à 2000.



Sources : Sardon 1996 (pour l'indicateur conjoncturel de divortialité lors des années cinquante) ; Communautés européennes 2004 (pour l'indicateur conjoncturel de divortialité depuis les années soixante) ; Maruani 2005 (pour l'indicateur conjoncturel de fécondité depuis les années cinquante).
Note : l'indicateur conjoncturel de fécondité est la somme des taux de fécondité par âge d'une année, à interpréter comme le nombre d'enfants qu'aurait une femme tout au long de sa vie, si les taux de fécondité observés l'année considérée à chaque âge demeuraient inchangés.

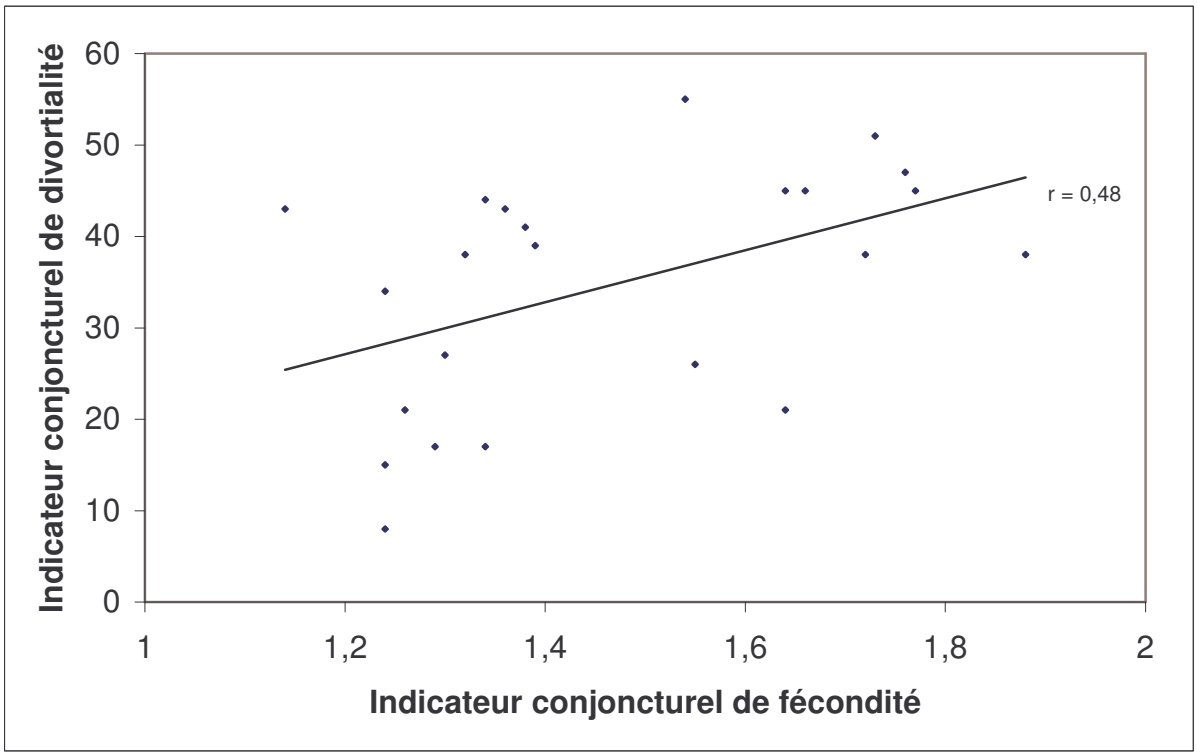
Évolution dans les 15 pays de l'Union européenne du taux de divortialité et de l'indicateur conjoncturel de fécondité, entre 1960 et 2000.



Source : Communautés européennes 2004.

Ces observations sont susceptibles, une fois de plus, d'accroître notre confiance dans la validité des mécanismes explicatifs proposés par la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer l'essor de la fréquence du divorce dans la France contemporaine. Et encore une fois, si la réduction de la fécondité contribuait à l'accroissement de la fréquence du divorce, on devrait non seulement observer que la fréquence du divorce et l'intensité de la fécondité divergent au fil du temps dans la France et l'Europe contemporaines ; on devrait aussi observer que la fréquence du divorce et l'intensité de la fécondité sont corrélées négativement, *à une date donnée, entre divers pays*. Qu'en est-il pour ce qui concerne les pays de l'Union européenne ?

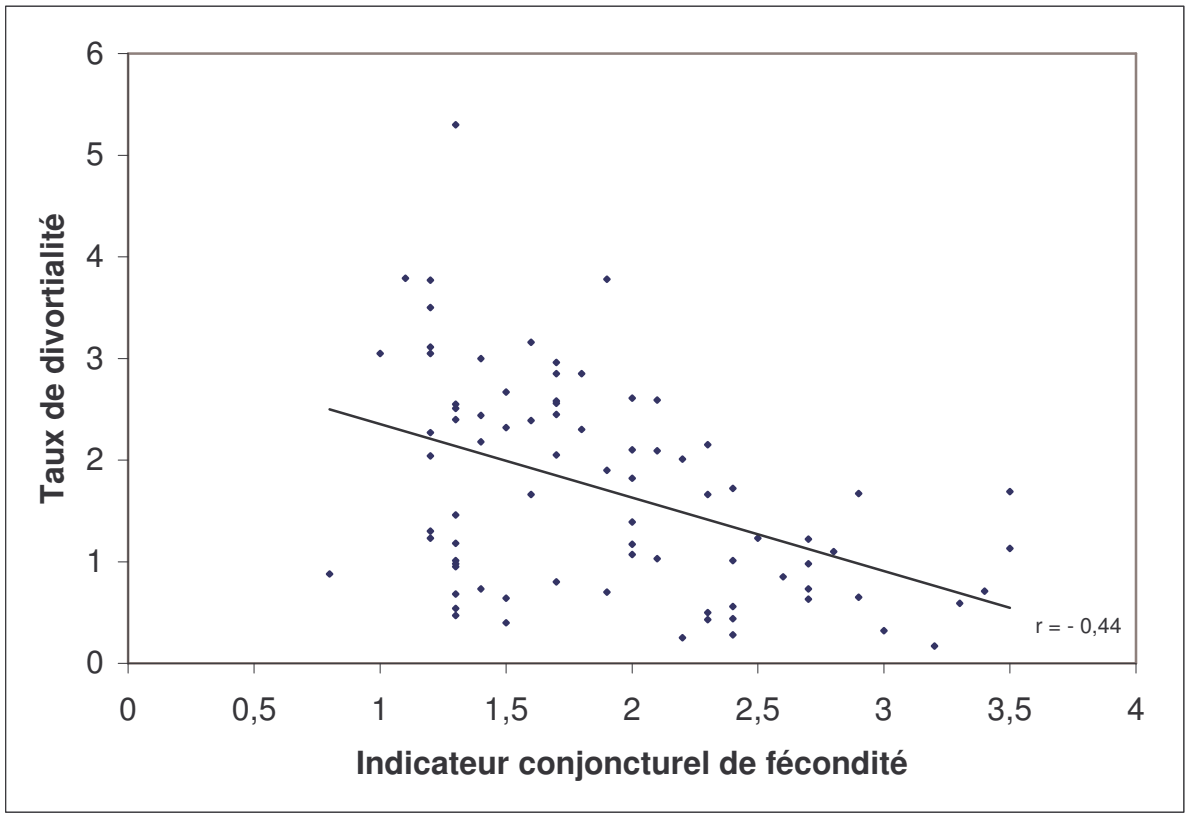
Indicateur conjoncturel de divortialité dans les 25 pays de l'Union européenne selon l'indicateur conjoncturel de fécondité, en l'an 2000.



Source : Communautés européennes 2004.
Champ : 25 pays de l'Union européenne, sauf Malte (qui ne permet pas le divorce) et l'Irlande (dont les données sont manquantes).

Contrairement à la prédiction de la théorie du choix rationnel, cette fois-ci, on constate qu'au sein des pays européens le divorce est d'autant plus fréquent que la fécondité est plus élevée. Ce phénomène constitue, à n'en pas douter, une véritable énigme, pour laquelle (à notre connaissance) aucune explication crédible n'a à ce jour été avancée. Cette régularité est-elle aussi observée si l'on considère tous les pays du monde pour lesquels on dispose de données adéquates ?

Taux de divortialité dans 81 pays du monde selon l'indicateur conjoncturel de fécondité, autour de l'année 2002.



Sources : Nations Unies 2002 (pour le taux de divortialité) ; Nations Unies 2005 (pour l'indicateur conjoncturel de fécondité).

La réponse à cette question est clairement négative : si l'on considère tous les pays du monde, on constate bien – conformément à la prédiction de la théorie du choix rationnel – que le divorce est d'autant plus fréquent que la fécondité est plus réduite. Ce fait, considéré de pair avec les autres régularités que nous avons mises en évidence, semble indiquer que la relation observée entre divortialité et fécondité au sein des pays d'Europe est spécifique à ce continent, ou aux pays occidentaux. La question est donc de savoir pourquoi ce test – contrairement à tous les autres – n'est pas conforme aux prédictions de la théorie du choix rationnel. Nul doute que c'est bien du sein même de la théorie du choix rationnel que doit émerger la réponse à cette question, mais nous ignorons quelle est exactement l'hypothèse qui doit être ajoutée à celles qui ont déjà été mentionnées en vue de rendre compte de cet étonnant phénomène.

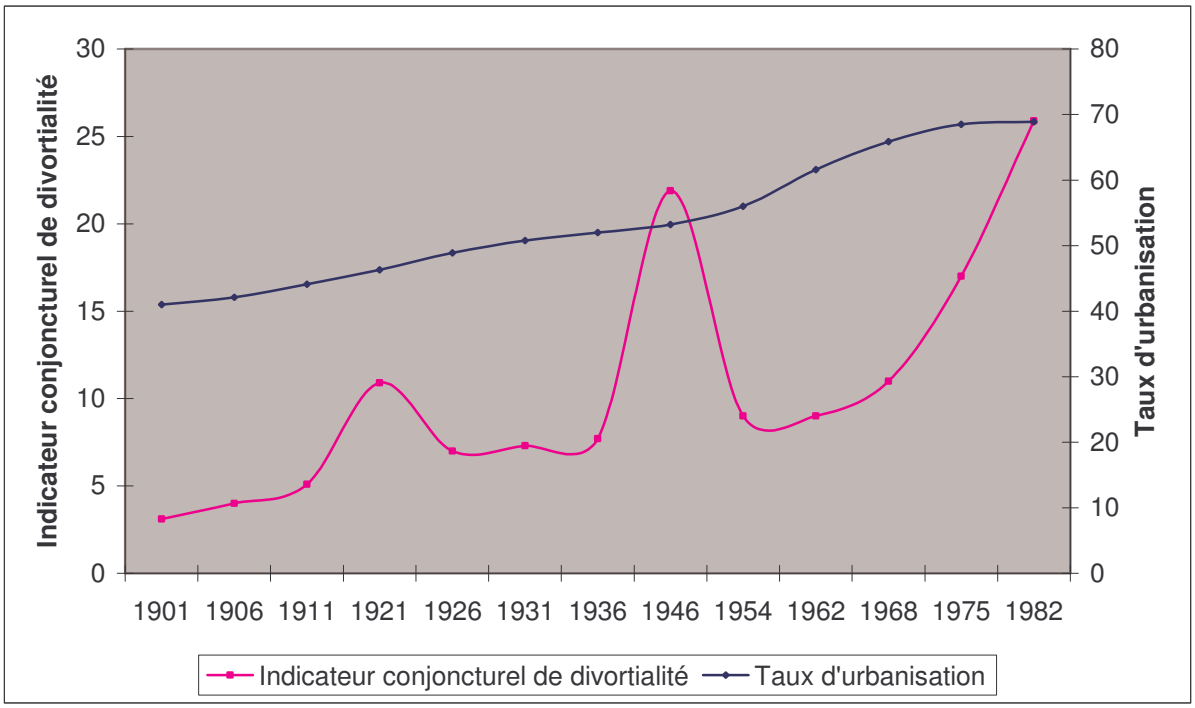
3.4 L'essor de la fréquence du divorce et le développement socioéconomique

Le « développement socioéconomique » – ici entendu comme les processus d'urbanisation, d'industrialisation et de tertiarisation – devrait lui aussi avoir contribué à accroître la fréquence du divorce, et ce par le biais de divers mécanismes.

Tout d'abord, l'urbanisation devrait accroître la fréquence du divorce, notamment en facilitant les rencontres (pendant le mariage comme après le divorce) et en réduisant les coûts symboliques du divorce. C'est pourquoi les évolutions de l'urbanisation et de la fréquence du divorce devraient se suivre au fil du temps. C'est très exactement ce que l'on observe dans la France contemporaine, comme l'indique le graphique suivant : si l'on exclut les après-guerres

– dont nous avons vu qu'ils répondaient à un contexte spécifique, du point de vue de leur divortialité –, la première moitié du XXe siècle est marquée par un accroissement régulier de la divortialité comme de l'urbanisation, tandis que la seconde moitié du XXe siècle est marquée par une accélération de l'accroissement de la divortialité comme de l'urbanisation.

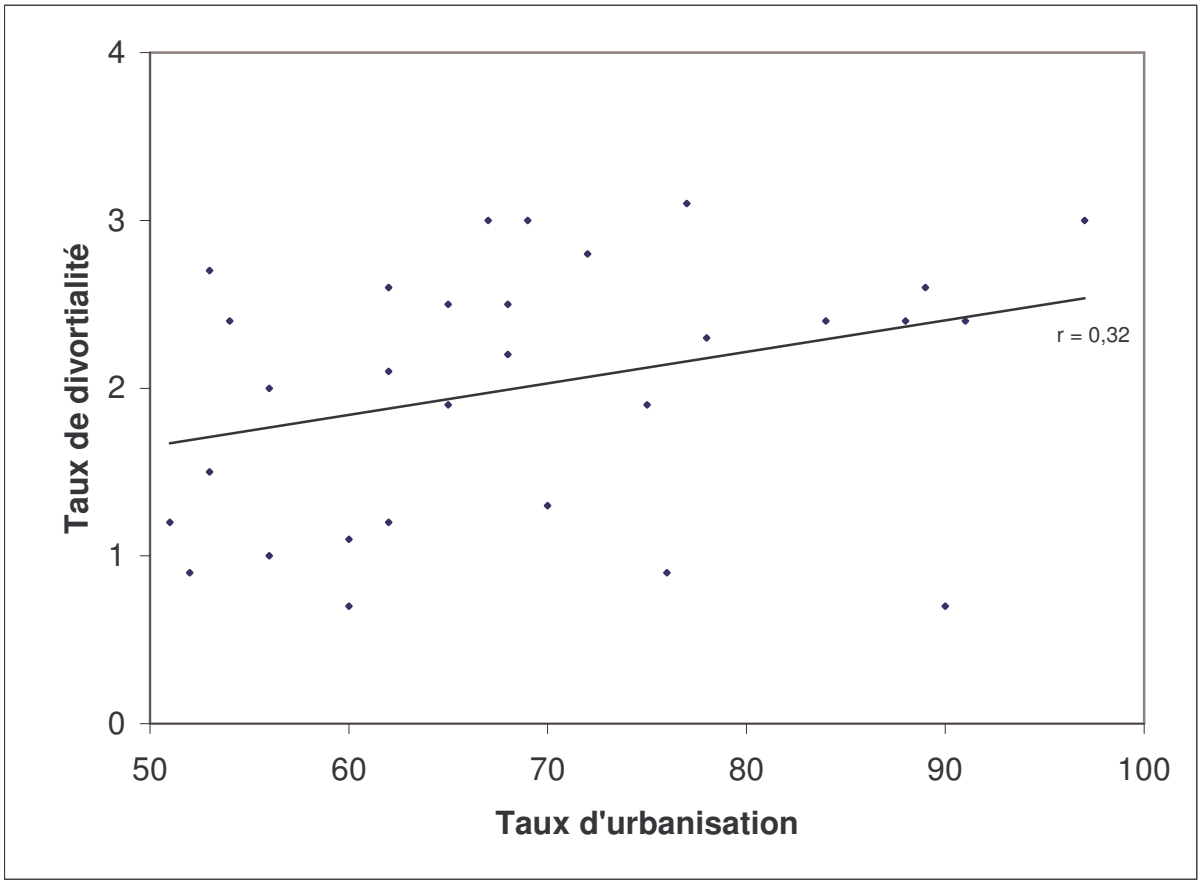
Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité et du taux d'urbanisation, de 1901 à 1982.



Sources : Sardon 1996 (pour l'indicateur conjoncturel de divortialité) ; Marchand, Thélot 1997 (pour le taux d'urbanisation).
Note : la population urbaine est la population des communes ayant au moins 2 000 habitants agglomérés au chef-lieu de la commune.

Et si l'urbanisation enclenchait divers mécanismes contribuant à l'accroissement de la fréquence du divorce, on devrait non seulement observer que la fréquence du divorce et l'urbanisation se suivent de près au fil du temps dans la France contemporaine ; on devrait aussi observer que la fréquence du divorce et l'urbanisation sont corrélées positivement, *à une date donnée, entre divers* pays. C'est cette prédiction que nous testons dans le graphique suivant. Ce graphique indique qu'au sein des pays d'Europe – et conformément à la prédiction de la théorie du choix rationnel – le divorce est d'autant plus fréquent que la population est plus urbanisée.

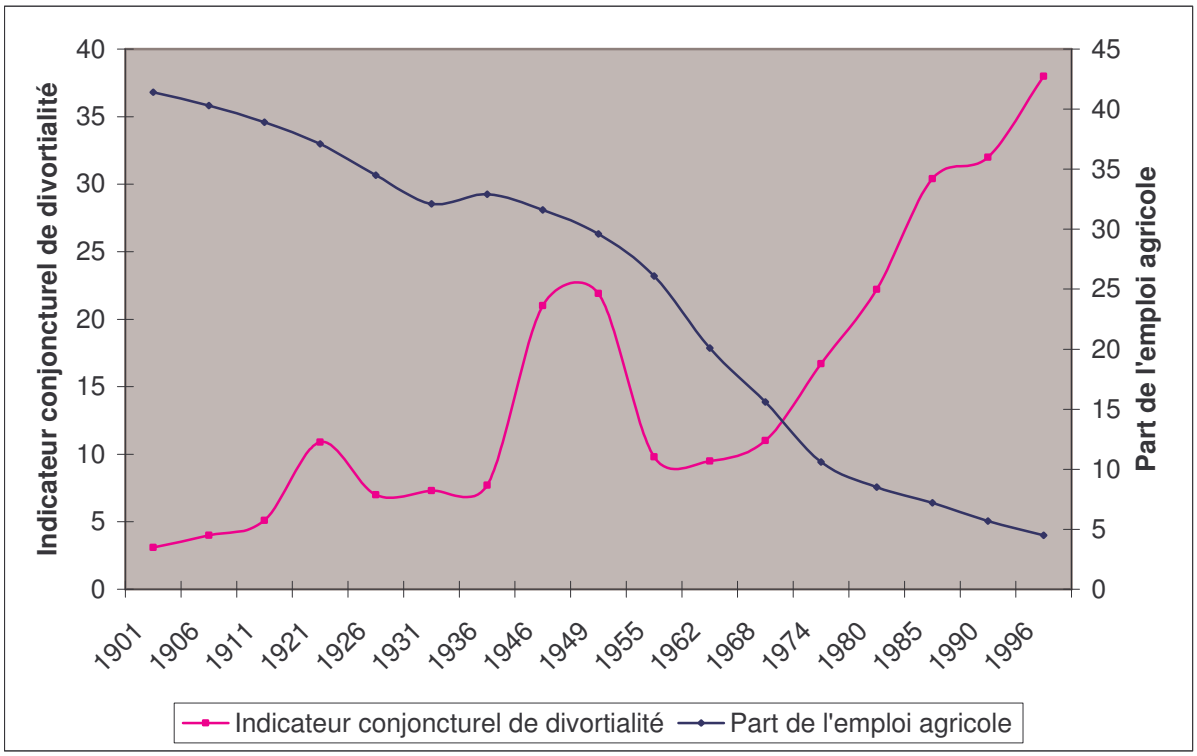
Taux de divortialité dans 30 pays d'Europe selon le taux d'urbanisation, en 2002-2004.



Sources : INSEE 2005 (pour le taux d'urbanisation à la mi-2004) ; Communautés européennes 2004 (pour le taux de divortialité en 2002).
Champ : 25 pays de l'Union européenne, sauf Malte (qui ne permet pas le divorce) ; Norvège ; Suisse ; Roumanie ; Bulgarie ; Croatie ; Serbie et Monténégro.
Note : le taux d'urbanisation est la part de la population qui réside en milieu urbain.

Ensuite, l'industrialisation et la tertiarisation devraient accroître la fréquence du divorce, notamment en réduisant la proportion des couples dont les conjoints exercent leurs activités professionnelles ensemble, ce qui devrait réduire la proportion des couples dont l'un au moins des conjoints est désincité à rompre de peur de devoir alors abandonner son activité professionnelle et de voir ainsi son niveau de vie chuter à l'issue du divorce. C'est pourquoi les évolutions de la part de l'emploi agricole et de la fréquence du divorce devraient se suivre au fil du temps. C'est très exactement ce que l'on observe dans la France contemporaine, comme l'indique le graphique suivant : si l'on exclut les après-guerres, la première moitié du XXe siècle est marquée par un accroissement régulier de la divortialité et une réduction régulière de l'emploi agricole, tandis que la seconde moitié du XXe siècle est marquée par une accélération de l'accroissement de la divortialité et une accélération de la réduction de la part de l'emploi agricole.

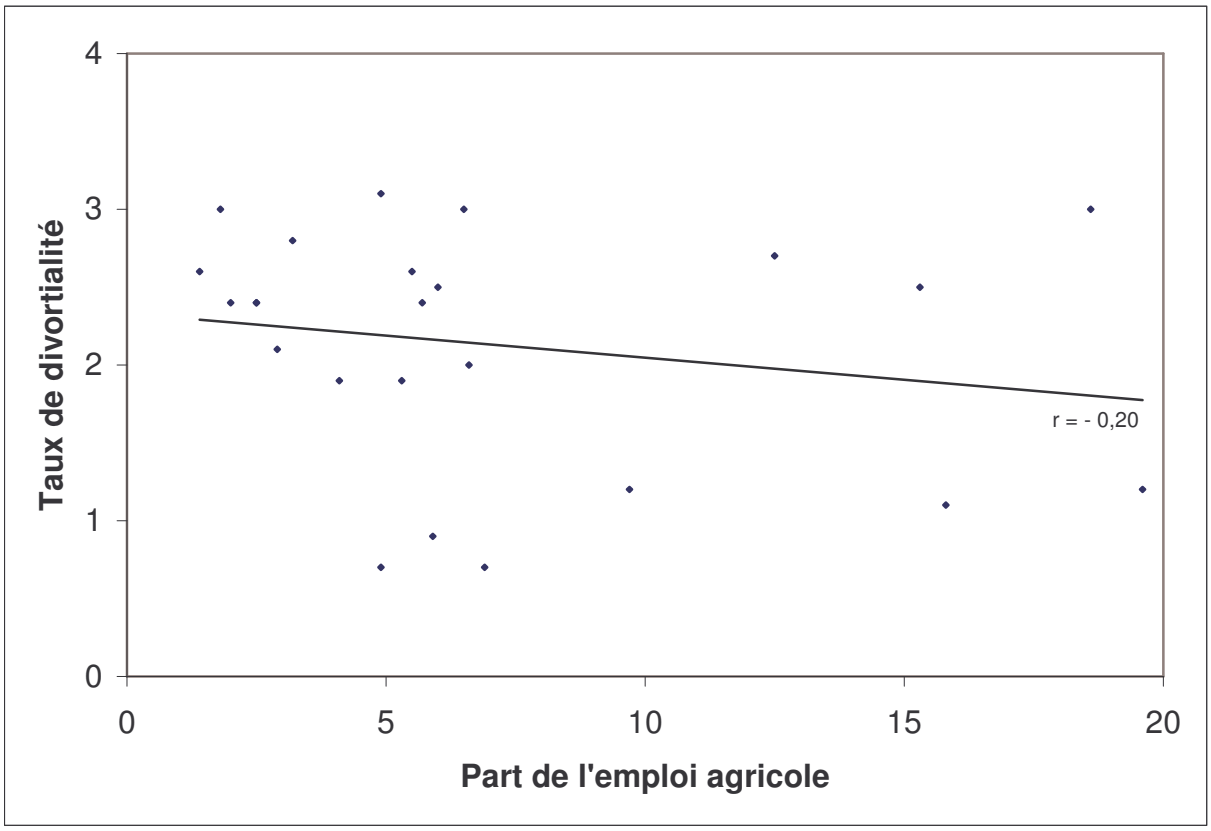
Évolution en France de l'indicateur conjoncturel de divortialité et de la part de l'emploi agricole, de 1901 à 1996.



Sources : Sardon 1996 (pour l'indicateur conjoncturel de divortialité depuis 1901 jusqu'en 1990) ; INSEE 2005 (pour l'indicateur conjoncturel de divortialité en 1996) ; Marchand, Thélot 1997 (pour la part de l'emploi agricole).

Et si l'urbanisation enclenchait divers mécanismes contribuant à l'accroissement de la fréquence du divorce, on devrait aussi observer que la fréquence du divorce et la part de l'emploi agricole sont corrélées négativement, *à une date donnée, entre divers* pays. C'est bel et bien ce qu'indique le graphique suivant : au sein des pays d'Europe, le divorce est d'autant plus fréquent que l'emploi est moins agricole – et donc, plus industrialisé ou tertiarisé.

Taux de divortialité dans les 25 pays de l'Union européenne selon la part de l'emploi agricole, en 2002.



Sources : INSEE 2005 (pour la part de l'emploi agricole en 2002) ; Communautés européennes 2004 (pour le taux de divortialité en 2002).
Champ : 25 pays de l'Union européenne, sauf Malte (qui ne permet pas le divorce).

Ces multiples observations, une fois de plus, sont susceptibles d'accroître notre confiance dans la validité des mécanismes explicatifs proposés par la théorie du choix rationnel en vue d'expliquer l'essor de la fréquence du divorce dans la France contemporaine.

Conclusion

Nous pouvons désormais dresser un bilan synthétique de nos investigations en ce qui concerne la rupture d'union dans la France contemporaine. De façon générale, notre recherche a amplement illustré le fait que la théorie explicative du choix rationnel et la méthodologie statistique « font bon ménage » pour ce qui concerne l'analyse du phénomène de la rupture d'union. L'alliance entre une *description fidèle* du réel (par des analyses statistiques appropriées) et une *explication satisfaisante* du réel (par l'application systématique de la théorie du choix rationnel) est bel et bien à même de promouvoir l'avancement de la connaissance scientifique, au moins sur le sujet de la rupture d'union, et très vraisemblablement sur de nombreux autres sujets d'intérêt.

Pour ce qui concerne les résultats empiriques substantiels à propos de la structure des couples rompus dans la France contemporaine, nous pensons avoir montré qu'il existe peu de chances de se tromper en affirmant que, « toutes choses égales par ailleurs », les couples rompent :

- D'autant plus fréquemment que les conjoints se sont mis en couple plus précocement dans leur cycle de vie ;
- Plus fréquemment si l'homme a plus de six ans de plus que sa conjointe ou si la femme a de six à neuf ans de plus que son conjoint, plutôt que de n'avoir aucun écart d'âge ;
- D'autant plus fréquemment qu'ils résident dans une unité urbaine de plus grande taille ;
- Plus fréquemment s'ils sont exogames plutôt qu'endogames, et tout particulièrement si la femme est originaire de métropole et l'homme d'Afrique noire ou des DOM-TOM ;
- D'autant plus fréquemment que le couple dispose d'un revenu total plus réduit et que la part de ce revenu qui provient de l'activité professionnelle de la femme est plus élevée ;
- Le plus fréquemment si l'un des deux conjoints a déjà été marié, le moins fréquemment si les deux conjoints ont déjà été mariés, et de façon intermédiaire si aucun des conjoints n'a déjà été marié ;
- Plus fréquemment s'ils ne sont pas mariés, et – s'ils sont mariés – d'autant plus fréquemment qu'ils ont cohabité pendant moins de temps avant de se marier (le fait de s'être mariés de 3 à 9 ans après la mise en couple, plutôt que de ne pas s'être mariés, réduisant la probabilité de rupture de façon très puissante) ;
- D'autant moins fréquemment qu'ils ont eu ou adopté plus d'enfants (chacun de ces enfants supplémentaires réduisant la probabilité de rupture de façon extrêmement puissante), et plus fréquemment s'ils ont hébergé exclusivement des beaux-enfants plutôt qu'exclusivement des enfants eus ou – plus encore – exclusivement des enfants adoptés ;
- Plus fréquemment s'ils ont connu au moins une naissance multiple, ou une conception prénuptiale ;
- Plus fréquemment s'ils n'ont eu que des filles ou que des garçons plutôt que d'avoir des enfants des deux sexes, sauf pour les couples dont l'homme ou la femme est originaire du Maghreb et pour les couples dont l'homme est originaire d'Asie, qui rompent plus fréquemment s'ils n'ont pas de garçon ;
- Plus fréquemment si au moins l'un des conjoints est d'origine extra-métropolitaine, et surtout s'ils résident en outre hors d'Ile-de-France.

Parallèlement, nous avons proposé une explication crédible de chacune des ces régularités prise isolément, et nous avons proposé une explication unifiée de toutes ces régularités prises ensemble, par le biais de la théorie du choix rationnel.

Pour ce qui concerne les régularités empiriques à propos de l'évolution temporelle de la fréquence du divorce dans la France contemporaine, nous avons remarqué que les couples rompent plus fréquemment à la suite des conflits armés, et de plus en plus fréquemment depuis la seconde moitié des années soixante. Parallèlement – et c'est là, encore une fois, que réside la puissance explicative de la théorie du choix rationnel –, nous avons proposé une explication crédible et unifiée à ces deux régularités – explication elle-même unifiée avec les explications proposées à propos de la structure des couples rompus.

Une telle analyse, semble-t-il, nous autorise à démentir fermement les affirmations (Théry 1998) selon lesquelles « les raisons du divorce sont difficiles à étudier de façon scientifique, mais certainement très variables. Une part non négligeable tient à une exigence plus grande à l'égard du couple, et du conjoint. Elle implique en particulier un refus croissant de situations autrefois subies comme des fatalités. » La théorie du choix rationnel, qui s'interdit d'expliquer des variations de pratiques par le recours – si aisé, mais si peu informatif – à des variations de préférences, constitue bel et bien une façon scientifiquement productive d'aborder l'explication d'un nombre considérable de phénomènes affectant la rupture d'union.

Mais, si l'on admet que l'avancement de la connaissance scientifique en sociologie de la famille et en démographie passe prioritairement par l'unification des explications proposées aux régularités observées, le pouvoir d'élucidation de la théorie du choix rationnel doit être soumis à un test empirique de plus grande ampleur encore que celui que nous avons pu réaliser dans le cadre de ce mémoire. De nombreux phénomènes observés restent en effet à expliquer de façon unifiée, notamment dans les domaines de la nuptialité et de la fécondité. Nous avons déjà observé, dans ce mémoire, l'étrange phénomène selon lequel, au sein des pays de l'Union européenne, le divorce est d'autant plus fréquent que la fécondité est plus élevée. Mais beaucoup d'autres phénomènes, plus ou moins bien connus, restent aussi à expliquer de façon satisfaisante. Pourquoi, parmi les individus qui se sont mis en couple au moins une fois au cours de leur vie, les hommes cadres sont-ils surreprésentés et les femmes cadres sous-représentées ? Pourquoi les couples sont-ils disproportionnément homogames plutôt qu'hétérogames, et pourquoi les couples hétérogames sont-ils disproportionnément hypergames plutôt qu'hypogames ? Pourquoi les couples, dans la France contemporaine comme dans toutes les sociétés connues, connaissent-ils un écart d'âge moyen entre conjoints au profit de l'homme ? Pourquoi, au fil du temps, les hommes et les femmes se mettent-ils en couple de plus en plus tardivement au cours de leur cycle de vie, et pourquoi convertissent-ils de moins en moins fréquemment leurs unions « libres » en unions mariées ? Pourquoi les couples qui font le plus d'enfants sont-ils ceux qui sont situés aux extrêmes de la stratification sociale, les classes moyennes étant celles qui en font le moins ? Pourquoi les couples font-ils actuellement moins d'enfants que pendant les années cinquante ? Par le biais de quels mécanismes la libéralisation de l'accès à la contraception et à l'avortement, ou encore l'entrée des femmes dans le salariat, ont-elles pu contribuer à l'émergence de tous ces phénomènes ? Ou encore, comment rendre compte de la structure des couples dans lesquels surviennent des violences conjugales ? La recherche en sciences sociales portant sur les comportements familiaux, pour devenir véritablement convaincante, doit à la fois décrire ces phénomènes (et bien d'autres encore) avec exactitude, et les expliquer de façon systématique et cohérente. C'est là, précisément, le programme de recherche que nous souhaiterions poursuivre dans notre thèse.

Annexe

Tris à plat sur l'échantillon habituel des variables indépendantes introduites dans les régressions logistiques.

La période de mise en couple.

	N	Fréquence
1950-1959[53]	10 265	6,8%
1960-1964	16 380	10,8%
1965-1969	20 458	13,6%
1970-1974	26 536	17,6%
1975-1979	27 204	18%
1980-1984	27 648	18,3%
1985-1988	22 486	14,9%

L'âge de l'homme à la mise en couple.

	N	Fréquence
< 20 ans	6 288	4,2%
20 à 24 ans	76 753	50,8%
25 à 29 ans	42 508	28,2%
30 à 34 ans	11 752	7,8%
35 à 39 ans	4 760	3,2%
40 à 49 ans	3 133	3,2%
≥ 50 ans	622	0,4%
(Non réponse)	5 160	3,4%

[53] Dans cette modalité se trouvent en réalité 25 individus s'étant mis en couple entre 1947 et 1949. C'est donc quelque peu abusivement que, pour la clarté de l'exposé, nous avons appelé cette modalité « 1950-1959 ».

L'âge de la femme à la mise en couple.

	N	Fréquence
< 20 ans	31 003	20,5%
20 à 24 ans	81 668	54,1%
25 à 29 ans	22 825	15,1%
30 à 34 ans	6 873	4,6%
35 à 39 ans	2 764	1,8%
40 à 49 ans	1 757	1,2%
≥ 50 ans	205	0,1%
(Non réponse)	3 882	2,6%

L'écart d'âge entre conjoints.

	N	Fréquence
Écart d'âge nul	15 822	10,5%
Écart d'âge d'1 à 2 ans en faveur de l'homme	36 033	23,9%
Écart d'âge d'1 à 2 ans en faveur de la femme	15 718	10,4%
Écart d'âge de 3 à 5 ans en faveur de l'homme	38 631	25,6%
Écart d'âge de 3 à 5 ans en faveur de la femme	7 230	4,8%
Écart d'âge de 6 à 9 ans en faveur de l'homme	17 633	11,7%
Écart d'âge de 6 à 9 ans en faveur de la femme	2 497	1,7%
Écart d'âge de 10 ans ou plus en faveur de l'homme	7 344	4,9%
Écart d'âge de 10 ans ou plus en faveur de la femme	1 047	0,7%
(Non réponse)	9 022	6%

La taille de l'unité urbaine de résidence.

	N	Fréquence
Commune rurale	40 299	26,7%
2 000 à 9 999 habitants	16 215	10,7%
10 000 à 49 999 habitants	20 555	13,6%
50 000 à 199 999 habitants	19 628	13%
≥ 200 000 habitants	54 280	36%

La région de résidence.

	N	Fréquence
Ile-de-France	26 400	17,5%
Nord	15 181	10,1%
Est	17 298	11,5%
Ouest	29 190	19,3%
Centre	16 258	10,8%
Sud-Ouest	20 027	13,3%
Sud-Est	26 622	17,6%

L'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques » en 2 modalités.

	N	Fréquence
Endogamie	117 774	78%
Exogamie	17 574	11,6%
(Non réponse)	15 629	10,4%

L'appariement des conjoints selon leurs « origines ethniques » en 14 modalités.

		N	Fréquence
COUPLES ENDOGAMES	H & F originaires de métropole	107 528	71,2%
	H & F originaires des DOM-TOM	372	0,2%
	H & F originaires du Maghreb	4 160	2,8%
	H & F originaires d'autre Afrique	625	0,4%
	Autres appariements endogames	5 088	3,4%
COUPLES EXOGAMES	H de métropole & F des DOM-TOM	280	0,2%
	H de métropole & F du Maghreb	3 005	2%
	H de métropole & F d'autre Afrique	497	0,3%
	H des DOM-TOM & F de métropole	380	0,3%
	H d'autre Europe & F de métropole	1 098	0,7%
	H du Maghreb & F de métropole	4 078	2,7%
	H du Maghreb & F d'autre Europe	107	0,1%
	H d'autre Afrique & F de métropole	577	0,4%
	Autres appariements exogames	7 551	5%
(Non réponse)		15 629	10,4%

La relation entre les origines des conjoints et leur région de résidence.

	N	Fréquence
Origines extra-métr. & résidence en Ile-de-France	13 941	9,2%
Origines extra-métr. & résidence hors Ile-de-France	44 593	29,5%
Aucune origine extra-métr. & résidence en Ile-de-France	12 460	8,3%
Aucune origine extra-métr. & résidence hors Ile-de-France	79 983	53%

L'appariement des conjoints selon leurs positions socioprofessionnelles.

		N	Fréquence
HÉTÉROGAMES	Appariement hypergame à un salaire	8 969	5,9%
	Appariement hypergame à deux salaires	33 135	21,9%
	Appariement hypogame à un salaire	270	0,2%
	Appariement hypogame à deux salaires	12 141	8%
	Autres appariements hétérogames	16 864	11,2%
HOMOGAMES	Appariement homogame supérieur	12 576	8,3%
	Appariement homogame inférieur	49 787	33%
	Appariement homogame de propriétaires	5 221	3,5%
	Appariement homogame d'inactifs	63	0%
(Non réponse)		11 951	7,9%

Les antécédents matrimoniaux des conjoints :
nombre de conjoints qui ont déjà été mariés avant d'entrer dans l'union considérée.

	N	Fréquence
Aucun	133 065	88,1%
Un	13 816	9,2%
Les deux	4 096	2,7%

Les statut et calendrier matrimoniaux du couple.

	N	Fréquence
Non marié	11 596	7,7%
Marié avant	1 137	0,8%
Marié directement	94 279	62,4%
Marié après 1 à 2 ans	18 771	12,4%
Marié après 3 à 9 ans	12 822	8,5%
(Marié on ne sait quand)	12 373	8,2%

Le nombre d'enfants que le couple a eus au cours des dix premières années d'union.

	N	Fréquence
0	17 447	11,6%
1	34 450	22,9%
2	62 419	41,3%
3	26 706	17,7%
4	6 898	4,6%
5 ou plus	2 956	2%

Le nombre d'enfants que le couple a adoptés au cours des dix premières années d'union.

	N	Fréquence
0	150 179	99,5%
1 ou plus	798	0,5%

Le nombre de beaux-enfants que le couple a hébergés au cours des dix premières années d'union.

	N	Fréquence
0	137 913	91,3%
1	7 844	5,2%
2 ou plus	5 220	3,5%

Le nombre total d'enfants présents dans le ménage du couple au cours des dix premières années d'union.

	N	Fréquence
0	12 229	8,1%
1	32 815	21,7%
2	64 028	42,4%
3	29 276	19,4%
4	8 379	5,5%
5 ou plus	4 251	2,8%

La composition d'origine des enfants présents dans le ménage du couple au cours des dix premières années d'union.

	N	Fréquence
Aucun enfant hébergé	12 229	8,1%
Tous eus	124 950	82,8%
Tous adoptés	502	0,3%
Tous beaux-enfants	4 681	3,1%
Eus et adoptés	231	0,2%
Eus et beaux-enfants	8 319	5,5%
Adoptés et beaux-enfants	36	0%
Eus, adoptés et beaux-enfants	28	0%

L'occurrence de conception prénuptiale.

	N	Fréquence
Aucune conception prénuptiale	126 972	84,1%
Une conception prénuptiale	24 005	15,9%

L'occurrence de naissance multiple.

	N	Fréquence
Aucune naissance multiple	148 235	98,2%
Au moins une naissance multiple	2 742	1,8%

La composition sexuée des enfants présents dans le ménage du couple au cours des dix premières années d'union.

	N	Fréquence
Exclusivement masculine	36 021	23,9%
Exclusivement féminine	32 660	21,6%
Mixte	82 295	54,5%

Bibliographie

- 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.
- 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.
- 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. Divorce-Risk Patterns in Same-Sex "Marriages" in Norway and Sweden. 2004.
- ANDRÉ DE MILLERET Véronique, KHANINE Anne-Françoise. Le divorce, côté femmes. Témoignage d'une avocate. *Lunes*, 1999, n°7, p. 18-25.
- ANTOINE, Philippe. L'approche biographique et ses possibilités pour l'analyse des systèmes de genre. Document de travail DIAL / Unité de recherche CIPRE, 2002.
- 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, VANDERSCHELDEN Mélanie, 2004, 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.
- 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.
- BECKER, Gary S. *A Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1991, 304 p.
- 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.
- BECKER, Gary S. A Theory of Marriage. *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital. A Conference Report of the National Bureau of Economic Research* / ed. par Theodore W. SCHULTZ. Chicago: University of Chicago Press, 1974.
- BELMOKHTAR, Z. *Les divorces en 1996. Une analyse statistique des jugements prononcés*. Études et statistiques Justice, 1996, n°14.
- 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.
- 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.
- 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.

- 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, FESTY Patrick. Les divorces en France. Évolution récente et perspectives. *Population*, 1976, n°3 ; p. 617-648.
- 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.
- BÖHEIM René, ERMISCH John. Breaking Up – Financial Surprises and Partnership Dissolution. Institue 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.
- BOURDIEU, Pierre. À propos de la famille comme catégorie réalisée. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1993, n°99, p. 32-36.
- 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. 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.
- 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.
- BREAULT 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.
- 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.
- 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. Unhappy Contracts: the Case of Divorce Settlements.
- BRÜDERL, Josef. Family Change and Family Patterns in Europe. 2003.
- BUSTREEL, Anne. La rationalité de la non spécialisation dans les ménages. *Revue économique*, novembre 2001, vol. 52, n°6, p. 1157-1183.
- 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.

- 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.
- 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.
- 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.
- CASSAN Francine, HÉRAN François, TOULEMON Laurent. Étude de l'histoire familiale. L'édition 1999 de l'enquête Famille. *Courrier des statistiques*, mars 2000, n°93.
- CAVELL, Stanley. Les comédies du remariage : une histoire du lien conjugal. *Esprit*, 1999, n°252, p. 148-158.
- 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.
- CHERLIN, Andrew. 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.
- CHESTER, Robert. Conclusion. *Divorce in Europe* / ed. Par Robert CHESTER. Leiden : Martinus Nijhoff Social Sciences Division, 1977, p. 283-316.
- CICCHELLI-PUGEAULT Catherine, CICCHELLI Vincenzo. *Les théories sociologiques de la famille*. Paris : La Découverte, 1998, 112p.
- CIGNO, Alessandro. *Economics of the Family*. Oxford : Clarendon Press, 1991, 219p.
- COMMAILLE Jacques, SINGLY François de. *La question familiale en Europe*. Paris : L'Harmattan, 1997, 335 p.
- 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.
- COMMUNAUTÉS EUROPÉENNES. *Statistiques de population. 2004*. Luxembourg : Office des publications officielles des communautés européennes, 2004, 171p.
- 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.
- 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 XXe siècle. *INSEE Première*, décembre 2002, n°873.
- DAGUET, Fabienne. Mariage, divorce et union libre. *INSEE Première*, août 1996, n°482.
- 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.

- 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.
- DELBÈS Christiane, GAYMU Joëlle. Passé 60 ans : de plus en plus souvent en couple ? *Population et sociétés*, 2003, n°389, p. 1-4.
- DELMAS-MARTY Mireille, LABRUSSE-RIOU Catherine, SIRINELLI Pierre. *Le mariage et le divorce*. Paris, PUF, 1988, 127p.
- DELPHY, Christine. Mariage et divorce: l'impasse à double face. *Les temps modernes*, 1974, n°333-334, p. 1815-1829.
- DESROSIÈRES, Alain. Marché matrimonial et structure des classes sociales. *Actes de la recherche en sciences sociales*, 1978, n°20-21, p. 97-107.
- 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 Divore: 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.
- 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.
- EKERT-JAFFÉ Oliva, 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.
- EPHESIA. *La place des femmes: les enjeux de l'identité et de l'égalité au regard des sciences sociales*. Paris : La Découverte, 1995, 740p.
- ERMISCH, John. Familia Œconomica. 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.
- 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.
- FAHMI, Hoda. *Divorcer en Égypte. Étude de l'application des lois du statut personnel*. Le Caire : CEDEJ, 1987, 163p.
- FERRAND, Michèle. *Féminin, masculin*. Paris : La Découverte, 2004, 128p.
- 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, 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, PRIOUX Françoise. Le divorce en Europe depuis 1950. *Population*, 1975, n°6, p. 975-1017.
- 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.
- FISCHER Tamar, LIEFBROER Aat. The Impact of Macro-Economic Characteristics on Union Dissolution rates in the Netherlands, 1972-1996. 2004.
- FLIPO, Anne. *Les comportements matrimoniaux de fait*. Paris: INSEE, 2000, 45 p.
- 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.
- 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, 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- GOLDSTEIN, Joshua R. The Leveling of Divorce in the United States. *Demography*, 1999, vol. 36, n°3, p. 409-414.
- 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.
- 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.
- GOODE, William J. *World Changes in Divorce Patterns*. New Haven: Yale University Press, 1993, 354 p.
- GOODY, Jack. *La famille en Europe*. Paris : Seuil, 2001, 238p.
- 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.
- 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.
- GUIONNET Christine, NEVEU Éric. *Féminins/Masculins: sociologie du genre*. Paris : Armand Colin, 2004, 286p.
- HANK Karsten, KOHLER Hans-Peter. Gender Preferences for Children in Europe: Empirical Results frim 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.
- 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.
- HECHTER Michael, KANAZAWA Satoshi. Sociological Rational Choice Theory. *Annual Review of Sociology*, 1997, vol. 23, p. 191-214.
- HEER, David M. The Measurement and Bases of Family Power : An Overview. *Marriage and Family Living*, 1963, vol. 25, n°2, p. 133-139.
- HEDSTRÖM Peter, SWEDBERG Richard. Rational Choice, Empirical Research, and the Sociological Tradition. *European Sociological Review*, 1996, vol. 12, n°2, p. 127-146.
- HÉRAN, François. L'assise statistique de la sociologie. *Économie et statistique*, 1984, n°168, p. 23-35.
- HERPIN Nicolas, KARPIK Lucien. Le divorce est le principal motif pour lequel les particuliers consultent un avocat. *INSEE Première*, décembre 1997, n°557.
- 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.
- 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.

- 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.
- 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.
- INGLEHART Ronald, NORRIS Pippa. *Rising Tide. Gender Equality and Cultural Change Around the World*. New York: Cambridge University Press, 2003, 240 p.
- INSEE. *La France en faits et en chiffres*. 2005. Disponible à l'adresse Internet suivante : http://www.insee.fr.
- INSEE. *Bilan démographique*. Disponible à l'adresse Internet suivante : http://www.insee.fr.
- 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.
- 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, 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.
- KABEER, Naila. Family Bargaining. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* / ed. par Neil J. SMELSER, Paul B. BALTES. Amsterdam: Elsevier, 2001.
- 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.
- 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.
- 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, PERRIN Jean-François, STEINAUER-CRESSON Geneviève, VONÈCHE Laura. *Mariages au quotidien. Inégalités sociales, tensions culturelles et organisation familiale*. Paris : Favre, 1982, 288p.
- KIERNAN, Kathleen. Cohabitation and Divorce Across Nations and Generations. *Research Centre for Analysis of Social Exclusion Paper 65*, mars 2003.

- 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*, mais 1998.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- LERIDON Henri, BARBIERI Magali, INED. *Populations. L'état des connaissances. La France, l'Europe, le monde*. Paris: La Découverte, 1996, 334p.
- 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.
- LEVINGER, George. Marital Cohesiveness and Dissolution: An Integrative Review. *Journal of Marriage and the Family*, février 1965, vol. 27, n°1, p. 19-28.
- LÉVY-GARBOUA, Louis. *Sociological Economics*. Londres : Sage Publications, 1979.
- LITTLE, Daniel. *Varieties of Social Explanation. An Introduction to the Philosophy of Social Science*. Boulder, Colorado: Westview Press, 1991, 258p.
- 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.
- 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.
- 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.

- LYNGSTAD, Torkvild Hovde. The Impact of Parents' and Spouses' Education on Divorce Rates in Norway. *Demographic Research*, 2004, vol. 10, art. 5. (a)
- LYNGSTAD, Torkvild Hovde. Social Origins and Divorce. Why Do Couples With Highly Educated Parents Have Higher Divorce Rates? Division for Social and Demographic Research – Statistics Norway, 2004. (b)
- MARCHAND Olivier, THÉLOT Claude. *Le travail en France. 1800-2000*. Paris : Nathan, 1997, 288p.
- MARRY, Catherine. Couples et carrières: l'exemple des polytechniciennes et polytechniciens. *La lettre du Lasmas*, 1999, n°15, p. 1-3.
- MAJNONI D'INTIGNANO, Béatrice. *Égalité entre hommes et femmes: aspects économiques*. Rapport du CAE, n°15, 1999, 212p.
- MARTIN, Claude. *L'après-divorce. Lien familial et vulnérabilité*. Rennes : Presses universitaires de Rennes, 1996, 331p.
- MARUANI, Margaret. *Femmes, genre et sociétés : l'état des savoirs*. La Découverte, 2005, 480p.
- 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.
- MEIDINGER, Claude. La théorie économique de la famille: une critique méthodologique. *Consommation – Revue de socio-économie*, 1981, n°3, p. 75-93.
- 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.
- 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
- 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.
- 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.
- 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.
- MURPHY, M. J. Demographic and Socio-Economic Influences on Recent British Marital Breakdown Patterns. *Population Studies*, 1985, vol. 39, n°3, p. 441-460.
- NATIONS UNIES. *Statistics and Indicators on Women and Men*. 2005.

- NATIONS UNIES. *World Fertility Report 2003*. 2003.
- NATIONS UNIES. *Demographic Yearbook 2002*. 2002.
- 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.
- 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.
- OCDE. *OECD Factbook 2005*. 2005. Disponible à l'adresse Internet suivante : http://www.oecd.org.
- 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 Jamanese Studies – Stockholm School of Economics, 2004.
- 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.
- 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.
- PAPPS, Ivy. *For Love or Money? A Preliminary Analysis of the Economics of Marriage and the Family*. Transatlantic Arts, 1981, 62p.
- PHILLIPS, Roderick. *Putting Asunder. A History of Divorce in Western Society*. New York: Cambridge University Press, 1988.
- 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, Françoise. L'évolution démographique récente en France. *Population*, 2004, n°5, p. 683-724.
- PRIOUX, Françoise. L'évolution démographique récente en France. *Population*, 2003, n°4-5, p. 589-622.
- RALEY 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.
- 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.
- RAYMO James M., IWASAWA Miho, BUMPASS Larry. Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns. *Demographic Research*, 2004, vol. 11, art. 14.
- RENIERS, Georges. Divorce and Remarriage in Rural Malawi. *Demographic Research*, 2003, Special Collection 1, art. 6.
- RHYNE, Darla. Bases of Marital Satisfaction among Men and Women. *Journal of Marriage and the Family*, 1981, vol. 43, n°4, p. 941-955.

- RONSIN, Francis. *Les divorciaires. Affrontements politiques et conceptions du mariage dans la France du XIXe 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.
- ROUSSEL, Louis. Sociographie du divorce et divortialité. *Population*, 1993, n°4, p. 919-938.
- 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, COMMAILLE Jacques, BOIGEOL Anne, VALETAS Marie-France. *Le divorce et les Français. II. L'expérience des divorcés*. Paris : PUF, 1975, 256p.
- RUELLAND, Nadine. L'homologation de changement de régime matrimonial en 2002. *Infostat justice*, mars 2004, n°73.
- 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.
- 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. 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.
- 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.
- 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.
- 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. 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.
- SMITH, Ian. Explaining the Growth of Divorce in Great Britain. *Scottish Journal of Political Economy*, novembre 1997, vol. 44, n°5, p. 519-544.

- 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.
- 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*, soût 1986, vol. 51, n°4, p. 833-590.
- 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.
- STEHLI Jean-Sébastien, TIBERGHIEN Nathalie, VÉDRINE Laurent, BOTTREL Rosalyne, LENOIR Alexandre, LEVAS Marc, MARAIS Frédéric. Le couple et l'argent. *L'Express*, 14 février 2002.
- STREIFF-FÉNART, Jocelyne. *Les couples franco-maghrébins en France*. Paris : L'Harmattan, 1989, 155p.
- SVARER, Michael. Determinants of Divorce in Denmark. Working Paper n°2002-19, 2002.
- TEACHMAN, Jay D. Stability across Cohorts in Divorce Risk Factors. *Demography*, 2002, vol. 39, n°2, p. 331-351.
- 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.
- THÉVENOT, Anne. Le divorce aujourd'hui. *La pensée*, n°288-189, p. 151-159.
- THIRIAT, Marie-Paule. *Faire et défaire les liens du mariage. Évolution des pratiques matrimoniales au Togo*. Paris : CEPED, 1998, 288p.
- THORNES Barbara, COLLARD Jean. *Who Divorces ?* Londres: Routledge, 1979, 234p.
- TOULEMON, Laurent. La cohabitation hors mariage s'installe dans la durée. *Population*, 1996, n°3, p. 675-716.
- TRAAG Tanja, DRONKERS Jaap, VALLET Louis-André. The Intergenerational Transmission of Divorce Risks in France. 2000.
- 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.
- TSUI, Ming. Divorce, Women's Status, and the Communist State in China. *Asian Thought and Society*, 2001, vol. XXVI, n°77, p. 103-125.
- 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.
- 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.

- 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. Does Marriage Matter? *Demography*, 1995, vol. 32, n°4, p. 483-507.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- WU Zheng, BALAKRISHNAN T. R. Dissolution of Premarital Cohabitation in Canada. *Demography*, 1995, vol. 32, n°4, p. 521-532.
- 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 nalysis 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.