



**HAL**  
open science

## Économie du droit du divorce

Bruno Jeandidier, Cécile Bourreau-Dubois, Myriam Doriat-Duban

► **To cite this version:**

Bruno Jeandidier, Cécile Bourreau-Dubois, Myriam Doriat-Duban. Économie du droit du divorce. Bruno Deffains; Éric Langlais. Analyse économique du droit: principes, méthodes, résultats, De Boeck, pp.227-262, 2009, Ouvertures économiques, 978-2-8041-5845-3. halshs-00521353

**HAL Id: halshs-00521353**

**<https://shs.hal.science/halshs-00521353>**

Submitted on 27 Sep 2010

**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.



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

# Economie du droit du divorce

Myriam Doriat-Duban

Cécile Bourreau-Dubois

Bruno Jeandidier

## Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Le droit du mariage est-il économiquement justifié ?</b>	<b>4</b>
2.1	La rupture opportuniste du contrat de mariage . . . . .	5
2.2	Le droit comme instrument de lutte contre l’opportunisme dans le mariage . . . . .	7
2.3	Le théorème de Coase s’applique-t-il aux conjoints voulant rompre? .	9
2.3.1	Régime de divorce et négociation : le modèle coasien de Peters	10
2.3.2	Information imparfaite, aléa moral, coûts de transaction, bien public : les limites du modèle . . . . .	12
<b>3</b>	<b>Le droit du divorce est-il neutre ?</b>	<b>15</b>
3.1	Du débat initial «neutralité <i>versus</i> non-neutralité» à la question des biens publics . . . . .	16
3.2	Les sociologues s’approprient le débat en recourant aux séries chronologiques . . . . .	19
3.3	Retour au débat initial et controverse sur le thème «faute et sanction»	20
3.4	Avec le recul temporel, les économistes affinent les analyses de séries chronologiques . . . . .	23
3.5	Le débat se déplace vers l’étude de l’impact de la réforme du divorce sur le mariage . . . . .	27
3.6	Le débat sur la neutralité du droit du divorce débarque en Europe . .	31
<b>4</b>	<b>Conclusion : vers de nouvelles questions relatives à la neutralité du droit du divorce</b>	<b>36</b>

# 1 Introduction

L'économie de la famille a gagné sa place dans les sciences économiques au cours des années soixante-dix avec les travaux menés à l'université de Chicago, notamment ceux de Becker, dont le traité (1981) constitue encore aujourd'hui une référence inégalée (travaux novateurs qui lui vaudront plus tard le Prix Nobel d'Économie). Auparavant, les comportements familiaux - fécondité et nuptialité en particulier - n'étaient analysés qu'au niveau macroscopique par les démographes et certains économistes de la croissance ; Becker les inscrira à part entière dans le domaine de l'économie en les analysant à l'aune du modèle microéconomique néoclassique.

L'économie du droit de la famille ne constitue pas un champ d'analyse bien identifié au sein de l'économie de la famille, mais les économistes de la famille ont intégré par touches ponctuelles les logiques de l'économie du droit lorsque cela était déterminant pour l'analyse. Si l'on suit le plan du récent *Handbook* de Brinig (2007), on peut sérier quatre domaines d'analyse (caractérisés par les moments successifs du cycle de vie) : avant le mariage, pendant le mariage, lors du divorce, plus tard lorsque les enfants sont devenus adultes.

Avant le mariage, les comportements individuels analysés par les économistes sont, notamment, la recherche de conjoint sur le marché matrimonial ou la cohabitation pré-maritale. Ces comportements étant très peu encadrés par le droit, ils sont peu étudiés par les économistes du droit. De même, les relations entre parents et enfants adultes (obligations alimentaires envers les descendants et les ascendants), sont encore peu traitées par l'économie du droit. Les recherches sont également encore assez timides dans le champ de la fécondité. Cependant, les évolutions récentes font que le droit est de plus en plus présent. Ce domaine d'analyse devrait donc être largement investi dans l'avenir (droit à naître sans handicap majeur, droit à la parentalité homosexuelle, contrats de mère porteuse, etc.).

Le mariage, au sens large, constitue le champ le plus fécond de l'économie du droit de la famille. Il est analysé comme un contrat, encadré par la loi. Les économistes s'intéressent plus particulièrement à sa rupture, donc au divorce. Cela explique que le divorce ait donné lieu à une abondante littérature, le droit étant très présent au moment du divorce notamment du fait de l'intervention d'un juge (alors que le mariage est contracté devant un simple officier d'état civil). L'économie du droit apporte alors une vision complémentaire à l'analyse du divorce proposée par les économistes de la famille. Schématiquement, cette analyse repose sur un modèle de comparaison d'utilités espérées de type «rester marié *versus* vivre divorcé ou éventuellement remarié». La probabilité de divorcer dépend alors de plusieurs facteurs. Premièrement la qualité de l'assortiment du couple, qui résulte du

processus de recherche d'un conjoint, joue sur le gain au mariage (net de coûts de recherche)<sup>1</sup>. Deuxièmement, ce même processus de recherche puis la recherche d'informations dans le mariage contribuent à réduire l'incertitude associée aux utilités espérées (expliquant par exemple que la probabilité de divorcer est plus forte en début de mariage, plus forte pour les conjoints se mariant jeunes, plus forte pour les femmes enceintes pré-maritalement, etc.). Troisièmement, l'accumulation de capital spécifique au mariage (capital moins utile si l'on vit seul) contribue à accroître le gain au mariage et donc à réduire la probabilité de divorcer. Comme l'essentiel de ce capital est constitué des enfants, des compétences spécialisées soit dans l'activité marchande soit dans l'activité domestique, et de l'entente sexuelle, une part importante de la littérature s'est attachée à analyser l'impact de la baisse de la fécondité, de l'entrée massive des femmes sur le marché de l'emploi (et de l'accroissement des taux de salaire féminins), de la multiplication des carrières professionnelles plus discontinues (chômage) ou moins systématiquement ascendantes et du développement des relations extraconjugales, sur l'évolution du taux de divorce. Ces quatre évolutions majeures sont en effet essentielles dans la mesure où elles accroissent l'incertitude quant aux gains espérés et peuvent générer des chocs exogènes imprévus. Mais l'analyse est d'autant plus ardue que ces comportements sont pour partie endogènes (lorsque le risque de rupture matrimoniale est anticipé, la femme investit moins dans la fécondité et plus dans l'activité marchande par exemple). Enfin, quatrièmement, la probabilité de divorce dépend du coût associé à cet événement : coûts psychologiques, coûts de procédures, coûts en termes de moindre retour sur investissement en capital spécifique au mariage. La contribution complémentaire des économistes du droit du divorce se situe plutôt dans ce quatrième champ d'investigation.

En effet, le droit du divorce régleme principalement les conditions dans lesquelles un couple marié peut rompre son union (c'est notamment la question du caractère unilatéral ou conjoint de la demande de divorce, *cf. infra*) et encadre également les modalités financières de la séparation à travers les questions du partage des biens entre les ex-conjoints et de la détermination éventuelle d'une prestation compensatoire à verser à l'un des ex-époux et/ou de la prise en charge des enfants (pension alimentaire et lieu d'hébergement). L'économie du droit de la famille a donc cherché à savoir dans quelle mesure ces différentes dimensions de la réglementation du divorce pouvaient affecter le comportement des personnes mariées et indirectement (par anticipation) le comportement face au mariage des individus non mariés.

Le chapitre est construit en deux parties. Dans la première, de nature théorique, nous expliquons, en utilisant les instruments de l'analyse économique, en quoi le droit

du mariage - et indirectement du divorce - est justifié. Nous montrons alors que le droit est un moyen de protéger les époux contre des comportements opportunistes qui peuvent provenir de l'un ou l'autre des deux époux. Cela conduit à introduire la distinction entre divorce par consentement mutuel et divorce par décision unilatérale dans la mesure où le type de divorce protège plus ou moins des comportements opportunistes et, par extension, à s'interroger sur la neutralité du droit du divorce. Cette question de la neutralité est testée dans la seconde partie, de nature plus empirique, en relatant le long débat qui a eu lieu au cours de la fin du XXe siècle aux Etats-Unis et en Europe à l'occasion du basculement vers le divorce par décision unilatérale<sup>2</sup>.

## 2 Le droit du mariage est-il économiquement justifié ?

Becker (1974, 1991) lorsqu'il développe sa théorie économique de la famille, ne s'intéresse pas spécifiquement à la relation contractuelle du mariage. Il se contente d'expliquer que les femmes se sont spécialisées dans l'éducation des enfants et les autres tâches domestiques et, qu'en contrepartie, elles ont demandé des contrats de long terme à leur mari. Dans la réalité, la relation conjugale est assez largement encadrée par le droit, les époux ne pouvant y mettre fin sans passer devant un juge. A la différence du droit des contrats commerciaux, le droit de la famille impose, en effet, un ensemble d'obligations desquelles les parties ne peuvent pas déroger librement (Posner E., 2002). Une partie de la littérature d'économie du droit consacrée au mariage (et au divorce) s'est donc efforcée d'expliquer pourquoi le droit encadre cette relation contractuelle.

Pour Allen (1990), l'intervention de l'Etat dans le mariage est une façon d'éviter des coûts de transaction élevés entre un homme et une femme. Pour Geddes et Zak (2002), le droit jouerait un rôle identique à celui du *paterfamilias*, l'ancêtre garant de la bonne marche de la famille, possédant à la fois les incitations et le pouvoir de faire respecter les engagements des époux l'un envers l'autre. La présence d'enfants peut également constituer une justification dans la mesure où il s'agit de protéger les tiers des conséquences dommageables que pourrait avoir la rupture du contrat sur leurs conditions de vie. Mais l'analyse s'est plutôt focalisée sur le risque d'opportunisme préjudiciable à l'un ou l'autre époux, selon le cas, et à la façon dont le droit limite ce risque. Comme tout contrat de long terme impliquant des investissements spécifiques, le contrat de mariage expose en effet les parties à un risque d'opportunisme.

## 2.1 La rupture opportuniste du contrat de mariage

Bien qu'aucune définition du mariage ne soit donnée par le Code civil français, le mariage y est présenté comme un contrat, issu d'un consentement mutuel entre un homme et une femme, âgés de dix-huit ans révolus. Pour l'économiste, le mariage est également envisagé comme une relation contractuelle, le divorce correspondant à la rupture de ce contrat (Dnes, 1999). Ce contrat est cependant particulier selon Cohen (1987), dans la mesure où les parties échangent des promesses de soutien entre époux, dont la valeur dépend de manière cruciale de l'attitude de chaque époux à long terme. Pour Posner R. (1992), les parties s'engagent mutuellement à renoncer à leur liberté de chercher d'autres partenaires en se mariant, si leurs perspectives s'améliorent mutuellement ; ce comportement est rationnel dès lors que les gains du mariage excèdent le coût lié à la perte de liberté de se séparer.

Un des problèmes de cette relation contractuelle de long terme proviendrait du fait que les investissements effectués par les époux dans le cadre du mariage génèreraient des gains dont la répartition est asymétrique dans le temps. Cette asymétrie fragiliserait la promesse de l'époux d'assurer son rôle d'entretien à long terme et donc l'effectivité de l'assurance que constitue le mariage pour l'épouse. Au début du mariage en effet, la contribution de l'épouse est importante (éducation des enfants, retrait total ou partiel du marché du travail), alors que celle de l'époux est faible<sup>3</sup>. L'épouse perçoit les gains du mariage à long terme, lorsqu'elle bénéficie des ressources apportées par l'époux une fois les enfants élevés. A l'inverse, l'époux perçoit immédiatement les gains du mariage (confort de la vie conjugale et familiale) mais n'en paye les coûts qu'à long terme. Le risque réside dans le fait que le mari peut adopter un comportement stratégique qui l'incite à rompre le contrat au moment où c'est l'épouse qui retire la part la plus importante du surplus généré par le mariage. En effet, selon Geddes et Zak (2002), la stratégie optimale de l'époux consiste à quitter son épouse sans contrepartie, une fois qu'elle a apporté sa contribution au mariage.

Ce problème serait d'autant plus important que, d'une part, l'épouse pourrait plus difficilement que l'époux redéployer ses actifs spécifiques sur le marché du mariage, l'âge ayant pour conséquence de réduire ses atouts de séduction (fécondité, attractivité...), alors que simultanément les hommes sont moins nombreux et, d'autre part, que ses potentialités de gains seraient plus réduites sur le marché du travail (raccourcissement de la durée des études et sacrifice plus ou moins important de sa carrière pour élever ses enfants par exemple).

Une façon plus «moderne» de concevoir l'opportunisme dans le mariage consiste à considérer qu'un comportement opportuniste apparaît dès lors que l'une des par-

ties peut rompre la relation sans remplir les obligations pour lesquelles elle s'était engagée au début du mariage. Dnes (1999) distingue alors deux types d'opportunisme : l'effet «herbe plus verte ailleurs» (*greener-grass effect*) et l'effet «veuve noire» (*Black-Widow effect*). Schématiquement, l'effet «herbe plus verte ailleurs» conduit les hommes riches à abandonner les femmes pauvres. Dans ce cas, l'époux rompt le mariage si les gains d'un nouveau mariage (ou du célibat) excèdent les gains du premier mariage, parce qu'il n'a pas à indemniser sa première femme des pertes qu'elle subit du fait du divorce. L'effet «veuve noire» se rapporte à la situation inverse où la compensation financière à laquelle peut prétendre l'épouse fait qu'elle a intérêt à divorcer et à s'engager dans une nouvelle relation dont les bénéfices nets auraient été plus faibles en l'absence de compensation.

Le problème de la rupture opportuniste du contrat de mariage par l'un des époux est un problème fréquent des contrats de long terme auquel le mariage ne déroge pas : l'opportunisme consiste alors pour l'une des parties à s'approprier les quasi-rentes qui résultent du contrat de mariage. La quasi-rente d'un individu marié, homme ou femme, correspond à la différence entre les gains qu'il reçoit effectivement du mariage et les gains qu'il devrait recevoir pour ne pas mettre un terme à cette union, une fois ses investissements dans le mariage réalisés<sup>4</sup>. Selon Cohen (1987), les quasi-rentes peuvent avoir différentes sources, liées aux raisons qui expliquent que les gens se marient et aux types de dommages que la rupture du contrat leur imposerait. Les époux peuvent d'abord retirer une quasi-rente liée à la valeur religieuse, sacrée, du mariage. Les époux peuvent également percevoir des quasi-rentes à partir d'investissements dans des actifs spécifiques du mariage, comme les enfants. Enfin, comme évoqué précédemment, une partie, généralement l'épouse, perçoit une quasi-rente, la femme étant supposée se «déprécier» plus rapidement que l'homme sur le marché du mariage. La question est alors de savoir comment protéger le bénéficiaire de ces quasi-rentes d'une destruction par son conjoint.

Le droit mais aussi les normes sociales auraient pour objet de protéger ces quasi-rentes. Sans cette protection, le risque serait que des mariages mutuellement bénéfiques ne seraient pas conclus ou, à l'inverse, que des mariages mutuellement coûteux subsisteraient dans le temps. Le droit limiterait l'opportunisme afin de garantir aux époux qu'ils percevront les bénéfices attendus de leurs investissements dans la relation conjugale. L'objectif n'est cependant pas d'empêcher les divorces, car la rupture du contrat peut être optimale si les gains de la partie qui a intérêt au divorce excèdent les pertes subies par la partie lésée, en vertu du critère de compensation de Kaldor-Hicks. Il s'agit plutôt de voir comment le droit peut permettre d'éviter les comportements opportunistes en obligeant la partie qui rompt à

dédommager la partie lésée, pour le préjudice subi du fait de la rupture. En d'autres termes, la décision de divorcer est source d'externalités négatives et il convient de voir comment le droit permet d'internaliser les coûts que l'une des parties fait subir à l'autre du fait de sa décision de divorcer.

## 2.2 Le droit comme instrument de lutte contre l'opportunisme dans le mariage

La solution pour protéger les quasi-rentes consiste à rendre la rupture coûteuse pour la partie opportuniste. Dans le cas du mariage, Scott et Scott (1998) expliquent qu'en rendant le divorce coûteux, le droit donne aux parties une arme puissante contre l'opportunisme de l'autre. Pour autant, la loi ne punit pas directement l'opportunisme ; elle le restreint en instaurant un système incitatif capable de limiter les comportements stratégiques. Ce faisant, le droit va influencer sur la décision de se marier et sur la façon dont les époux se comportent l'un envers l'autre.

Toute la difficulté consiste à rendre la rupture coûteuse pour la partie qui souhaite divorcer, sans empêcher les divorces efficaces, c'est-à-dire ceux pour lesquels le surplus joint du divorce est positif (*cf. infra*). La question qui se pose est donc celle de l'efficacité de l'indemnisation de la partie lésée. Pour simplifier, nous supposons que l'époux est la partie opportuniste et l'épouse la partie lésée.

Plusieurs modes d'indemnisation de la partie lésée peuvent être envisagés (Dnes, 1999). Le premier consiste à penser que la rupture du contrat peut être optimale si la partie lésée est indemnisée sur la base des dommages attendus. Ces derniers correspondent à la somme minimale que l'époux doit payer pour acheter le droit de divorcer à sa femme, si seul le divorce par consentement mutuel était possible. En d'autres termes, il s'agit de déterminer la somme minimale que l'époux doit verser à son épouse pour qu'elle soit indifférente entre divorcer ou rester mariée. Le critère des dommages attendus garantit que seules surviennent les ruptures efficaces, celles dont le gain pour celui qui souhaite rompre excède la compensation nécessaire pour placer l'autre partie dans la même situation qu'auparavant, ce qui suppose en particulier que les transferts financiers puissent tout compenser (hypothèse qui sera remise en cause par Fella *et alii* (2004), *cf. infra*).

Un autre critère d'indemnisation consiste, selon Trebilcock (1993), à indemniser la partie lésée sur la base de son coût d'opportunité. Trebilcock met plus particulièrement en évidence le dilemme auquel sont confrontées les femmes. D'un côté, l'indemnisation sur la base du dommage attendu désincite les époux à se séparer de manière opportuniste de leurs épouses dépendantes financièrement mais, simultanément, cela légitime le rapport de subordination des femmes envers leurs époux



dans la société. D'un autre côté, traiter les deux époux sur un pied d'égalité revient à ignorer les difficultés que rencontrent les femmes sur le marché du travail, lorsqu'elles se sont spécialisées dans les tâches domestiques.

Une façon de raisonner consiste alors à se demander ce qui se passerait si l'épouse quittée était indemnisée sur la base du coût d'opportunité du mariage, c'est-à-dire du coût du renoncement à la meilleure alternative possible à laquelle elle a renoncé en se mariant. L'indemnisation consiste donc à placer l'épouse dans la situation dans laquelle elle serait si elle n'avait jamais été mariée. Cela permet de tenir compte des possibilités de carrière auxquelles elle a renoncé en se mariant ou pour élever ses enfants. Mais il se peut alors qu'une épouse «économiquement forte» du fait du mariage ne perçoive aucune compensation si le mariage ne l'a pas contrainte à renoncer, totalement ou partiellement, à sa carrière.

Le principal inconvénient de ce mode d'indemnisation est qu'il oblige à spéculer sur les opportunités de carrière auxquelles les épouses ont dû renoncer. En comparaison, l'indemnisation sur les dommages attendus repose sur une évaluation à partir des éléments actuels, au moment du divorce. On peut également considérer que l'indemnisation sur la base du coût d'opportunité est inéquitable au sens où les épouses dont les opportunités initiales de carrières étaient faibles et qui ont épousé un mari riche, ne recevraient qu'une très faible compensation, voire aucune (alors qu'une indemnisation sur la base du dommage attendu serait, dans ce cas, beaucoup plus élevée). Enfin, ce critère peut conduire à des ruptures opportunistes puisqu'une partie peut rompre le contrat même si les bénéfices qu'elle en retire sont inférieurs aux pertes de l'autre partie. En effet, on peut penser que le plus souvent l'indemnisation sur la base du coût d'opportunité est plus faible que le coût attendu de la rupture, ce qui confère un avantage à la partie qui demande le divorce. Ce mode d'indemnisation favoriserait donc l'effet «herbe plus verte ailleurs», au détriment des femmes qui investissent davantage au début du mariage et dont les possibilités de remariage sont plus faibles.

Un troisième mode d'indemnisation consiste à indemniser l'épouse sur la base de ce qui lui revient dans la réussite professionnelle de son mari : c'est le critère de restitution (Carbone et Brinig, 1991). Ce critère peut s'appliquer lorsqu'une épouse a permis à son mari de poursuivre ses études. Il s'agit alors de voir dans quelle mesure l'épouse peut récupérer une partie de son investissement en capital humain. L'indemnisation repose sur une évaluation des gains qui ont résulté de son sacrifice (parce qu'ils ont permis à son mari de faire carrière) et non pas, comme dans le cas du coût d'opportunité, sur les gains qu'elle aurait perçus si elle avait pu elle-même mener sa carrière. Ainsi, l'indemnisation sur les coûts d'opportunité vise à placer la

partie lésée dans la situation où elle aurait été si elle n'avait pas été mariée, alors que la restitution place la partie qui demande le divorce dans la même situation que si le mariage n'avait pas existé. Là encore, des problèmes de calcul de l'indemnisation se posent en raison de la difficulté à évaluer la part de l'épouse dans la réussite de son mari. Du point de vue de l'efficience et de la lutte contre l'opportunisme, la restitution pose le même problème que l'indemnisation sur les coûts d'opportunités. Il y a aura en effet davantage de divorces qu'avec l'indemnisation sur la base du dommage attendu car l'indemnisation a toutes les chances d'être plus faible. Des divorces inefficients surviendront dès lors que la victime s'attend à recevoir plus du mariage qu'elle ne s'attend à recevoir des investissements qu'elle a pu faire dans la carrière de son époux.

La solution pour protéger les épouses contre l'opportunisme des époux et limiter ainsi les divorces inefficients semble donc d'instaurer une indemnisation sur la base des dommages attendus, mais en intégrant l'évolution des normes sociales, et en particulier l'évolution de la participation des femmes sur le marché du travail. En effet, la vision «beckérienne» du mariage où l'épouse se spécialise dans les tâches ménagères et l'époux sur le marché du travail semble aujourd'hui un peu dépassée et très restrictive ; la situation actuelle des femmes est assez différente de celle des générations précédentes. Les tribunaux pourraient alors moduler l'évaluation des dommages attendus selon la décennie dans laquelle l'union s'est conclue (Dnes, 1999). Les époux pourraient également avoir le choix entre plusieurs types de contrats de mariage impliquant ou non des restitutions en cas de divorce, dont l'objectif serait de limiter les ruptures opportunistes d'union en créant dès le moment de l'union, les bonnes incitations<sup>5</sup>.

L'évolution du type de divorce peut également avoir d'importantes conséquences sur la négociation entre époux en termes de compensation. Le divorce par consentement mutuel oblige les époux à être d'accord pour divorcer ; ce type de divorce permet donc à l'épouse d'obtenir plus facilement une indemnisation pour le préjudice subi parce que c'est à cette condition qu'elle accepte le divorce. En revanche, sous un régime de divorce par décision unilatérale, le conjoint qui souhaite divorcer n'a pas à convaincre l'autre partie ; cette dernière voit donc son pouvoir de négociation réduit. Se pose alors la question de la neutralité du droit du divorce.

### **2.3 Le théorème de Coase s'applique-t-il aux conjoints voulant rompre ?**

Pour les économistes, c'est l'article de Peters (1986), directement inspiré des travaux de Becker *et alii* (1977), qui constitue le point d'ancrage initial du débat

sur l'impact du droit du divorce. L'idée principale de l'auteur est une application du théorème de Coase au divorce : s'il y a symétrie d'information entre les deux conjoints en matière d'opportunités post-divorce, une négociation peut avoir lieu et aboutir à ce que seuls les divorces efficaces se produisent et ce, que le régime de divorce soit pour faute ou sans faute.

La distinction principale entre ces deux types de divorce, c'est, pour les économistes, le fait qu'il soit demandé soit par consentement mutuel (pour faute), soit par décision unilatérale (sans faute). En l'absence de référence à une faute, chacun des deux époux peut demander le divorce au simple motif que la vie en couple ne lui convient plus et ce, même si le partenaire n'est pas d'accord. Lorsque le divorce ne peut être prononcé que si l'un des deux conjoints a commis une faute (le plus souvent l'adultère ou la violence conjugale), le conjoint lésé ne peut pas demander le divorce si le conjoint fautif n'est pas d'accord, sauf à prouver la faute devant le tribunal (le fautif ne pouvant plus alors s'opposer au divorce) : le consentement mutuel est requis. La distinction porte donc sur les conditions requises pour obtenir le divorce. Cela étant, comme le souligne Méchoulan (2005), la référence à la faute peut aussi concerner le traitement des conséquences financières de la séparation (partage des biens entre époux, fixation de la pension alimentaire ou compensatoire, etc.). Par ailleurs, comme il le fait justement remarquer, la distinction entre régime de divorce avec ou sans faute n'est pas toujours facile à établir. Ainsi un Etat peut maintenir un régime de divorce pour faute tout en multipliant les clauses particulières rendant possibles les divorces sans que l'un des époux ait besoin d'obtenir l'assentiment de l'autre (différences irréconciliables, incompatibilité, lien rompu de manière irrémédiable...). Nous verrons par la suite que la classification des régimes juridiques entre régimes pour faute et régimes sans faute a donné lieu à de nombreuses discussions dans les travaux empiriques portant sur la mesure de l'effet du régime de divorce sur le taux de divorce. Pour notre part, nous nous limiterons uniquement dans ce qui suit aux règles régissant la demande de divorce.

### 2.3.1 Régime de divorce et négociation : le modèle coasien de Peters

Le modèle présenté par Peters est un modèle à deux périodes ; en période initiale deux individus se marient parce que leur gain espéré dans le mariage est supérieur à la somme de leurs gains espérés dans le célibat, et en seconde période ils peuvent éventuellement divorcer (selon la probabilité  $p$ ). Ce gain au mariage ( $R$ ) est égal à la somme de ce qu'ils retirent de la vie en couple en période initiale ( $M_1$ ) et de ce qu'ils retireront en période 2 selon qu'ils demeurent mariés ( $M_2$ ) ou qu'ils divorcent ( $A_f + A_h$ ) :

$$R = M_1 + M_2(1 - p) + E(A_f + A_h)p \quad (1)$$

avec  $M_1$  et  $M_2$ , par hypothèse, fixes, connus et parfaitement divisibles;  $A_f$  et  $A_h$  les opportunités post-divorce estimées respectivement de la femme et de l'homme; bien que ces deux valeurs ne soient pas connues avec certitude en  $t_1$ , par hypothèse chaque conjoint connaît l'estimation des opportunités de son partenaire et, toujours par hypothèse, ces gains post-divorce sont parfaitement divisibles.

Comme la probabilité de divorcer est indépendante de ce qui s'est passé en  $t_1$ , Peters néglige  $M_1$  et par simplification d'écriture supprime l'indice. Enfin, l'auteur propose d'admettre qu'un partage de  $M$  a été conclu au moment du mariage : l'épouse perçoit  $X$  et l'époux  $(M - X)$ . En  $t_2$ , la question du divorce est alors assez simple : le divorce sera efficient si  $M < (A_f + A_h)$ , l'homme voudra divorcer si  $(M - A_h) < X$  et la femme voudra divorcer si  $A_f > X$ . Le graphique en Annexe représente les différentes situations possibles. Au-delà de la bissectrice, le divorce est efficient ; dans la zone A les deux conjoints sont d'accord pour divorcer et en zone B les deux conjoints sont d'avis de continuer à vivre ensemble. L'analyse porte donc sur les quatre autres secteurs.

### Placer le graphique ici

En zone E, l'homme voudrait divorcer, mais pas la femme pour qui  $A_f < X$  (la zone C est le symétrique, selon le genre, de cette situation). Si le droit du divorce est de type unilatéral, l'homme ira au divorce sans tenir compte de l'avis négatif de sa partenaire. Si en revanche, un consentement mutuel est requis, l'homme va devoir négocier l'acceptation de divorcer de la part de son épouse : en régime «avec faute», celui qui veut divorcer négocie donc le «droit de propriété à rester marié» que possède l'autre partie. L'objet de la négociation est d'octroyer une compensation ( $C_f$ ) à la femme de manière à ce qu'elle annule la perte que représente pour elle le divorce ( $X - A_f$ ) et même trouve avantage dans le divorce :

$$C_f = (X - A_f) + \alpha(A_f + A_h - M) \quad (2)$$

La compensation consiste donc à majorer  $A_f$  de manière à ce qu'il soit supérieur à  $X$  (translation vers la zone A), la discussion porte donc essentiellement sur  $\alpha$ , coefficient qui représente jusqu'à quel point l'homme est prêt à partager avec son ex-conjointe son gain au divorce.

En zone F (et par symétrie en zone D), nous sommes toujours dans le cas où l'homme désire divorcer mais pas la femme. En revanche, à l'inverse de la situation prévalant en zone E, en cas de divorce par consentement mutuel, l'homme

ne pourra pas obtenir le divorce car son gain au divorce est insuffisant pour compenser le désavantage que représente le divorce pour sa compagne. En cas de divorce unilatéral, *a priori* l'homme demandera le divorce sans qu'une négociation soit nécessaire. Cependant, la femme est en capacité de négocier le «droit de propriété à divorcer» que possède son mari ; elle peut en effet renégocier le partage du gain dans le mariage de manière à ce que cet homme retrouve plus d'intérêt dans le mariage que dans la séparation :

$$(M - X) = A_h + \beta[M - (A_h + A_f)] \quad (3)$$

Au total, quel que soit le régime de divorce (décision unilatérale ou consentement mutuel), si la négociation se déroule dans les conditions stipulées dans les hypothèses (symétrie de l'information, sans coût de transaction, etc.) le modèle de Coase est validé puisque seules les situations de divorces efficaces ( $M < (A_f + A_h)$ ) se produisent. Le système de compensation négociée permet donc, d'une part, d'éviter les divorces inefficients des zones F et D qui pourraient se produire en régime de divorce unilatéral et, d'autre part, de faire aboutir les divorces efficaces des zones E et C qui, en régime de divorce par consentement mutuel, pourraient être bloqués par l'un des deux conjoints. Le droit du divorce serait donc neutre à l'égard des décisions de divorce<sup>6</sup>.

### 2.3.2 Information imparfaite, aléa moral, coûts de transaction, bien public : les limites du modèle

Peters avance ensuite deux causes principales susceptibles de mettre à mal l'hypothèse de la neutralité du droit du divorce. Premièrement, l'hypothèse de la symétrie de l'information sur les opportunités post-divorce est sans doute fragile. Or, si l'un des conjoints ne connaît pas cette information, la négociation risque de ne pas aboutir du fait de comportements stratégiques consistant soit à cacher ses propres opportunités, soit par des actions coûteuses à tenter de rechercher pour soi des opportunités de valeur supérieure ou de découvrir celles de son conjoint. En l'absence de négociation et avec un régime de divorce unilatéral, des divorces inefficients, qui auraient pu être évités grâce à la négociation, se produiront (zones F et D) et, à l'inverse, avec un régime de divorce par consentement mutuel, le taux de divorce sera sous-optimal car seuls les divorces voulus par les deux parties (zone A) existeront. Si le passage d'un régime de divorce pour faute à un régime de divorce sans faute devait se traduire par un accroissement du taux de divorce, cette observation empirique pourrait, pour partie, s'expliquer par l'absence de symétrie informationnelle.

Deuxièmement, Peters souligne qu'il n'est pas exclu qu'une situation d'aléa moral se crée dans le mariage dès lors que les conjoints ont du mal à évaluer ce que chacun d'entre eux deux apporte comme input ; une telle situation remet donc en cause l'hypothèse selon laquelle  $M_1$  et  $M_2$  sont connus. Soit, par anticipation, une compensation en cas de rupture du couple a été prévue contractuellement lors du mariage pour limiter le risque d'investir à fonds perdus dans le mariage, soit le conjoint va s'auto-assurer en investissant hors du mariage au cas où (par exemple, en refusant une nouvelle maternité pour poursuivre sans discontinuité son activité marchande). Dans les deux cas le type de divorce ne sera pas neutre. En effet, avec un régime de divorce unilatéral, l'homme n'est pas incité à se lier les mains dans un contrat *ex-ante* contraignant, ce qui constituerait, pour la femme, un signal l'incitant à ne pas contracter de mariage : le divorce unilatéral aurait donc un effet négatif sur le taux de mariage. Par ailleurs, si le mariage a lieu, comme en régime de divorce par décision unilatérale la femme ne peut pas s'opposer au divorce et que le versement d'une compensation est plus hasardeux qu'en régime de divorce par consentement mutuel, l'épouse va s'auto-assurer, ce qui diminue alors le gain au mariage (moindre spécialisation du couple) et donc accroît la probabilité de divorcer.

Une troisième remise en cause du modèle coasien consiste à montrer qu'en présence de coûts de transaction, ce qui est une hypothèse assez réaliste dans les négociations liées aux séparations de conjoints, le type de divorce n'est pas neutre. C'est ce que montre notamment Zelder (1993a, 1993b) en distinguant trois cas de figure.

i. Absence ou quasi absence de coûts de transaction, ce qui permet une négociation efficace : c'est l'hypothèse de la neutralité du droit.

Si l'homme préfère divorcer [ $(M - X) - A_h < 0$ ], si la femme préfère restée mariée [ $X - A_f > 0$ ] et si le surplus au mariage est positif [ $M - (A_f + A_h) > 0$ ], alors le mariage est préservé :

- sous le régime de consentement mutuel, l'homme ne peut pas inciter la femme à divorcer car ses ressources sont insuffisantes [ $X - (M - A_h) < X - A_f$ ];
- sous le régime du divorce par décision unilatérale, la femme peut inciter l'homme à rester dans le mariage car elle a les capacités de compenser son partenaire dans le mariage [ $(X - A_f) > X - M + A_h$ ].

Si le surplus au mariage est négatif (surplus au divorce positif) [ $M - (A_f + A_h) < 0$ ], alors le divorce est obtenu :

- sous le régime du consentement mutuel, l'homme peut inciter la femme à divorcer car il en a les moyens  $[X - (M - A_h) > X - A_f]$ ;
  - sous le régime du divorce par décision unilatérale, la femme ne peut pas inciter l'homme à rester dans le mariage car elle manque de ressources  $[(X - A_f) < X - M + A_h]$ .
- ii. Existence de coûts de transactions, avec des coûts plus faibles en cas de divorce par décision unilatérale qu'en cas de divorce par consentement mutuel : c'est l'hypothèse la plus souvent avancée selon laquelle le divorce par décision unilatérale est plus facile et moins coûteux.

Toujours avec l'hypothèse selon laquelle l'homme veut divorcer et la femme veut rester mariée, avec un surplus au mariage négatif et en présence de coûts de transaction ( $CT$ ) sous le régime de consentement mutuel, l'homme ne pourra pas inciter la femme à divorcer si ces coûts absorbent la totalité du surplus du divorce :  $[X - (M - A_h) - CT < X - A_f]$ ; alors que si, pour simplifier, ces coûts de transaction sont inexistantes sous le régime du divorce par décision unilatérale, la femme ne pourra pas inciter l'homme à rester dans le mariage (quatrième cas sous l'hypothèse de neutralité ci-dessus). Au total, on devrait alors observer plus de divorces sous le régime *no-fault*<sup>7</sup>.

- iii. Existence de coûts de transactions prohibitifs, quel que soit le type de divorce. Avec un surplus au mariage positif, les coûts prohibitifs interdisent à la femme d'inciter son conjoint, qui veut rompre unilatéralement, à rester dans le mariage  $[(X - A_f) - CT < X - M + A_h]$ , alors que sans coût de transaction, l'incitation serait possible (deuxième cas sous l'hypothèse de neutralité). Inversement, en présence de coûts prohibitifs dans un régime de divorce par consentement mutuel, l'homme n'a plus les moyens d'inciter sa femme à divorcer et ce, malgré un surplus négatif au mariage. Là encore, le régime du divorce par décision unilatérale devrait donc conduire à une augmentation du taux de divorce.

Enfin, Zelder (1993a, 1993b) étudie une quatrième limite relative au modèle coasien : l'existence d'une non-transférabilité (partielle ou totale) entre époux des gains liés au mariage<sup>8</sup>. En effet, une partie de ces gains (plus ou moins importante selon les ménages) correspond à la consommation de biens publics, en particulier les enfants. Zelder montre alors qu'en présence d'enfants, lorsque la procédure de divorce est unilatérale, même si le surplus au mariage est positif, le conjoint qui veut rester marié peut ne pas avoir la capacité d'inciter son partenaire à renoncer au divorce (d'où plus de divorces sous ce régime de divorce) et ce, parce qu'une part

de son avoir est non transférable (il ne peut pas transférer plus de «consommation» d'enfant qui, comme tout bien public, est indivisible et est, lors de la vie commune<sup>9</sup>, déjà pleinement consommé par le partenaire) : comme les coûts de transactions, le bien public réduit la capacité de compensation et contribuerait de ce fait à augmenter le taux de divorce en cas de régime sans faute.

Fella *et alii* (2004) ont prolongé le débat sur l'efficacité des séparations en introduisant la notion de mariage non-coopératif. Ils montrent que le divorce par consentement mutuel peut, lui aussi, conduire à des séparations inefficaces, contrairement à l'analyse de Zelder (1993b). Pour le montrer, ils envisagent un jeu à la Rubinstein (1982) où, à chaque étape, un des époux propose soit la poursuite du mariage, soit le divorce (et dans ce cas, le partage des actifs transférables du mariage), à l'autre qui répond. L'originalité de leur analyse réside dans le fait qu'un désaccord persistant entre les époux sur l'issue des négociations (rester marié ou divorcer) place ces derniers dans une situation de mariage non-coopératif (le divorce ne pouvant être obtenu que par consentement mutuel) qui les empêche de bénéficier soit du surplus du mariage (avantages liés à la vie commune : affection, enfants, etc.), soit du surplus du divorce (avantages de la séparation : célibat, nouveau conjoint, etc.). Un mariage non-coopératif est donc la pire des situations, si bien qu'il peut servir de menace, permettant à celui qui souhaite divorcer d'obtenir le divorce. Il se peut même qu'au lieu d'obtenir une compensation, le conjoint qui souhaite rester marié soit contraint de faire des concessions pour éviter le mariage non-coopératif. En effet, sous un divorce par consentement mutuel, celui qui ne souhaite pas divorcer dispose d'un droit de veto sur le divorce, mais pas d'un droit à un mariage coopératif. Tout dépend alors de la négociation entre les parties et de la transférabilité des actifs du mariage en cas de divorce. L'analyse de Fella *et alii* permet d'établir que le mariage survit uniquement s'il domine fortement au sens de Pareto l'accord sur le divorce. Si tel n'est pas le cas, des ruptures inefficaces peuvent avoir lieu. Les auteurs concluent qu'un retour au divorce pour faute (qui exige donc le consentement mutuel au divorce) ne permettrait pas forcément une diminution du taux de divorce en raison de l'évolution des normes sociales, celle-ci pouvant même conduire à une prédominance des divorces inefficaces.

### **3 Le droit du divorce est-il neutre ?**

Pour tout un ensemble de raisons (pression sociale moins puritaine ; engorgement des tribunaux par les jugements de divorce ; critique de l'hypocrisie engendrée parfois par un droit du divorce inadapté, etc., *cf.* Brinig, 1993 ; Park-



man, 1992), entre 1969 et 1985, les cinquante états américains sont, l'un après l'autre, passés d'un régime de divorce dit avec faute, à un régime dit sans faute. Parallèlement, et au cours de la même période, le taux de divorce aux Etats-Unis a cru de manière très forte. La concomitance de ces deux phénomènes a interpellé les économistes et les a donc conduits à se demander dans quelle mesure ce changement de législation avait pu exercer une influence sur l'évolution à la hausse du taux de divorce. Parce que, d'un côté, on peut faire l'hypothèse d'une certaine homogénéité entre les différents états américains (c'est partout les Etats-Unis) et, de l'autre, du fait que le droit du divorce n'est pas décidé au niveau fédéral il est possible d'observer des différences régionales - en l'occurrence ici principalement des dates d'adoption du divorce par décision unilatérale différentes - les Etats-Unis ont constitué un laboratoire d'expérimentation naturelle pour tester l'hypothèse de la neutralité du droit du divorce. Initiée aux Etats-Unis au milieu des années 1980, cette discussion a donné lieu, plus récemment, à des travaux visant à rendre compte de l'évolution du taux de divorce en Europe.

### **3.1 Du débat initial «neutralité *versus* non-neutralité» à la question des biens publics**

La discussion commence en 1986 avec l'énoncé de Peters, *a priori* convainquant, qui accumule les preuves favorables à la thèse de la neutralité. A partir de données du *Curent Population Survey* de 1979, l'auteur estime une régression logistique pour tester l'impact, *ceteris paribus*, de la résidence dans un état ayant opté pour le régime de divorce sans faute sur la probabilité d'avoir divorcé au cours des quatre années précédant l'enquête : la non-significativité du coefficient de régression corrobore alors l'hypothèse de la neutralité du droit. Pour renforcer ce résultat, Peters poursuit sa démonstration en estimant cette fois-ci l'impact du régime de divorce sur le montant de la compensation en cas de divorce (indemnisation du conjoint, pension alimentaire des enfants...) : là encore, son modèle théorique est avalisé par le fait que, dans la régression, le fait de résider dans un état où le divorce par consentement mutuel existe encore est positivement et significativement associé au montant de la compensation, démontrant ainsi l'effectivité de l'hypothèse de la négociation du «droit de propriété à rester marié(e)». En conclusion, Peters justifie sa démonstration d'absence de coût de transaction en avançant l'interprétation selon laquelle la relation de couple est telle que rien ne peut véritablement être caché entre les conjoints et donc que l'information est nécessairement symétrique, voire que même après la séparation cela continue ainsi car, du fait de la présence d'enfants en particulier, les destins des parents sont moins individualistes qu'il n'y

paraît.

Pour autant, ce premier article contient les principaux termes du débat méthodologique qui va naître à l'issue de cette publication. D'abord, il y a la question de la caractérisation des états américains dans une nomenclature *fault versus no-fault*. L'élaboration d'une telle nomenclature est complexe et nécessite de véritables compétences de juristes ; si aux deux extrêmes il n'y a guère d'ambiguïté pour distinguer les réglementations où, d'un côté, le seul motif de divorce possible est la faute et, de l'autre, la notion de faute est totalement gommée de la loi sur le divorce, en revanche tout un continuum plein de nuances existe entre ces deux bornes. Certains états, tout en listant un large éventail de motifs de divorce, ont conservé la possibilité d'invoquer la faute ; d'autres états ont certes prévu la possibilité de ne pas invoquer la faute comme motif de divorce, mais seulement sous des conditions assez restrictives (notamment en termes de durée minimale de séparation) ; d'autres états encore ont exclu la faute comme motif de demande de divorce mais ont gardé la possibilité de l'invoquer lors de la négociation sur les modalités de partage du patrimoine et de détermination de la compensation, etc.

Ensuite, la deuxième source de débat méthodologique repose sur l'idée d'endogénéité : si l'on observe un lien positif entre le taux de divorce (ou la probabilité de divorcer) et le fait de résider dans un état ayant opté pour le régime *no-fault*, cela peut provenir tout simplement du fait que ce sont justement les états où les taux de divorce étaient les plus élevés qui sont passés les premiers au régime de divorce unilatéral (cette possible inversion du sens de causalité est ici synonyme d'endogénéité). Il convient donc d'isoler, d'un côté, l'effet spécifique de la réforme - sur le taux de divorce - et de l'autre, celui attribuable à d'autres facteurs plus structurels - comme ceux qui expliquent que le taux est plus élevé dans certains états. C'est pourquoi Peters propose de raisonner à taux de divorce donné et introduit donc, dans son estimation de la probabilité de divorcer, le taux de divorce de l'état comme variable indépendante.

Le troisième débat porte sur la durée et la datation de la fenêtre d'observation. Celle de Peters est très courte (4 ans) et se situe historiquement au début de la révolution silencieuse<sup>10</sup> ; or, s'agissant de l'étude de l'impact d'un changement de législation, on peut penser que les comportements ne sont pas indifférents à la proximité temporelle de l'événement en question et donc que cela doit être pris en compte dans l'analyse (par exemple lorsque l'on s'attend à ce qu'une loi plus favorable intervienne sous peu, on peut être amené à retarder une décision que l'on aurait pris aujourd'hui en l'absence d'une telle perspective).

Enfin, Peters souligne que ses estimations peuvent être entachées d'un biais dû

à la mobilité entre états américains dans la mesure où, pour caractériser de manière univoque l'individu du point de vue du type de droit du divorce qui s'applique à lui, elle a dû exclure de l'analyse les individus ayant changé d'état durant la période d'observation. Si migrer est une conséquence du divorce et si la migration est plus probable lorsqu'il s'agit d'un divorce par décision unilatérale, ignorer les migrations biaise à la baisse le taux de divorce par décision unilatérale. A l'inverse, si la migration est une cause de divorce, l'exclusion des migrants ne devrait pas avoir d'impact sur le lien entre taux de divorce et type de divorce.

Nonobstant des travaux publiés dès 1988 montrant l'existence de coûts de transaction dans le mariage, ce n'est qu'au début des années 1990 qu'Allen (1992) lance véritablement le débat. La critique faite à Peters porte sur trois points : i) le traitement discutable des observations relatives aux états qui ont connu un changement de législation sur le divorce durant la courte fenêtre d'observation (donc pour partie *fault* et pour partie *no-fault*), ii) la classification erronée de certains états (lorsque le motif du divorce est la séparation et non la faute, mais que le consentement mutuel est requis, il serait excessif, selon Allen, de considérer la législation comme étant assimilable à une législation *no-fault* au sens de divorce par décision unilatérale) et iii) l'existence d'une erreur de spécification par le fait d'avoir introduit des variables muettes de région alors que celles-ci sont fortement corrélées à la variable indépendante d'intérêt (le fait de résider dans un état où le divorce est possible par décision unilatérale). En répliquant l'analyse de Peters sur les mêmes données mais en tenant compte de ses critiques, Allen montre alors que, *mutatis mutandis*, la probabilité de divorcer est bien significativement liée positivement au régime de divorce unilatéral. Peters (1992) répond à Allen, d'une part, en justifiant l'inclusion des variables de région au motif d'un risque de biais d'hétérogénéité inobservée et, d'autre part, en attaquant la spécification de Allen qui omet l'inclusion du taux de divorce régional comme variable explicative et donc qui ne se met pas à l'abri d'un biais d'endogénéité. Ainsi, tout en acceptant les correctifs de Allen quant à la classification des états selon leur type de législation de divorce, Peters réitère une estimation (et la conforte par une estimation sur données agrégées) qui réfute l'existence d'un effet du type de législation du divorce sur la probabilité de divorcer.

L'année suivante, Zelder (1993a) publie ses travaux relatifs au test des quatre hypothèses évoquées *supra*. Il met alors à mal l'hypothèse de la neutralité, mais déplace subtilement le débat. Sa démonstration repose sur la comparaison de deux estimations de la probabilité de divorcer (à partir de données poolées du *Panel Study of Income Dynamics*). La première, en plus des variables de contrôle habituelles, inclut seulement l'indicatrice de régime de divorce et semble alors donner du crédit à

Peters puisque le coefficient estimé n'est pas significatif : les hypothèses de coûts de transaction prohibitifs ou de coûts différenciés selon le régime de divorce tombent. Mais dans la seconde estimation, Zelder introduit une interaction croisant cette indicatrice avec un proxy de bien public (la part que représente la richesse «enfants» - estimée via la dépense - dans le patrimoine du couple) ; le caractère significativement positif de cette nouvelle variable valide alors son hypothèse selon laquelle, *ceteris paribus*, le divorce par décision unilatérale incite au divorce lorsqu'il y a présence d'enfants. Selon l'estimation de Zelder (1993b), au point moyen, la probabilité de divorcer croîtrait de 23% du fait du divorce unilatéral en présence d'enfants. Les résultats obtenus conduisent donc à contester non seulement l'hypothèse de la neutralité mais également l'hypothèse de l'existence de coûts de transaction.

### **3.2 Les sociologues s'approprient le débat en recourant aux séries chronologiques**

Les sociologues relancent le débat mais en prenant comme support le champ de l'analyse des séries temporelles et non plus celui de l'économétrie de données individuelles<sup>11</sup>. Le débat qui va opposer Nakonezny *et alii* à Glenn soulève ainsi d'autres interrogations de méthode, mais l'enjeu est toujours le même : le droit au divorce est-il neutre ?

L'approche de Nakonezny *et alii* (1995) repose principalement sur l'hypothèse sociologique assez simple selon laquelle le divorce sans faute est moins coûteux, plus simple, moins stigmatisant, et donc devrait inciter au divorce (comparativement au divorce par consentement mutuel). Empiriquement, les auteurs avancent l'idée selon laquelle si les études antérieures ont donné des conclusions contradictoires, cela doit venir du fait qu'elles reposaient sur des données en coupe. D'où l'idée de recourir à des séries temporelles agrégées de taux annuels de divorce par états. La démarche est alors assez simple puisqu'elle consiste à tester la significativité statistique de la différence entre les taux de divorce (moyenne sur trois ans) avant le passage au divorce par décision unilatérale et ceux observés après la réforme : l'impact du changement de réglementation est, selon les auteurs, avéré dans la mesure où cette différence est statistiquement significative alors qu'elle ne l'est pas lorsque qu'ils effectuent la même démarche comparative à partir de deux autres séquences de trois ans successives tirées au hasard (sans intersection avec la période de changement de loi).

Glenn (1997) conteste alors vigoureusement ces résultats en arguant du fait qu'il est erroné d'attribuer la totalité de la croissance des taux de divorce au changement de réglementation car durant les années 60 et 70 - période au cours de

laquelle la plupart des états sont passés au divorce sans faute - les taux de divorce ont systématiquement augmenté, même dans les états qui n'adopteront le divorce par décision unilatérale que bien plus tard. D'autres facteurs seraient en cause dans cet accroissement (en particulier des changements dans les mentalités) et il convient donc de corriger les estimations en tenant compte du trend général. Sans mettre directement en oeuvre cette idée, mais simplement en prenant comme groupe de référence les états «retardataires» (qui historiquement ont adopté tardivement le divorce *no-fault*), Glenn calcule que l'impact relatif de la réforme sur le taux de divorce serait de l'ordre de +10%, à comparer au +80% avancé par Nakonezny et alii. Ces derniers (Rodgers *et alii*, 1997) répondent en admettant la principale critique de Glenn, c'est-à-dire en soustrayant aux taux de divorce un trend calculé sur dix ans et ils aboutissent à un effet, certes toujours positif, mais d'ampleur nettement moindre (32%) à celle de leur estimation initiale. Glenn (1999) ne sera pas pour autant convaincu, expliquant qu'un trend linéaire sur dix ans, dans ce cas, n'est pas adapté (il induit une sous-estimation) du fait de la relative stabilité des taux de divorce en début de décennie qui aboutit à attribuer au changement de législation le rôle joué, en fait, par les facteurs qui expliquent l'accélération des taux en fin de décennie. Finalement, Rodgers *et alii* (1999) tentent de se justifier, en récusant l'idée de choisir les états retardataires comme groupe de contrôle au motif qu'ils sont sujets à des comportements d'anticipation par mimétisme avec les autres états, en expliquant que le trend linéaire est un moindre mal (comparativement à des trends de formes quadratiques) et, finalement, en proposant une analyse graphique un peu fastidieuse des cinquante états qui, somme toute, aboutit à une conclusion assez mitigée.

### **3.3 Retour au débat initial et controverse sur le thème «faute et sanction»**

Selon Allen (1998), du fait de l'existence de coûts de transactions, le passage au divorce par décision unilatérale a provoqué des divorces inefficients, au sens de ruptures de mariages efficients. Mais l'auteur souligne également que le divorce par consentement mutuel était tout autant source d'inefficacité lorsqu'il conduisait à maintenir des mariages inefficients. Dans les deux cas, Allen considère que le divorce est efficient lorsqu'il permet de rompre un appariement de mauvaise qualité; la mauvaise qualité étant due à une erreur de prévision, au moment du mariage, quant aux qualités du conjoint et donc aux situations où, *in fine*, le gain au mariage est très faible pour au moins l'un des conjoints. Son propos empirique est alors de tenter de faire la part, dans l'accroissement du taux de divorce associé à la réforme du

divorce *no-fault* en 1968 au Canada, entre divorces efficaces et divorces inefficaces. Pour ce faire, Allen teste, sur des données rétrospectives, un modèle stylisé de type :  $Divorce = \alpha + \beta_1 M_i + \beta_2 D_{nf} + \beta_3 M_i * D_{nf}$  ; avec  $M_i$  identifiant le mariage inefficace,  $D_{nf}$  identifiant le divorce *no-fault*.

Toute la difficulté de l'exercice repose alors sur la mesure empirique de  $M_i$ . Mais pour Allen, cela semble tout à fait évident que, dans les décennies 50 et 60, l'incertitude dans le mariage trouve principalement son origine dans l'activité féminine (au moment du mariage, le couple ne sait pas encore si la femme va s'impliquer massivement dans l'activité marchande ou si elle va plutôt rester femme au foyer ; et si finalement elle se consacre pleinement à l'activité, du fait de la faible spécialisation du couple qui en résulte, le gain au mariage sera ténu). C'est pourquoi, Allen introduit les trois variables indépendantes de type  $M_i$  suivantes. La première est clairement un indicateur d'incertitude au moment du mariage (se marier avant l'âge de 19 ans), les deux autres mesurent l'implication de la femme dans l'activité marchande (proportion d'années de mariage en étant active ; variance de cette même mesure). Une telle spécification permet alors à Allen de confirmer ses hypothèses. Le coefficient  $\beta_2$  est estimé significativement positif, ce qui constitue un résultat susceptible de contribuer, comme aux États-Unis, à la critique adressée à l'introduction du divorce par décision unilatérale. Mais comme les trois coefficients de type  $\beta_1$ , tout comme les trois coefficients de type  $\beta_3$ , sont significatifs et de signes attendus, Allen souligne que les deux types de divorce sont également efficaces dans certains cas, c'est-à-dire lorsque le mariage a été conclu avec beaucoup d'incertitude et/ou lorsque la femme s'est fortement engagée dans l'activité marchande.

Il n'en demeure pas moins que ces *proxies* de qualité d'appariement sont discutables, notamment l'indicateur de dispersion relatif à l'activité de la femme car si une forte variance peut s'interpréter facilement en termes d'incertitude, en revanche une faible variance peut signifier à la fois une forte implication dans l'activité marchande (faible spécialisation du couple) et une forte implication dans l'inactivité (forte spécialisation), ce qui ne facilite pas l'interprétation en termes de gain au mariage. Pour autant, Allen utilise ces résultats pour proposer une interprétation historique de l'évolution du taux de divorce au Canada. Du fait de l'accroissement de l'activité féminine pendant les Trente Glorieuses, les mariages inefficaces se sont multipliés et n'ont pas toujours pu se rompre car le divorce par consentement mutuel était coûteux. Suite à l'adoption du divorce par décision unilatérale, le taux de divorce a fortement cru car, d'une part, tous ces mariages inefficaces ont pu enfin se dissoudre et, d'autre part, du fait de la facilité nouvelle à divorcer, certains conjoints ont mené des négociations, qualifiées de frauduleuses par Allen, aboutissant au di-

vorce d'unions pourtant efficientes. Mais après une période d'éclusage des mariages inefficients et de diffusion de l'information quant aux nouvelles règles relatives au divorce (et donc une moindre possibilité de mener des négociations «frauduleuses»), le taux de divorce a décliné un peu, sans pour autant revenir au niveau d'avant 1968, car l'activité féminine continuant à croître, les divorces efficaces ont été de plus en plus d'actualité.

Parce que sous le régime du divorce par décision unilatérale la femme qui incite son mari à ne pas divorcer n'a en fait aucune garantie légale pour que le mariage continue effectivement, mais aussi parce que les comportements seraient endogènes au type de divorce (dans le régime sans faute il y aurait plus d'adultères car le divorce coûte peu ; les petites fautes qui seraient oubliées sous le régime sans faute deviendraient déterminantes sous le régime avec faute ; l'investissement dans le mariage et le stigmate associé au divorce seraient moindres sous le régime sans faute, etc.), Brinig et Buckley (1998) donnent intuitivement peu de crédit à l'hypothèse de la neutralité du droit et donc veulent apporter la contradiction à Peters - la seule à défendre la thèse de la neutralité jusqu'alors<sup>12</sup>. La spécificité de leur approche repose en particulier sur la remise en cause de la typologie des états proposée par Peters : selon les deux co-auteurs, un état peut être qualifié de *no-fault* si la réglementation exclut la notion de faute non seulement comme motif de demande de divorce (définition de Peters) mais aussi comme argument du partage des biens. La démonstration des co-auteurs n'est cependant pas totalement convaincante car ils ne proposent pas une simple réplique, mais empruntent une méthodologie fort différente. En effet, à la différence de Peters, ils n'utilisent pas des données individuelles mais recourent à de l'économétrie sur données agrégées pour estimer l'impact, sur le taux de divorce, de tout un ensemble d'indicateurs socio-économiques régionaux décalés (*lag*), dont l'indicatrice repérant les états-années ayant opté pour le divorce par décision unilatérale (les deux typologies sont testées alternativement). Ce qui ne convainc pas dans la démonstration, c'est principalement le fait que pour deux des trois spécifications utilisant la typologie de Peters, on ne retrouve pas la non-significativité du coefficient justifiant la thèse de la neutralité. Au total donc, on ne peut deviner la cause de la divergence entre Peters et Brinig et Buckley : la typologie différente, la spécification différente ou l'outil économétrique différent ? Quoi qu'il en soit, les auteurs concluent que la preuve empirique de l'existence d'un effet positif du divorce sans faute sur le taux de divorce justifie, compte tenu des effets négatifs du divorce (pour les enfants notamment), qu'il faille revenir à un régime ne niant plus la faute, au moins au niveau du partage des biens.

Ellman et Lohr (1998) s'opposent alors à cette conclusion. D'abord d'un point

de vue analytique, ils réfutent la thèse de l'impact, sur la probabilité de divorcer, de l'existence d'une sanction (en cas de faute) au niveau du partage des biens. Avancer l'idée selon laquelle le fautif va être moins incité à demander le divorce du fait de la sanction est, pour Ellman et Lohr, un argument qui milite bien peu en faveur d'une baisse du taux de divorce car, à l'inverse, l'existence d'une sanction peut inciter l'autre partie à aller au divorce. De même, le mécanisme incitatif selon lequel l'existence d'une sanction réduirait le nombre de fautifs est, dans les faits, peu probable (par exemple, pense-t-on à la sanction financière potentielle lorsque l'on fait une rencontre amoureuse extraconjugale?). Enfin, comme dans le droit américain la sanction ne peut jouer qu'à la baisse de l'éventuelle pension alimentaire (il n'est pas possible d'alourdir la charge du débiteur d'aliments fautif), seuls les créiteurs d'aliments fautifs pourraient être désincités par ce mécanisme de sanction, or comme ces cas sont très rares, il ne faut donc pas s'attendre à un impact notable sur le taux de divorce. Ensuite empiriquement, Ellman et Lohr soulignent plusieurs incohérences dans les travaux de Brinig et Buckley, comme la non-pertinence dans le choix de la période d'observation, des erreurs dans les dates de changement de législation, etc. Mais leur apport réside surtout dans leur propre approche. Ces auteurs travaillent, état par état, sur les séries chronologiques assez longues (1960-1992) de taux de divorce et apportent un soin particulier, par des méthodes ARIMA assez sophistiquées, à l'élimination du trend régional, notamment en tenant compte du pic généralement observé à l'approche de l'année du changement de réglementation (ralentissement du recours au divorce juste avant la date et ce, dans l'attente de la nouvelle réglementation; accélération juste après du fait d'un traitement des dossiers de divorce plus rapide sous le régime du divorce sans faute). Leur analyse très méticuleuse a l'inconvénient de ne pas produire une conclusion synthétique car chaque état montre une certaine spécificité. Le sentiment que l'on retire alors de cette étude est qu'il faut se méfier des conclusions trop définitives et univoques. Ces considérations n'ont pas pour autant découragé les économistes à poursuivre leur quête de preuves empiriques sur la question de la neutralité du droit du divorce, en témoigne la controverse entre Friedberg (1998) et Wolfers (2006).

### **3.4 Avec le recul temporel, les économistes affinent les analyses de séries chronologiques**

Dans un article publié en 1998, Friedberg réinvestit la question de l'estimation de l'impact de la réforme du droit du divorce américain sur le taux de divorce. Son analyse repose sur un panel de vingt ans de données agrégées au niveau des états. Son ambition est de clarifier le débat antérieur (entre Peters, Allen et Brinig et



Buckley) en abordant les quatre questions suivantes : la neutralisation du trend, la classification des états selon le type de réglementation, le biais d'endogénéité et la permanence de l'impact du changement de loi (permanent *versus* temporaire).

Sur le premier point, son apport est de considérer que, au-delà de la nécessaire prise en compte des effets fixes d'état (chaque état possède ses propres facteurs inobservés expliquant sa propension au divorce) et de date (facteurs inobservés au niveau fédéral expliquant la croissance du taux de divorce en général), il faut introduire dans la spécification une variable croisée «état-date» qui capture l'effet du trend propre à chaque état (faute de quoi l'estimation des effets fixes est biaisée et le coefficient de la *dummy* repérant la réforme peut être affecté si le trend local et la date de la réforme sont corrélés). Ce faisant, elle montre que l'impact du passage au divorce par décision unilatérale est significatif, positif et robuste ; sa conclusion majeure est alors que le taux de divorce aurait été de 6% plus faible si les états n'avaient pas adopté cette nouvelle réglementation en matière de divorce. Sur la question de la classification des états selon le type de divorce, Friedberg départage l'effet de la réforme selon quatre sous-ensembles d'états : Divorce unilatéral strictement sans faute, divorce unilatéral mais avec notion de faute pour le partage des biens, divorce unilatéral mais avec condition de durée de séparation avec/sans intervention de la faute pour les questions financières. Elle montre alors que cette distinction fait sens empiriquement (le débat antérieur sur les classifications était donc pertinent), sans pour autant bouleverser la conclusion générale puisque, quel que soit le type de lois, l'effet sur le taux de divorce est positif et significatif : le divorce par décision unilatérale strictement sans faute a de loin l'impact le plus fort et le divorce par décision unilatérale avec prise en compte de la faute dans la détermination du partage des biens joue beaucoup plus faiblement (ce qui accrédirait la conclusion de Brinig et Buckley). Concernant l'endogénéité, à défaut de disposer d'un instrument (variable corrélée à l'événement «changement de réglementation» et non-corrélée avec le taux de divorce) permettant de corriger le biais éventuel d'endogénéité, Friedberg teste l'existence d'une telle endogénéité en introduisant une indicatrice repérant l'année précédant la réforme : la non-significativité du coefficient associé à cette indicatrice permet à l'auteur de rejeter l'hypothèse d'endogénéité. Enfin, en ajoutant des indicatrices pour l'année de la réforme et les deux suivantes, puis en constatant que cette introduction ne modifie pas fondamentalement le coefficient de la variable «état-année ayant adopté le divorce par décision unilatérale», l'auteur conclut que l'impact n'est pas temporaire, il est massif juste après la réforme et se renforce légèrement au cours des deux années suivantes.

Huit ans plus tard, Wolfers (2006) remet assez sensiblement en cause les conclu-

sions de Friedberg. L'idée de Wolfers part d'un constat troublant : si l'adjonction de la variable croisée «état-date» fait croître si fortement le coefficient de régression de la *dummy* «état ayant adopté le divorce par décision unilatérale», c'est qu'il doit y avoir une corrélation systématique entre ces deux variables, qui plus est, une corrélation négative (puisque le coefficient s'accroît), or cela est plutôt contraire à l'intuition selon laquelle plus le taux de divorce s'accroît plus l'état est poussé à adopter la réforme (corrélation positive) et contraire au test négatif d'endogénéité. Wolfers en conclut qu'il y a un problème de spécification et, de manière très argumentée, décèle deux erreurs. D'une part, la trop courte fenêtre d'observation avant la réforme fait que l'essentiel du trend pris en compte dans l'analyse concerne la période post-réforme, période au cours de laquelle le trend est conditionné par l'impact de court terme de la réforme (un pic suivi d'une décroissance donnant au trend une allure décroissante) : le coefficient associé à la variable «état-date» mélangerait donc à la fois l'effet dynamique des variables inobservées de l'état et l'effet de la réforme elle-même ; ainsi, la valeur fortement positive du coefficient associé à la variable «réforme» serait la contrepartie de l'exagération de la pente négative du trend de l'état (l'auteur propose alors de calculer le trend à partir de 1956 et non 1968 comme l'avait réalisé Friedberg). D'autre part, Wolfers montre que l'on ne peut pas estimer l'impact réel d'un choc (ici le passage au divorce par décision unilatérale) avec une simple variable muette, car la dynamique de l'effet est plus complexe. Les effets de court et de moyen terme peuvent en effet être différents. Juste après la réforme, le taux de divorce peut croître fortement du fait d'un effet de désengorgement des «mauvais» mariages qui attendaient la réforme, effet qui peut durer un temps par mécanisme de diffusion de l'information quant à la réforme, l'effet pouvant même être renforcé par l'accroissement soudain de l'offre sur le marché du remariage ; mais à plus long terme, les changements plus structurels jouent, les mauvais assortiments de mariés sont plus rares et stoppent plus tôt leur union. C'est pourquoi Wolfers propose une spécification constituée de plusieurs indicatrices correspondant aux différents couples d'années successifs suivant la date de la réforme.

Sur cette base, les conclusions de l'auteur quant à l'impact spécifique de la réforme sont alors les suivantes : il y a bien une forte croissance du taux de divorce juste après la réforme attribuable à cette dernière, puis une stabilisation jusqu'à la huitième année après la réforme, puis une décroissance pour aboutir vers la douzième année à un effet négatif (mais ce dernier effet n'est pas robuste). Du fait de cette non-monotonie de l'impact mesuré sur toute la période post-réforme, Wolfers considère qu'au total l'effet du droit sur les comportements est bien plus limité que ne laissait entendre Friedberg. Cette conclusion confirme les travaux de Gruber (2004) menés

en adoptant une méthodologie en termes de stock (plusieurs recensements successifs) : l'adoption du divorce par décision unilatérale aurait eu un impact significatif statistiquement sur la probabilité d'être divorcé, mais l'effet s'estomperait au-delà de huit ans, avec pour conséquence une contribution modeste à la croissance de la proportion de divorcé(e)s dans la population. Pour autant, Wolfers se refuse à conclure catégoriquement pour ou contre la neutralité du droit : à court terme l'impact est notable, à long terme il serait négligeable. Enfin, pour l'auteur, le principal enseignement est le fait que, si l'on ne peut pas trancher quant au fait de savoir si les négociations dans les couples sont ou non efficaces, en revanche on peut affirmer qu'elles sont très fréquentes. Son raisonnement est le suivant. Dans les états où le consentement mutuel est requis, la proportion observée de divorces est de l'ordre de 0,2 ; la probabilité individuelle de divorcer,  $p$ , est donc égale à 0,45<sup>13</sup>. Si l'on retient la même probabilité  $p$  dans les états où le divorce se fait par décision unilatérale, la proportion de divorces devrait alors être de l'ordre de 0,7<sup>14</sup>. L'impact du passage au divorce sans faute devrait donc être égal à environ  $0,7 - 0,2 = 0,5$ . En fait, l'impact réel estimé par Wolfers est de l'ordre de cent fois moins, ce qui signifierait que la négociation des couples se demandant s'ils vont divorcer est extrêmement fréquente et efficace en termes de renoncement au divorce, et donc que les coûts de transaction sont sans doute assez faibles.

La même année, Méchoulan (2006) publie une recherche qui conforte le fait stylisé mis en évidence par Wolfers selon lequel la réforme du divorce a bien eu, aux Etats-Unis, un impact positif de court terme sur le taux de divorce, mais que cet impact s'estompe ensuite à plus long terme. Au-delà de cette confirmation, l'apport original de Méchoulan va alors être de s'attaquer à la compréhension de cette évolution de moyen terme. Premièrement, le passage à un régime de divorce *no-fault* accroît la probabilité de divorcer des couples mariés avant la réforme du divorce (*pipeline effect*). Deuxièmement, si la différence entre le taux de divorce par consentement mutuel et le taux de divorce par décision unilatérale s'amenuise, c'est parce que la qualité d'appariement des couples est meilleure dans les états où la réforme du divorce a eu lieu (*selection effect*).

Cette approche s'inspire très directement du modèle théorique de Rasul (2005). Rasul expose un modèle stochastique de mariage à agents hétérogènes dans lequel le régime de divorce (consentement mutuel *versus* décision unilatérale) est explicitement pris en compte et où les deux effets (*pipeline versus selection*) sont méthodiquement démontrés. Dans sa courte partie empirique, Rasul commente des graphiques de séries temporelles de taux de mariage et de divorce aux Etats-Unis selon le régime de divorce et montre combien ses résultats théoriques expliquent

correctement l'évolution de ces deux comportements, et notamment la très forte convergence, vers 2000, des taux entre les états ayant ou non adopté le divorce par décision unilatérale. Dans les travaux de Méchoulan, c'est naturellement sa seconde hypothèse qui est centrale pour la compréhension des comportements de divorce à moyen terme. Pour comprendre pourquoi, après le pic post-réforme, le taux de divorce s'est stabilisé, voire a diminué légèrement, alors que la procédure de divorce était devenue plus simple, il fallait en effet identifier un contreponds : un divorce plus facile (*no-fault*) contrecarré par un divorce moins probable (appariements de meilleure qualité). C'est ce que teste Méchoulan dans un modèle empirique assez complexe qui, d'une part, intègre toutes les avancées principales de la littérature empirique antérieure et, d'autre part, ajoute - grâce au recul temporel - une dimension nouvelle : le fait que le couple est ou non «surpris» par la réforme, c'est-à-dire que son mariage a eu lieu avant ou après la réforme.

Du point de vue de l'effet de surprise, un impact instantané est estimé significativement positif uniquement lorsque la femme vit dans un état où la notion de faute a été totalement gommée, ce qui accrédite la première hypothèse de l'auteur. Cela signifie en particulier, selon Méchoulan, que, à l'inverse, le passage d'un régime de divorce avec faute à un régime de divorce sans faute limité (c'est-à-dire sans faute du point de vue du motif de divorce, mais avec faute du point de vue du règlement des questions financières) n'est pas de nature à changer les comportements des individus : parce que dans le partage des biens ce que l'un gagne est perdu par l'autre, il vaut parfois mieux négocier et rester marié, plutôt que de demander unilatéralement un divorce qui sera coûteux parce que pour le partage des biens la responsabilité de la faute devra être établie. Pour les femmes qui se sont mariées après la réforme, le type de divorce (sans aucune référence à la faute versus avec prise en compte de la faute uniquement pour le partage des biens) ne joue pas, *ceteris paribus*, sur la probabilité de divorcer : l'impact attendu positif du divorce *no-fault* serait donc contrebalancé par un effet négatif dû au fait que, sous ce régime de divorce, les couples sont de meilleure qualité (*cf. infra*); ainsi serait validée la seconde hypothèse de l'auteur.

### **3.5 Le débat se déplace vers l'étude de l'impact de la réforme du divorce sur le mariage**

Dès l'origine du débat sur la neutralité du droit du divorce, la question de l'impact du régime de divorce sur le mariage était présente. En effet, lorsque Peters (1986) aborde l'hypothèse du hasard moral dans la relation de couple (*cf. supra*), elle envisage comme conséquence de cette hypothèse le fait que le divorce par décision

unilatérale ait un impact négatif sur le taux de mariage (plutôt qu'un effet positif sur le taux de divorce). Premièrement, cette hypothèse de hasard moral est partiellement confirmée dans les travaux empiriques de l'auteur : la probabilité de participer à l'activité marchande féminine (forme d'auto-assurance face au hasard moral) est, toutes choses égales par ailleurs, estimée significativement supérieure lorsque la femme mariée vit dans un état qui a opté pour le divorce par décision unilatérale. Deuxièmement, Peters estime un modèle de remariage après le divorce dans lequel le coefficient associé à l'indicatrice «état à divorce par décision unilatérale» est significativement négatif et donc corrobore le raisonnement théorique de l'auteur. Mais cette question du lien entre type de divorce et mariage sera ensuite curieusement absente de la littérature empirique jusqu'au début des années 2000.

En 2006, Wolfers et Méchoulan réinvestissent, chacun de leur côté, ce questionnement. A cette époque, en effet, ce n'est plus la très forte croissance du taux de divorce de la fin des années 70 qui motive les chercheurs (et l'opinion publique), mais l'inattendue stabilisation de ce taux une décennie plus tard, alors même qu'il est très facile de divorcer. Or, la seule explication cohérente pour ces économistes est de penser que, simultanément aux changements de comportement de divorce, il a dû se passer quelque chose du côté du mariage.

C'est presque involontairement que Wolfers (2006) aborde la question du mariage. Après avoir répliqué, pour les critiquer et les dépasser, les travaux de Friedberg (1998) qui relèvent d'une approche en termes de flux (taux de divorce), Wolfers veut conforter ses propres résultats de flux en appelant une validation par les stocks (proportion de divorcés dans la population). Ce faisant, il montre que si la réforme du divorce a statistiquement eu un effet positif sur l'évolution du stock de divorcés non remariés, en revanche elle n'aurait pas eu d'impact significatif sur le stock de personnes divorcées ou ayant été divorcées. La conclusion logique est alors que la réforme du divorce aurait joué négativement sur la probabilité de se remarier. Ce résultat permet ensuite à l'auteur de proposer plusieurs éléments d'interprétation où le (re)mariage tient toute sa place dans l'explication de l'évolution du taux de divorce à moyen terme.

Premièrement, le fait que la réforme du divorce ait permis, dans un premier temps, la rupture de nombreuses unions inefficentes a provoqué, avec un petit décalage temporel, un accroissement de l'offre sur le marché du remariage. De ce fait, les opportunités post-divorce se sont accrues ; or, comme le marché du remariage n'a pas de frontière, ces soudaines nouvelles opportunités ont pu accroître le gain au divorce potentiel même dans des états où la réforme du divorce n'avait pas encore eu lieu. Cela pourrait expliquer en partie que, au-delà de l'effet instantané

de la réforme, pendant une décennie le taux de divorce soit resté soutenu.

Deuxièmement, comme le taux de mariage a diminué à la suite de la réforme du divorce, la baisse (ou la moindre croissance) du taux de divorce à plus long terme, calculé en rapportant le nombre de divorces à la population en âge de divorcer, s'explique pour partie arithmétiquement puisque, au sein de la population en âge de se marier, la proportion de population «à risque» (les mariés) diminue.

Troisièmement, Wolfers souligne toutefois que la dynamique du mariage est complexe car elle est probablement le fruit de logiques contradictoires. D'un côté, une réglementation du divorce plus laxiste et moins coûteuse pourrait inciter à se marier sans trop regarder la qualité de l'appariement puisque l'union peut facilement et rapidement être dissoute. Mais d'un autre côté, un divorce plus facile et protégeant moins des conséquences post-divorce réduit le gain au mariage ; il inciterait donc au contraire à moins se marier ou du moins à retarder le mariage le temps d'effectuer une recherche de conjoint plus pertinente. Binner et Dnes (2001) avancent à cet égard un autre argument allant dans le même sens : un divorce plus facile et moins protecteur inciterait à préférer l'union hors mariage plutôt que le mariage, du moins en Angleterre et au Pays de Galles, les deux pays sur lesquels porte leur analyse. Et les deux auteurs de conclure que si la réforme du droit n'a pas d'impact sur le taux de mariage, cela provient du fait que ce premier argument se combine avec celui selon lequel un divorce plus facile inciterait à plus facilement se marier puisque, en cas de mariage inefficace, on peut y donner fin aisément. Dans le même ordre d'idées, Rasul (2005) démontre théoriquement, d'une part, que, sous l'hypothèse non-coasienne selon laquelle l'utilité est pour partie non-transférable entre conjoints, le gain au mariage est moindre sous le régime de divorce par décision unilatérale et, d'autre part, qu'une baisse du gain au mariage (impliqué par la réforme du divorce par décision unilatérale, ou par autre chose) se traduit par un accroissement de la sélectivité lors de la recherche de conjoint, d'où à terme une baisse des taux de divorce et de mariage.

Deux résultats empiriques de Méchoulan (2006) confortent finalement l'idée selon laquelle la prise en compte du mariage est importante pour comprendre l'évolution du taux de divorce à moyen terme. Le premier résultat a été évoqué au paragraphe précédent : la neutralité du droit vis-à-vis du divorce en situation sans «surprise» s'explique par des appariements de meilleure qualité. Le second résulte d'une estimation de l'impact de la réglementation du divorce sur l'âge au mariage. L'estimation montre en effet que, toutes choses égales d'ailleurs, vivre dans un état où la notion de faute a été totalement supprimée accroît significativement l'âge au mariage des femmes. Le divorce sans faute étant plus risqué pour ces dernières (comparativement

au divorce par consentement mutuel), elles consacraient rationnellement plus de temps dans la recherche de leur conjoint pour minimiser le risque de vivre une union non efficiente<sup>15</sup>.

Ces conclusions ont depuis été en partie contestées par Drewianka (2008). L'auteur s'applique tout d'abord à répliquer assez scrupuleusement les travaux de Friedberg (1998) et de Wolfers (2006), avec cependant deux améliorations. D'une part, l'auteur allonge la période d'observation jusqu'en 2002 (Wolfers et Friedberg s'arrêtaient en 1988) et, d'autre part, il distingue deux réformes du droit du divorce : l'adoption du divorce sans faute et l'adoption du divorce par décision unilatérale (deux réglementations qui le plus souvent sont confondues dans la littérature mais qui pourtant peuvent être logiquement distinguées dans la mesure où certains états ont d'abord adopté le divorce sans faute avant d'implémenter plus tardivement le divorce par décision unilatérale). Ce faisant, Drewianka confirme les conclusions de ces deux auteurs en ce qui concerne l'impact de l'adoption du divorce par décision unilatérale sur le taux de divorce (impact modeste de court terme qui s'estompe après quelques années), mais montre que la réforme *no-fault* n'a eu aucun effet significatif. En revanche, en appliquant la même méthodologie à la série temporelle du taux de mariage, il montre, contrairement aux conclusions de Wolfers (2006) et Méchoulan (2006), que les deux types de réforme n'ont eu aucun effet significatif sur le taux de mariage : si le taux de mariage a effectivement chuté en fin de siècle, cela serait donc attribuable à d'autres facteurs que les réformes du droit du divorce.

En conclusion, Drewianka souligne les enseignements que permettent ses résultats : l'absence d'effet de la réforme *no-fault* semble corroborer la thèse de la neutralité du droit avancée initialement par Peters (1986), cependant, comme cette thèse repose sur la distinction «divorce par consentement mutuel *versus* divorce par décision unilatérale» et non pas *fault versus no-fault*, cette apparente confirmation n'est qu'un leurre. En ayant traité séparément ces deux types de réforme dans une même régression, Drewianka a en effet montré au contraire que l'introduction du divorce *par décision unilatérale* aurait joué positivement sur le taux de divorce. Finalement, pour l'auteur tous ces résultats appellent certes de nouvelles réflexions théoriques dans le champ de l'analyse de l'impact du droit de la famille sur les comportements démographiques, mais comme les effets estimés sont de faible ampleur, il faut sans doute considérer que la compréhension économique de l'évolution des structures familiales repose plus sur l'analyse traditionnelle des déterminants socioéconomiques que sur celle relative à l'impact spécifique du droit.

### 3.6 Le débat sur la neutralité du droit du divorce débarque en Europe

D'un point de vue purement démographique, la situation de l'Europe en matière d'évolution de la nuptialité depuis les années 1950 est, à bien des égards, similaire à la situation nord-américaine : accroissement du nombre d'unions non-maritales qui par ailleurs se transforment de moins en moins souvent en mariages, augmentation de l'âge au mariage, croissance forte du nombre de divorces, raccourcissement des durées de mariage (Prioux, 2006). On observe cependant une plus grande hétérogénéité entre les pays européens comparativement aux différences entre états étasuniens. L'Europe du Sud et la plupart des pays de l'Europe de l'Est sont encore dans une situation où le mariage est fréquent (mais de plus en plus tardif en Europe du Sud) et le divorce rare, du moins en comparaison avec ce que l'on observe en Scandinavie et dans les pays Baltes et dans une moindre mesure dans les autres pays européens. En matière de divorce, on dénombre environ 50 divorces pour 100 mariages en 2003 dans des pays comme la Suède, la Finlande ou l'Estonie, le taux se situe autour de 40% en France, au Royaume-Uni et en Allemagne, il n'est que de 20% en Pologne, en Grèce, en Espagne ou en Slovénie et dépasse à peine les 10% en Italie. Pour autant, ces différences s'estompent rapidement ; par exemple, entre 1980 et 2003, cette proportion de divorces est passée au Portugal de 8% à 32%. La seconde similitude avec les Etats-Unis porte sur l'évolution juridique. Si le divorce sans faute était déjà présent avant 1950 dans la législation de nombre de pays européens, en revanche c'est, comme aux Etats-Unis, au cours des années 1970-1990 que le divorce par décision unilatérale a été introduit dans la plupart des pays européens (Gonzalez et Viitanen, 2009).

Face à ces différences nationales, ces évolutions prononcées et ces modifications de réglementations en matière de divorce, on aurait pu s'attendre à ce que les chercheurs européens développent des analyses similaires à celles qui ont fait tant débat durant deux décennies Outre-Atlantique. En fait, à notre connaissance, les travaux empiriques portant sur la neutralité du droit du divorce en Europe ont été assez rares. L'analyse économique du droit de la famille est encore le fait de quelques chercheurs isolés en Europe, les démographes étant ceux qui se sont le plus intéressés aux questions de nuptialité. Pour autant, ces derniers ne sont pas insensibles à l'argumentation selon laquelle le droit jouerait un rôle dans les comportements matrimoniaux. En témoigne par exemple la synthèse sur l'évolution démographique de la France réalisée par Prioux (2007), dans laquelle l'auteure discute notamment de l'impact possible de la réforme du divorce mise en oeuvre début 2005.

Cette réforme n'était pas fondamentale car elle a maintenu la diversité des



motifs de divorce qui avait été introduite en France en 1975 : le divorce par consentement mutuel et trois types de divorces contentieux (pour faute, pour altération définitive du lien conjugal, pour acceptation du principe de la rupture du mariage). Ce qui a changé, c'est tout un ensemble de modalités permettant de faciliter les procédures et de les accélérer : la durée de vie séparée exigée dans le cas d'un divorce pour altération définitive du lien conjugal est passée de six à deux ans, le divorce par consentement mutuel ne nécessite plus qu'une seule audience devant le juge contre deux auparavant, le demandeur d'un divorce pour faute peut obtenir du juge une autorisation de vie séparée dès le début de la procédure, etc. (Bosse-Platière, 2005). Or, bien qu'il ne se soit pas agi d'une révolution du droit au divorce, la réactivité des comportements a été forte et rapide : entre 2004 et 2005 le taux de divorce a augmenté de 16% et la proportion de divorces pour faute a chuté de onze points au profit des divorces par consentement mutuel. Certes, ces fortes évolutions ont perdu de la vigueur dès 2006, ce qui témoigne de l'existence d'un effet de rattrapage de très court terme en 2005, mais Prioux souligne que des caractéristiques apparaissent plus pérennes, comme l'accroissement du divorce parmi les mariages courts (moins de dix ans) ou encore la stabilisation du taux des remariages rapides (dans les cinq ans après le divorce), ce qui pourrait constituer des indices révélateurs de changements plus profonds des comportements de divorce dus, en partie, à ces modifications des règles de droit du divorce<sup>16</sup>. Cependant, pour démêler tous les effets en cause (rattrapage, trend des évolutions des mentalités, effet propre du droit, etc.), il conviendrait de disposer de séries chronologiques post-réforme nettement plus longues, à l'image de ce qui s'est fait Outre-Manche.

S'appuyant sur des séries temporelles longues (1948-1996) et une méthode VAR (*Vector Auto-Regressive system*), Binner et Dnes (2001) analysent, entre autres facteurs, l'impact, sur le taux de divorce et le taux de mariage, de deux réformes du droit relatif au divorce intervenues en Angleterre et au Pays de Galles (création, en 1949, de l'aide judiciaire, sous condition de ressources, pour les femmes voulant demander le divorce, divorce qui à l'époque était par consentement mutuel ; introduction du divorce sans faute en 1971). A la différence des Etats-Unis, les réformes s'appliquent uniformément à tout le territoire, d'où une approche uniquement temporelle. A côté de ces deux événements datés, le modèle intègre comme facteurs explicatifs structurels indépendants des réformes quatre séries temporelles : celle du ratio «salaire réel brut horaire féminin / masculin», un indicateur de cycle des affaires, une série de montant d'aide sociale post-divorce (selon l'époque : *National Assistance*, *Supplementary Benefit*, *Income Support*) et, selon la variable dépendante, le taux de divorce ou le taux de mariage. Les conclusions des auteurs relatives à l'impact des

réformes du droit du divorce sur les comportements sont les suivantes. Premièrement, les réformes n'ont pas eu d'effet sur le taux de mariage. Deuxièmement, le passage en 1971 au divorce *no-fault* ne serait pas endogène et aurait eu un impact positif, significatif et permanent sur le taux de divorce. Troisièmement, la réforme de 1949 aurait eu un effet négatif sur le taux de divorce. Ce dernier résultat étonnant amène un commentaire des auteurs ; ils avancent comme explication le fait que la première réaction à la réforme de 1949 aurait été un moindre recours au divorce de la part des hommes par crainte de voir leurs épouses (peu fortunées) avoir les moyens de se défendre correctement grâce à l'aide judiciaire. Mais par la suite, l'effet pourrait s'être inversé avec l'accroissement des demandes de divorce émanant, cette fois-ci, des femmes (en témoigne l'évolution de la proportion des demandes féminines qui passe d'un taux quasi nul après guerre à un taux de 70% à la fin du siècle).

Dans un article plus ancien, Smith (1998) avait déjà abordé la question de l'impact des réformes du divorce, d'une part en Angleterre et Pays de Galles et, d'autre part, en Ecosse. La motivation de sa recherche tenait au constat d'évolutions extrêmement contrastées entre ces deux régions britanniques pourtant relativement homogènes d'un point de vue sociologique et économique et dans lesquels des réformes assez proches du droit du divorce avaient été mises en oeuvre à quelques années d'intervalle (respectivement 1969 et 1976). Ces réformes consistaient à introduire au côté des motifs traditionnels de divorce pour faute (adultère, violence, désertion) la possibilité d'introduire une demande de divorce sans faute (sous condition de vie séparée de deux ans en cas d'accord mutuel, de cinq ans sinon). En Angleterre et au Pays de Galles, la proportion de divorces sans faute, après avoir cru massivement juste après la réforme, n'a cessé de diminuer pour atteindre 27% en 1993 ; en Ecosse, c'est une évolution diamétralement opposée qui a été observée : en l'espace d'une quinzaine d'années le taux est passé de 18% à 62% en 1993. L'auteur mène alors son raisonnement en faisant l'hypothèse selon laquelle une différence de coûts pourrait expliquer une telle différence d'évolution. Il étudie quatre types de coûts et, s'appuyant sur quelques statistiques descriptives, il élimine plusieurs explications pour n'en retenir qu'une principalement.

Premièrement, dans la mesure où dans la nouvelle réglementation les conséquences financières du divorce sont désormais totalement déconnectées de la notion de faute, le coût qui était associé à la faute ne devrait plus jouer. Mais si ce changement peut rendre le divorce pour faute moins attractif, il n'est pas de nature à expliquer la différence d'évolution entre les deux régions.

Deuxièmement, si le demandeur choisit le type de divorce en fonction des coûts relatifs qui lui sont associés, il tiendra compte du fait que pour un divorce par

séparation, et à l'inverse d'un divorce pour faute, il subira un coût en temps (deux ou cinq ans d'attente selon les cas) mais peu de coût émotionnel (dans le cas d'un divorce pour faute, le fautif peut au contraire déployer une forte hostilité lors de la négociation des conséquences pécuniaires). Mais cette logique étant tout autant pertinente dans les deux régions, elle ne permet pas d'avancer dans l'explication de la différence régionale.

Troisièmement, l'auteur étudie une différence réglementaire entre les deux régions : jusqu'en 1984, le divorce en Angleterre et au Pays de Galles ne pouvait pas être demandé avant la quatrième année de mariage, alors que ce délai n'était pas exigé en Ecosse. De ce fait, en Angleterre et au Pays de Galles, pour les divorces précoces il était relativement indifférent, en termes de coût de délai d'attente, de recourir ou non au divorce pour faute. D'ailleurs, lorsqu'en 1984 la durée minimale de mariage est passée de trois ans une seule année, l'argument du coût en termes de délai d'attente a pris tout son sens dans la mesure où l'on a pu observer une forte croissance des divorces pour faute en Angleterre et au Pays de Galles. Pour autant, cet effet a été de courte durée, ce qui laisse penser qu'il ne s'agissait que d'un effet de rattrapage et donc que cette différence réglementaire n'était pas de nature à expliquer la différence régionale observée avant 1984.

Enfin, c'est le quatrième et dernier élément de coût qui donne raison à l'auteur. Il s'agit des coûts de procédure. Dans les deux régions, au cours des décennies 1970 et 1980, les procédures ont été progressivement de plus en plus simplifiées et ont donc été de moins en moins coûteuses. Dans le cas de l'Ecosse, le divorce par consentement mutuel peut désormais être demandé par le biais d'un simple envoi postal adressé au tribunal (do-it-yourself divorce) et ne coûte que quelques livres ; lorsque cette réforme a été mise en oeuvre en 1983 la proportion de divorces par consentement mutuel a alors cru instantanément de dix points, ce qui montre bien que les coûts de procédure constituent un argument important de la décision quant au type de divorce. Or justement, une différence importante existe entre les deux régions en matière de procédures simplifiées : en Ecosse seuls les divorces par consentement mutuel sont éligibles aux procédures simplifiées, alors qu'en Angleterre et au Pays de Galles, elles peuvent être mises en oeuvre quel que soit le type de divorce. Cette différence est, selon Smith, de nature à expliquer pourquoi les divorces pour faute sont de plus en plus rares en Ecosse (comparativement aux divorces par séparation, les divorces pour faute sont trop coûteux car non autorisés par procédure simplifiée), alors qu'en Angleterre et au Pays de Galles, l'argument en termes de coût de procédure ne jouerait plus dans le choix du type de divorce et la tendance au recours de plus en plus massif au divorce pour faute doit donc trouver son explication dans des arguments

déconnectés des coûts étudiés dans cet article. L'auteur lance alors deux pistes de réflexion, en montrant d'ailleurs qu'elles sont assez peu convaincantes : d'une part l'existence d'une différence dans les autorisations de remariages religieux selon qu'il s'agit de l'Eglise Presbytérienne d'Ecosse ou de l'Eglise Episcopale d'Angleterre, d'autre part l'existence d'une petite différence entre les deux régions du point de vue du sex-ratio du marché du remariage.

Côté Europe continentale, Coelho et Garoupa (2006) ont recouru à la même méthode économétrique que celle de Binner et Dnes (2001) pour mener une analyse portant sur le cas du Portugal et ce, pour la période 1960-2002, mais avec comme facteurs explicatifs des séries chronologiques, de l'aveu même des auteurs, pas toujours satisfaisantes (absence de séries relatives aux salaires féminins et à l'activité féminine par exemple). Quoi qu'il en soit, ils montrent tout d'abord que, comme attendu, le taux de divorce serait lié positivement au taux de naissances hors mariage et négativement au taux de mariages catholiques (*proxies* de l'effet «normes sociales»), négativement au PIB par tête (effet «économie» moins attendu) et à la mortalité infantile (*proxy* de l'effet «technologie» : plus faible est la mortalité infantile, moins la pérennité de l'union est nécessaire pour assurer la descendance). Ensuite, leur conclusion principale est que seule la réforme majeure de 1975 (généralisation du divorce civil aux mariages catholiques, facilitation du divorce par consentement mutuel...) a eu un effet spécifique positif (en partie de type *pipeline effect*) sur le taux de divorce, la réforme de 1995 (possibilité de divorce par consentement mutuel par simple procédure administrative sous certaines conditions) n'aurait en revanche pas eu d'effet statistiquement significatif, ce changement réglementaire devant alors, selon les auteurs, être plutôt interprété comme une conséquence législative de l'accroissement du nombre de divorces dans un contexte de forte contrainte budgétaire pour le système judiciaire portugais que comme une cause.

Mais on doit la plus importante contribution européenne à la question de la neutralité du droit du divorce aux travaux de Gonzalez et Viitanen (2009). Ces auteurs ont repris assez méticuleusement la méthodologie économétrique de Friedberg (1998) et Wolfers (2006) - *cf. supra* - pour l'appliquer à dix-huit pays européens (l'UE-15, plus la Suisse, l'Islande et la Norvège) sur la période 1950-2003. Quatre pays (Espagne, Irlande, Italie, Portugal) sont cependant traités à part ; il s'agit des pays qui ont légalisé le divorce au cours de cette période. Pour ces pays, c'est donc l'effet, sur le taux de divorce, de cette légalisation qui est testé et, comme attendu, il est significativement positif. De plus, lorsque les auteurs adoptent une spécification dynamique, l'effet estimé est en forme de U - donc permanent - avec un minimum vers la huitième année après la réforme. Pour les quatorze autres pays, les régressions

économétriques estiment l'impact de deux types de réformes juridiques : l'introduction du divorce sans faute et l'introduction du divorce par décision unilatérale (explicitement, ou *de facto* c'est-à-dire lorsque le divorce peut être obtenu sans l'accord du conjoint après une période minimale de séparation). Sur la base d'une spécification dynamique, les auteurs estiment, d'une part, que l'effet du divorce sans faute aurait été significativement positif, robuste et permanent et, d'autre part, que l'effet du divorce par décision unilatérale n'aurait eu qu'un effet positif de court terme s'estompant en moyenne à partir de la cinquième année suivant la réforme. Au total, Gonzalez et Viitanen estiment que dans le taux de divorce annuel de 0,23% observé en 2002 pour ces quatorze pays, 0,06% serait dû à l'incitation au divorce qu'ont créée les deux types de réformes du droit au divorce. Ces conclusions sont très proches de celles avancées par Wolfers (2006) pour les Etats-Unis, et cette convergence de résultats semble donc donner définitivement raison à la thèse de la non-neutralité du droit au divorce dans le pays occidentaux.

## 4 Conclusion : vers de nouvelles questions relatives à la neutralité du droit du divorce

Après un quart de siècle de controverses empiriques sur la question de la neutralité du droit du divorce vis-à-vis des comportements de divorce et de mariage, un certain consensus se dessine donc pour rejeter l'hypothèse de la neutralité. De ce fait, dans la littérature américaine, la question de la neutralité du droit du divorce trouve désormais d'autres terrains d'investigation.

Par exemple, Stevenson et Wolfers (2006) analysent empiriquement dans quelle mesure le passage au divorce par décision unilatérale aux Etats-Unis aurait eu un effet sur les comportements violents au sein des couples. Ils identifient, d'une part, un effet négatif très net et robuste sur le taux de suicide féminin (pas d'effet pour les hommes) et, d'autre part, le fait que la réforme du divorce aurait contribué à réduire de près d'un tiers les violences conjugales (quel que soit le genre). En revanche, l'impact de la réforme du droit du divorce sur la réduction des homicides de conjoint serait statistiquement nettement moins avéré.

Autre exemple, Stevenson (2007) analyse empiriquement l'impact du passage au divorce par décision unilatérale aux Etats-Unis sur les investissements en capital spécifique lors des deux premières années de mariage. Il montre que de ce point de vue la réforme du droit du divorce n'aurait pas été neutre puisque, *ceteris paribus*, l'adoption du divorce par décision unilatérale - à régime de propriété et à règle de partage du patrimoine incluant ou non la notion de faute donnée - aurait joué

négativement sur la spécialisation au sein des couples, la participation à l'investissement en éducation du conjoint (travailler pour permettre au conjoint de poursuivre sa formation) et la fécondité. Par ailleurs, Stevenson analyse l'impact de la réforme du divorce par décision unilatérale sur l'accès à la propriété du logement ; il montre alors que cet impact est très dépendant des régimes de propriété et des règles de partage du patrimoine. Sous le régime de propriété le plus incertain, à savoir le régime en *common law* où l'appréciation du juge est déterminante (comparativement aux régimes en *equitable division* et en *community*), l'impact est estimé négatif, alors que sous les deux autres régimes les auteurs estiment un impact positif.

Enfin, dernier exemple, Drewianka (2008) teste l'impact des réformes du droit du divorce sur le comportement de fécondité. L'auteur montre principalement que la réforme *no-fault* aurait été significativement la cause d'une réduction du taux global de naissances aux Etats-Unis et que l'effet jouerait uniquement sur les naissances dans le mariage. Quant à l'effet du passage au divorce par *décision unilatérale* sur le taux global de naissances, il est estimé non significatif, non significativité qui proviendrait de deux effets contradictoires : un effet positif sur les naissances dans le mariage<sup>17</sup> et un effet négatif sur les naissances hors mariages.

Dans la littérature européenne récente, la question de la neutralité du droit du divorce est également abordée de manière un peu différente comparativement aux débats que nous avons relatés *supra* : d'une part, plutôt que de poursuivre l'étude de l'effet direct de la législation du divorce, certains auteurs s'attachent à étudier son impact indirect, via d'autres déterminants ; d'autre part, plutôt que d'étudier le droit au divorce en soi, ces auteurs considèrent que le droit du divorce n'est qu'une expression formalisée, parmi d'autres, de l'institution «famille» en tant que valeur sociale.

Par exemple, Härkönen et Dronkers (2006) cherchent à expliquer pourquoi l'effet du niveau d'éducation des femmes sur la probabilité de divorcer diffère selon les dix-sept pays étudiés (effet positif dans cinq pays européens, effet négatif dans deux pays européens et aux Etats-Unis, absence d'effet dans les neuf autres pays européens). Pour ce faire, ils mesurent, à l'aide d'un modèle multi-niveaux, l'effet indirect - via le niveau d'éducation de la femme - de différentes variables macro-socio-économiques mesurées au niveau des pays, dont l'une concerne le type de législation relative au divorce (divorce par décision unilatérale pur *versus* réglementations plus restrictives). Ils estiment alors que l'interaction «type de législation du divorce \* niveau d'éducation» ne montre pas d'effet significatif statistiquement, contrairement à d'autres indicateurs macro, tels que les caractéristiques du marché de l'emploi ou encore l'indicateur de formes non-conventionnelles de familles, qui, eux, contribuent

significativement à expliquer en partie les différences entre pays relatives à l'effet du niveau d'éducation des femmes sur la probabilité de divorcer.

Dernier exemple, Wagner et Weiss (2006) développent une méta-analyse sur cent-vingt études européennes portant sur le divorce (vingt pays) et ce, dans le but de tenter de déterminer, notamment, dans quelle mesure le degré de désinstitutionalisation du mariage (dont le droit au divorce plus «libéral» constitue l'une des dimensions), mesuré au niveau des pays, permet d'expliquer les différences nationales quant au lien entre la probabilité de divorcer et trois déterminants (la cohabitation pré-nuptiale, la présence d'enfants et le fait d'avoir connu le divorce de ses propres parents). Les auteurs montrent alors que le degré de désinstitutionalisation du mariage explique une part significative des effets positifs de la cohabitation pré-nuptiale et de la transmission intergénérationnelle sur la probabilité de divorcer.

Ces travaux, en considérant le droit de la famille comme l'expression de normes sociales plus floues (désinstitutionalisation du mariage, formes non-conventionnelles de familles...), ouvrent cependant de nouvelles perspectives aux économistes du droit de la famille. Plutôt que de continuer à se concentrer sur l'estimation de l'effet du droit du divorce sur le comportement de divortialité, il pourrait être en effet tout aussi pertinent d'étudier l'impact éventuel d'autres réformes du droit de la famille qui formalisent, tout autant que le droit du divorce, les évolutions sociétales de l'institution familiale. Dans le cas de la France, dans quelle mesure l'introduction en 1999 du Pacte Civil de Solidarité (PACS) a-t-elle eu un impact sur la nuptialité, voire sur le divorce si l'on considère que le PACS offre la perspective d'une future union moins contraignante que le mariage et moins risquée que l'union libre? De la même manière, dans le contexte du projet de loi qui doit être discuté à l'automne 2009 au Parlement français, il pourrait être intéressant de s'interroger sur le fait de savoir si le renforcement des droits et obligations des beaux-parents à l'égard de leurs beaux-enfants - droits et obligations qui vont, de fait, renforcer le statut légal des familles recomposées - sera de nature à modifier les comportements des parents qui souhaitent divorcer, et éventuellement se remettre en couple, mais qui hésitent du fait de la présence d'enfants à charge.

## 5 Notes

<sup>1</sup> Travaux, initiés par Becker (1981), selon lesquels le gain au mariage est supérieur pour les couples assortis positivement selon leurs caractères non substituables du point de vue des capacités de gains et assortis négativement selon leurs caractères substituables. De nombreux travaux empiriques ont confirmé la moindre probabilité de divorcer des couples homogames en âge, race, religion, taille, origine géographique, etc. ainsi que, dans une moindre mesure, celle des couples pratiquant la spécialisation des rôles (travail marchand / travail domestique).

<sup>2</sup> Une importante littérature existe aussi sur le thème de l'introduction, dans la législation américaine, de barèmes pour la détermination des pensions alimentaires pour enfants à l'issue du divorce et de procédures légales pour garantir l'effectivité du versement de ces pensions; une bonne part de cette littérature relève plus de l'économie des politiques sociales que de l'économie du droit - pour une synthèse empirique, voir par exemple Institute for Research on Poverty (2000) -, certains travaux cependant abordent plus spécifiquement la question de la neutralité du droit, notamment ceux traitant de l'impact de ces réglementations sur le comportement de divorce - voir par exemple, Nixon (1997), Heim (2003), Barham, Devlin et Yang (2006). On trouve également quelques travaux, de nature plutôt théorique, portant sur le comportement des conjoints et le rôle du juge lors des procédures de divorce - voir par exemple, Mnookin et Kornhauser (1979), Del Boca (2003), Bourreau-Dubois, Doriat-Duban et Ray (2006), Deffains et Langlais (2006).

<sup>3</sup> Cette vision des contributions respectives des deux époux peut sembler un peu datée; elle reste cependant encore d'actualité au regard, d'une part, de la répartition des tâches ménagères et éducatives au sein des couples, et, d'autre part, du temps de travail des conjoints (Bauer, 2007; INSEE, 2008).

<sup>4</sup> Soit un couple dans lequel la conjointe s'occupe principalement des enfants et du foyer. Supposons que la conjointe travaille à mi-temps pour élever ses enfants et s'occuper de son foyer; elle subit une perte de salaire de 10 (qui correspond au coût variable en termes de temps passé à l'éducation de ses enfants et à l'entretien du foyer). Continuer son travail à temps plein lui aurait rapporté 20 (coût d'opportunité par rapport à la situation où elle aurait travaillé à temps plein et aurait pu davantage progresser). Le gain minimal exigé par la conjointe pour investir dans l'éducation des enfants et dans son foyer est donc de  $10 + 20 = 30$ . Une fois qu'elle a «sacrifié» sa carrière pour élever ses enfants et s'occuper de son foyer, les investissements sont irrécupérables (les 10 de coût variable sont irrécupérables). Si elle décidait de quitter son conjoint, le gain qu'elle percevrait de son travail et de «son retour sur le marché du mariage» est évalué à 12. Dans ce cas, le gain minimum que doit recevoir la



conjointe pour rester en couple avec son conjoint initial une fois les enfants élevés correspond à son investissement irrécupérable (10) et au coût d'opportunité de rester avec son conjoint, soit  $10 + 12 = 22$ . La quasi-rente est donc de :  $30 - 22 = 8$ . La quasi-rente est d'autant plus élevée que la conjointe ne peut pas redéployer ses actifs spécifiques sur le marché du travail (compétences) et du mariage (attractivité, fécondité...).

<sup>5</sup>Le résultat de ces négociations peut cependant être négatif. En effet, selon Spier (1992), engager des négociations pré-nuptiales peut être perçu comme un signal négatif indiquant que l'initiateur des négociations anticipe un risque de divorce élevé. Pour McLellan (1996), les pouvoirs de négociations des futurs époux sont asymétriques et les contrats de mariage ne font que renforcer cette asymétrie. Rainer (2007) cherche alors à comprendre quel intérêt mutuel les époux retirent d'un contrat de mariage qui les conduit à s'éloigner délibérément des règles juridiques de partage des actifs du couple. Après avoir déterminé la règle de partage optimal qui permet de maximiser les actifs du couple [*the optimal asset division rule*], il montre que les époux sont d'autant plus incités à conclure un contrat de mariage que les règles juridiques [*default rule*] conduisent à un résultat éloigné du partage optimal.

<sup>6</sup>Peters précise bien que la neutralité porte uniquement sur la décision de divorcer, en revanche le type de divorce n'est pas neutre vis-à-vis du partage entre conjoints (selon le type de divorce il y a ou non compensation entre époux).

<sup>7</sup>Dans les autres cas, les coûts de transactions ne modifient pas les décisions.

<sup>8</sup> Comme le montre Clark (1999), même en l'absence de coût de transaction, d'asymétrie d'information et de biens publics, le type de divorce peut avoir une incidence sur le taux de divorce dès lors que l'on tient compte des règles relatives au traitement des conséquences financières du divorce.

<sup>9</sup> Zelder (1993b) envisage également le cas où l'enfant est non seulement un bien public dans le mariage mais aussi dans le divorce, ce qui aboutit à une certaine indétermination du point de vue de l'analyse de l'accroissement du taux de divorce puisqu'il y aurait alors simultanément plus de divorce *no-fault* et moins de divorces *fault* comparativement au nombre de divorces efficaces.

<sup>10</sup>*Silent revolution*, nom parfois donné aux Etats-Unis au basculement progressif de tous les états vers le régime de divorce sans faute.

<sup>11</sup>Formellement, l'approche sur séries agrégées et l'approche sur données individuelles ne sont pas de nature identique, mais s'il n'y a pas d'effet de structure important elles doivent aboutir au même résultat : si la proportion de mariés dans la population est quasi constante, lorsque la probabilité de divorcer baisse, le taux de divorcés (en % de la population) baisse également (il pourrait cependant augmenter

si la proportion de mariés s'accroissait fortement simultanément).

<sup>12</sup>On trouve cependant quelques autres résultats favorables à la thèse de la neutralité dans des travaux qui ne portent pas spécifiquement sur l'impact des réformes du divorce sur le taux de divorce (Weiss et Willis, 1997 ; Gray, 1998).

<sup>13</sup> En situation de consentement mutuel, la probabilité pour que le divorce ait lieu (ou proportion de divorces observée) est égale au produit des deux probabilités individuelles ( $p$ ) de vouloir divorcer, donc égale à  $p^2$  :  $0,45^2 = 0,2$ .

<sup>14</sup>En situation de décision unilatérale, la probabilité pour que le divorce ait lieu est égale à la somme des trois probabilités correspondant aux trois cas possibles : l'un veut divorcer, l'autre pas [ $p(1-p)$ ], l'autre veut divorcer, l'un pas [ $p(1-p)$ ], et les deux veulent divorcer [ $p^2$ ]. Cette somme est égale à  $(2p - p^2)$ , donc,  $2*0,45 - 0,45*0,45 = 0,7$ .

<sup>15</sup>Dans un papier théorique, Langlais (2009), sans remettre en cause cet effet de sélection des nouveaux mariages - effet *feed-back* de long terme qui constitue le coeur de son analyse -, émet des réserves quant à l'impact du divorce par décision unilatérale sur le taux de mariage et ce, en montrant que la réduction des coûts associée à la libéralisation de la législation du divorce provoquerait des incitations divergentes sur les comportements des candidats au mariage, d'où un effet théoriquement incertain sur le taux de mariage. Ce qui, selon l'auteur, pourrait lui donner raison empiriquement tient au fait qu'en Europe la forte croissance des taux de divorce, suite à l'adoption de législations plus libérales en matière de divorce, n'a pas été suivie, contrairement aux Etats-Unis, d'une décrue ramenant le taux de divorce à un niveau proche de celui observé avant les réformes.

<sup>16</sup> Et peut-être à d'autres évolutions du droit de la famille, notamment celles relatives aux autres formes d'union libre (par exemple l'alignement, en 2005, de la fiscalité des nouveaux Pacsés - union par Pacte Civil de Solidarité - sur celle des nouveaux mariés).

<sup>17</sup>L'apparente contradiction entre ce résultat et celui avancé par Stevenson (2007) peut provenir du fait que ce dernier auteur se limite aux effets de court terme (deux années suivant le mariage), il est donc possible que l'effet négatif estimé par Stevenson soit en fait un effet de décalage de calendrier de naissance.

## Références

ALLEN D. (1990), «An Inquiry Into the State's Role in Marriage», *Journal of Economic Behaviour and Organization*, **13** : 171-191.

ALLEN D. (1992), «Marriage and Divorce : Comment», *American Economic Review*, **82** : 679-685.

ALLEN D. (1998), «No-Fault Divorce in Canada : its Cause and Effect», *Journal of Economic behaviour and Organization*, **37** : 129-149.

BARHAM V., DEVLIN A. & YANG J. (2006), «Public Policies and Private Decisions : The Effect of Child Support Measures on Marriage and Divorce», *Journal of Legal Studies*, **35** : 441-474.

BAUER D. (2007), «Entre maison, enfant(s) et travail : les diverses formes d'arrangement dans les couples», *Etudes et Résultats*, Drees, **570**.

BECKER G. (1974), «On the relevance of the New Economics of the Family», *American Economic Review*, **64** : 317-319.

BECKER G. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.

BECKER G. (1991), *A Treatise on the Family*, Enlarged Edition, Harvard University Press.

BECKER G., LANDES E. & MICHAEL R. (1977), «An Economic Analysis of Marital Instability», *Journal of Political Economy*, **85** : 1141-1187.

BINNER J. & DNES A. (2001), «Marriage, Divorce and Legal Change : New Evidence from England and Wales», *Economic Inquiry*, **39** : 298-306.

BOSSE-PLATIERE H. (2005), «La réforme du divorce par la loi n° 2004-439 du 26 mai 2004. Présentation, enjeux, débats», *Informations sociales*, **122** : 100-106.

BOURREAU-DUBOIS C., DORIAT-DUBAN M. & RAY J.-C. (2006), «Caractéristiques du juge et décisions en matière de pensions alimentaires», *Revue Economique*, **57** : 563-572.

BOWLES R. & GAROUPA N. (2002), «Household Dissolution, Child Care and Divorce Law», *International Review of Law and Economics*, **22** : 495-510.

BRINIG M. (1993), «The Law and Economics of No-Fault Divorce : A Review of No-Fault Divorce : What Went Wrong?», *Family Law Quarterly*, **26** : 453-470.

BRINIG M. & BUCKLEY F. (1998), «No-Fault Laws and At-Fault People», *International Review of Law and Economics*, **18** : 325-340.

BRINIG M. [Ed.] (2007), *Economics of Family Law*, Edward Elgar Publishing, Volume I et Volume II.

CARBONE J. & BRINIG M. (1991), «Rethinking Marriage : Feminist Ideology, Economic Change, and Divorce Reform», *Tulane Law Review*, **65** : 953-1010.

CLARK S. (1999), «Law, Property, and Marital Dissolution», *Economic Journal*, **109** : C41-C54.

COELHO C. & GAROUPA N. (2006), «Do Divorce Law Reforms Matter for Divorce Rates? Evidence from Portugal», *Journal of Empirical Legal Studies*, **3** : 525-542.

COHEN L. (1987), «Marriage, Divorce and Quasi-Rents : or I Gave Him the Best Years of My Life», *Journal of Legal Studies*, **16** : 267-272.

DEFFAINS B. & LANGLAIS E. (2006), «Incentives to Cooperate and the Discretionary Power of Courts in Divorce Law», *Review of Economic Household*, **4** : 423-439.

DEL BOCA D. (2003), «Mothers, Fathers and Children after Divorce : the Role of Institutions», *Journal of Population Economics*, **16** : 399-422.

DNES A. (1999), «Applications of Economic Analysis to Marital Law : Concerning a Proposal to Reform the Discretionary Approach to the Division of Marital Assets in England and Wales», *International Review of Law and Economics*, **19** : 533-552.

DREWIANKA S. (2008), «Divorce Law and Family Formation», *Journal of Population Economics*, **21** : 485-503.

ELLMAN I. & SHARON L. (1998), «Dissolving the Relationship between Divorce Laws and Divorce Rates», *International Review of Law and Economics*, **18** : 341-359.

FRIEDBERG L. (1998), «Did Unilateral Divorce Raise Divorce Rates? Evidence from Panel Data», *American Economic Review*, **88** : 608-627.

FELLA G., MARIOTTI M. & P. MANZINI (2004), «Does Divorce Law Matter?», *Journal of European Economic Association*, **2** : 607-633.

GEDDES R. & ZAK P. (2002), «The Rule of One-Third», *Journal of Legal Studies*, **31** : 119-137.

GLENN N. (1997), «A Reconsideration of the Effect of No-Fault Divorce on Divorce Rates», *Journal of Marriage and the Family*, **59** : 1023-1025.

GLENN NORVAL D. (1999), «Further Discussion of the Effects of No-Fault Divorce on Divorce Rates», *Journal of Marriage and the Family*, **61** (3), 800-802.

GONZALEZ L. & VIITANEN T. (2009), «The Effect of Divorce Laws on Divorce Rates in Europe», *European Economic Review*, **53** : 127-138.

GRAY J. (1998), «Divorce-law Changes, Household Bargaining, and marital Women's Labor Supply», *American Economic Review*, **88** : 628-642.

GRUBER J. (2004), «Is Making Divorce Easier Bad for Children? The Long-Run Implications of Unilateral Divorce», *Journal of Labor Economics*, **22** : 799-833.

HARKONEN J. & DRONKERS J. (2006), «Stability and Change in the Educational Gradient of Divorce. A Comparison of Seventeen Countries», *European Sociological Review*, **22** : 501-517.

HEIM B. (2003), «Does Child Support Enforcement Reduce Divorce Rates?», *Journal of Human Resources*, **38** : 773-791.

INSEE (2008), «Articulation vie familiale-vie professionnelle», in *Regard sur la parité, édition 2008*, 174-185.

INSTITUTE FOR RESEARCH ON POVERTY (2000), «Child Support Enforcement Policy and Low-Income Families», *Focus*, **21**.

LANGLAIS E. (2009), «On Unilateral Divorce and the “Selection of Marriages Hypothesis”», *EconomiX Working Paper*, 2009-09, Université Paris Ouest.

MCLELLAN D. (1996), «Contract Marriage-The Way Forward or Dead End?», *Journal of Law and Society*, **23** : 234-246.

MECHOULAN S. (2005), «Economic Theory’s Stance on No-Fault Divorce», *Review of Economics of the Household*, **3** : 337-359.

MECHOULAN S. (2006), «Divorce Laws and the Structure of the American Family», *Journal of Legal Studies*, **35** : 143-174.

MNOOKIN R. & KORNHAUSER L. (1979), «Bargaining in the Shadow of the Law», *Yale Law Journal*, **88** : 950-997.

NAKONEZNY P., SCHULL R. & RODGERS J. (1995), «The Effect of No-Fault Divorce Law on the Divorce Rate Across the 50 States and Its Relation to Income, Education, and Religiosity», *Journal of Marriage and Family*, **57** : 477-788.

NIXON L. (1997), «The Effect of Child Support Enforcement on Marital Dis-solution», *Journal of Human Resources*, **32** : 159-181.

PARKMAN A. (1992), *No-Fault Divorce : What Went Wrong ?*, Westview Press.

PARKMAN A. (1998), «Why Are Married Woman Working So Hard?», *International Review of Law and Economics*, **18** : 41-49.

PETERS E. (1986), «Marriage and Divorce : Informational Constraints and Private Contracting», *American Economic Review*, **76** : 437-448.

PETERS E. (1992), «Marriage and Divorce, Reply», *American Economic Review*, **82** : 687-693.

POSNER R. (2002), *Law and Social Norms*, Harvard University Press.

POSNER R. (1992), *Economic Analysis of Law*, Little, Brown and Company.

PRIOUX F. (2006), «Vivre en couple, se marier, se séparer : contrastes européens», *Population et Sociétés*, **422**.

PRIOUX F. (2007), «L’évolution démographique récente de la France : la fécondité à son plus haut niveau depuis plus de trente ans», *Population*, **62** : 489-531.

- RAINER H. (2007), «Should we write Prenuptial Contracts?», *European Economic Review*, **51** : 337-363.
- RASUL I. (2005), «Marriage Markets and Divorce Laws», *Journal of Law, Economics and Organization*, **22** : 30-69.
- RODGERS J., NAKONEZNY P. & SCHULL R. (1997), «The Effect of No-Fault Divorce Legislation : A Response to a Reconsideration», *Journal of Marriage and the Family*, **59** : 1026-1030.
- RODGERS J., NAKONEZNY P. & SCHULL R. (1999), «Did No-Fault Divorce Legislation Matter? Definitely Yes and Sometimes No», *Journal of Marriage and the Family*, **61** : 803-809.
- RUBINSTEIN A. (1982), «Perfect Equilibrium in a Bargaining Model», *Econometrica*, **50** : 97-109.
- SCOTT E. & SCOTT R. (1998), «Marriage as a Relational Contract», *Virginia Law Review*, **84** : 1225-1334.
- SPIER K. (1992), «Incomplete Contracts and Signalling», *Rand Journal of Economics*, **23** : 432-443.
- SMITH I. (1998), «The Economics of the Grounds for Divorce in Great Britain», *European Journal of Law and Economics*, **6** : 39-52.
- STEVENSON B. (2007), «The Impact of Divorce Laws on Marriage-specific Capital», *Journal of Labor Economics*, **25** : 75-94.
- STEVENSON B. & WOLFERS J. (2006), «Bargaining in the Shadow of the Law : Divorce Laws and Family Distress», *Quarterly Journal of Economics*, **121** : 267-288.
- TREBILCOCK M. (1993), *The Limits of Freedom of Contract*, Harvard University Press.
- WAGNER M. & WEISS B. (2006), «On the Variation of Divorce Risks in Europe : a Meta-Analysis of European Longitudinal Studies», *European Sociological Review*, **22** : 483-500.
- WEISS Y. & WILLIS R. (1997), «Match Quality, New Information, and Marital Dissolution», *Journal of Labor Economics*, **15** : S293-S329.
- WOLFERS J. (2006), «Did Unilateral Divorce Raise Divorce Rates ? A Reconciliation and New Results», *American Economic Review*, **96** : 1802-1820.
- ZELDER M. (1993a), «The Economic Analysis of the Effect of No-Fault Divorce Law on the Divorce Rate», *Harvard Journal of Law and Public Policy*, **16** : 240-268.
- ZELDER M. (1993b), «Inefficient Dissolution as a Consequence of Public Goods : the Case of Non-Fault Divorce», *Journal of Legal Studies*, **22** : 503-520.