

# Revenus d'activité et désunion en Europe

Bruno Jeandidier, BETA (CNRS – Nancy Université) et Lucile Bodson, CEPS (Luxembourg)<sup>1</sup>

Version provisoire

Il est classique d'opposer aux économistes l'argument selon lequel la désunion (tout comme la mise en couple) ne serait pas une question d'argent, mais bien plus une décision guidée par des sentiments (incompatibilité de caractère, lassitude...) ou des comportements « déviants » (violence conjugale, adultère...). C'est plutôt faire un faux procès à l'analyse économique de la famille car l'analyse économique de l'appariement des conjoints, par exemple, raisonne sur la base de caractéristiques individuelles sans faire de distinction entre celles qui seraient plutôt de nature économiques, psychologiques, génétiques, etc. Pour autant, les économistes de la famille ne renoncent pas à leur spécificité, la prise en compte du revenu, par exemple, tient en effet une place assez déterminante dans leurs analyses de la désunion. Mais ce faisant, ils s'exposent à la critique, car leurs conjectures théoriques en la matière restent ouvertes et leurs résultats empiriques sont assez divergents. Si l'on se fie par exemple à la synthèse de littérature empirique de Rogers (2004), le lien entre les revenus d'activité des conjoints et la probabilité de divorcer ne serait pas clairement établi, du moins aux Etats-Unis, plusieurs études aboutissant en effet à des résultats contradictoires. De même, si l'on considère que le niveau d'éducation est un proxy de la capacité à générer des revenus d'activité, le lien entre cette capacité et la probabilité de divorcer ne serait pas plus clair : Härkönen et Dronkers (2006), par exemple, montrent qu'en Europe, selon les pays la relation, en ce qui concerne les femmes, est estimée soit positive, soit négative, voire inexistante. Enfin, l'idée selon laquelle la question financière serait très secondaire dans l'explication du comportement de désunion est parfois avancée en prenant comme argument le constat selon lequel les femmes sont presque toujours les grandes perdantes de cette désunion du point de vue du niveau de vie monétaire<sup>2</sup> : au moins pour elles, l'argent aurait donc peu de poids comparativement à d'autres déterminants de la décision de se séparer.

Après avoir rappelé à grands traits les hypothèses théoriques quant au rôle que joueraient les revenus dans les choix de nuptialité, ainsi que quelques<sup>3</sup> résultats empiriques portant sur le lien entre revenus d'activité et probabilité de divorcer, nous proposons une analyse empirique menée à partir des données de l'*European Community Household Panel*. Nous focalisons notre analyse sur l'effet des revenus d'activité des femmes sur la probabilité de désunion au niveau européen (onze pays). Comme la littérature empirique est largement dominée par des analyses portant sur les Etats-Unis et comme en Europe les analyses des déterminants du divorce semblent être plus rares que celles portant sur les conséquences<sup>4</sup>, cette analyse européenne est modestement originale ; elle comporte cependant des limites méthodologiques que nous soulignerons *infra*.

## 1. DES HYPOTHESES THEORIQUES ET DES RESULTATS EMPIRIQUES AMBIGUS QUANT A LA RELATION ENTRE REVENUS D'ACTIVITE ET DESUNION

### 1.1. Revenus d'activité, spécialisation au sein du couple et désunion

Dans l'approche théorique proposée initialement par Becker (1981, 1991), la mise en couple repose sur une comparaison d'utilité espérée sur la durée de vie en couple *versus* de vie en restant isolé. L'union a donc lieu lorsqu'il existe un gain potentiel à vivre à deux. Le mariage constitue alors un contrat implicite de long terme dans lequel les deux conjoints conviennent notamment du partage de ce gain entre eux deux. Ce gain repose sur la qualité de l'assortiment des deux conjoints. Becker montre à

<sup>1</sup> [bruno.jeandidier@univ-nancy2.fr](mailto:bruno.jeandidier@univ-nancy2.fr) [Lucile.bodson@ceps.lu](mailto:Lucile.bodson@ceps.lu)

<sup>2</sup> Sur le thème de la perte de niveau de vie selon le genre suite à la désunion, voir par exemple Bianchi *et alii* (1999) pour les Etats-Unis, Jarvis & Jenkins (1999) pour la Grande-Bretagne, Finnie (1993) pour le Canada, Uunk (2003), Jeandidier & Dubois (2005) ou Hans-Jürgen & Hummelsheim (2009) pour l'Europe.

<sup>3</sup> Parce que le nombre de publications sur le sujet est considérable.

<sup>4</sup> Pour la France, cet argument est développé par Lambert (2009).

ce propos que le gain serait d'autant plus élevé que les conjoints sont complémentaires<sup>5</sup> pour produire surtout des biens et services sans proches équivalents marchands (des biens et services de consommation tels que par exemple la tendresse ou le plaisir sexuel, ou des investissements spécifiques – au sens de non véritablement productibles en ne vivant pas en couple – tels que les enfants, des biens patrimoniaux acquis en communs grâce à des héritages provenant des deux familles, ou encore la connaissance précise des habitudes et envies du conjoint...) et que les conjoints sont substituables pour la production des biens et services proposés par ailleurs sur le marché (préparation d'un repas, ménage, lessive, garde d'enfants, soins...). C'est à propos de cette substituabilité qu'interviennent implicitement les revenus d'activité. Le temps des conjoints étant substituable, le couple maximise sa production d'output familial en déterminant l'offre de travail marchand (*versus* le temps d'activité domestique) de chacun des deux conjoints en fonction de leurs taux de salaire marchands et de leur productivités domestiques respectives. Si les deux conjoints sont différents du point de vue de leurs habilités marchandes et domestiques, l'un se consacrera plus particulièrement à l'activité marchande et l'autre plus particulièrement à l'activité domestique. Becker (1981) comme Cigno (1991) démontrent alors que cette spécialisation du travail génère un gain de l'union (l'output familial du couple est supérieur à la somme des deux outputs que les deux conjoints produiraient s'ils vivaient seuls)<sup>6</sup>. Plus ce gain est élevé, plus l'union est justifiée et sa pérennité probable ; l'absence ou la faiblesse de spécialisation serait donc associée positivement au risque de divorce. Cela ne veut pas dire pour autant que la spécialisation complète du travail soit indispensable à l'union, il peut être tout à fait rationnel de ne pas se spécialiser<sup>7</sup>, le gain de l'union sera tout simplement moindre *ceteris paribus*, mais pas nul puisque la complémentarité des conjoints est à l'origine de productions spécifiques au couple elles aussi sources d'utilité. Pour qu'il y ait un avantage comparatif justifiant la spécialisation, il faut donc que l'un des deux conjoints ait une capacité de gain élevée ; si les deux conjoints sont peu dotés en capital humain professionnel, il peut ne pas y avoir d'avantage comparatif et la spécialisation n'a alors pas lieu d'être : c'est par exemple le cas des couples modestes où les deux membres travaillent afin d'assurer un niveau de vie minimal, couples dont la stabilité est fragile car liée aux seuls avantages de la complémentarité (la fécondité constituant l'un de ces avantages).

C'est donc de ce raisonnement que découle l'hypothèse testée empiriquement selon laquelle plus grande est la différence de revenus d'activité entre les deux conjoints, plus faible serait la probabilité de rompre l'union et ce, parce que plus grand serait le gain de l'union issu de la spécialisation. Plus spécifiquement, les études empiriques testent souvent le lien entre la probabilité de divorcer et le revenu féminin relativement au revenu masculin (ou relativement au revenu total du couple) ou parfois le seul revenu d'activité de la femme. Les estimations de Jalovarra (2003) relatives à la Finlande<sup>8</sup> montre que la probabilité de divorcer est significativement plus élevée lorsque le revenu de

---

<sup>5</sup> Les conjoints ont des caractéristiques qui, mobilisées simultanément, sont plus productives que si elles étaient utilisées par les conjoints chacun de leur côté. Le concept renvoie en partie au concept sociologique d'homogamie. Par exemple, être de la même religion est un facteur favorable à la stabilité du couple et ce, parce que, pour les économistes, par effet d'entraînement l'utilité retirée de l'activité spirituelle est plus intense lorsque l'on pratique sa religion en couple (ou, autre exemple, le plaisir sexuel est plus important, *ceteris paribus*, parce que les conjoints d'une même religion partagent les mêmes interdits sexuels).

<sup>6</sup> La spécialisation serait par ailleurs sexuelle du fait d'une accumulation de capital humain différente selon le genre : les femmes accumulent plus de capital humain relevant des tâches domestiques d'une part par transmission intergénérationnelle, d'autre part au moment de la maternité (pendant que la femme materne et allaite, l'homme travaille et ce faisant accumule du capital humain professionnel, ce qui lui donne une longueur d'avance sur la femme dans ce domaine de compétences).

La spécialisation sexuelle du travail est souvent présentée par les sociologues comme une relation de dépendance de la femme aux revenus de l'homme ; pour les économistes, ce concept de dépendance n'est pas avancé car le raisonnement est *a priori* asexué et la répartition des tâches relève d'une décision volontaire des deux conjoints. Si dépendance il y aurait, pour les économistes elle serait donc symétrique : le pourvoyeur de revenus est en effet tout autant dépendant de l'autre conjoint en ce qui concerne sa consommation de services domestiques.

<sup>7</sup> L'évolution historique récente des sociétés industrialisées va d'ailleurs dans le sens d'une moindre spécialisation au sein des couples, évolution qui va de paire avec la réduction des écarts de taux de salaire selon le genre et sans doute des écarts de productivités domestiques selon le genre. Il n'en demeure pas moins que l'offre de travail marchand à temps partiel et les temps d'activités domestiques demeurent sexués [Fermanian & Lagarde (1998), Bauer (2007) et Laïb (2007) pour la France ; Nock & Brinig (2002) pour les Etats-Unis]. Stevenson & Wolfers (2007) dressent une intéressante synthèse des évolutions historiques du mariage et du divorce aux Etats-Unis au cours du vingtième siècle en analysant l'impact de la contraception, de l'interruption volontaire de grossesse, du développement des technologies dans les activités domestiques, de l'évolution des taux de salaire masculins et féminins, des changements légaux relatifs à la fécondité et à la nuptialité et, enfin, au développement de nouveaux lieux de rencontre pour les candidat(e)s à l'union.

<sup>8</sup> Lorsque l'étude ne porte pas sur les Etats-Unis, nous indiquons le pays concerné la première fois où l'auteur est cité.

la femme est supérieur à celui de l'homme, à l'inverse, Schoen *et alii* (2002) ne trouvent pas d'impact significatif associé au fait que la femme gagne plus que l'homme. Selon Heckert *et alii* (1998), lorsque la femme apporte plus de 50% des revenus du couple la probabilité de divorcer est plus forte comparativement aux couples « traditionnels » où l'apport féminin est inférieur à 25%, mais la différence n'est pas statistiquement significative<sup>9</sup>, en revanche le risque de divorce est significativement plus élevé lorsque l'apport de la femme est compris entre 25% et 50% du revenu du couple. Rogers (2004) trouve une relation en U inversé entre la part du revenu féminin dans le revenu total du couple et la probabilité de divorcer ; pour Liu et Vikat (2007) la relation serait significativement positive en Suède. Parmi les quatre études citées par Ono (1998), une seule indique une relation positive entre le ratio de revenu « femme/homme » et la probabilité de divorcer (les trois autres concluent sur une relation non statistiquement significative), sa propre analyse indiquant un effet non significatif. La synthèse de littérature proposée par Sayer & Bianchi (2000) indique autant de publications attestant une relation positive que de travaux concluant sur une absence de relation, leur propre analyse indiquant que la relation positive entre la part du revenu féminin et la probabilité de divorcer ne résiste pas à l'introduction d'un indicateur mesurant l'idéologie de genre (traditionnel *versus* égalitariste) exprimé par les partenaires du couple. L'hypothèse de l'impact de la spécialisation sur la stabilité matrimoniale est également abordée empiriquement en retenant comme variable indépendante la durée de travail de la femme (le plus souvent « temps plein *versus* temps partiel ») : Schoen *et alii* (2002) et Kalmijn *et alii* (2004) trouvent, pour respectivement les Etats-Unis et les Pays-Bas, un effet positif du travail à plein temps des femmes sur la probabilité de divorcer<sup>10</sup>, Hiedemann *et alii* (1998), quant à eux, estiment un effet positif très significatif en retenant l'indicatrice « en emploi *versus* sans emploi » ; enfin, Vanderschelden (2006) montre, pour la France, que les femmes n'ayant jamais travaillé, ou ayant interrompu leur activité professionnelle au moins deux ans, ont une probabilité de divorcer inférieure.

## 1.2. Revenus d'activité, assortiment des conjoints et désunion

Lorsque l'analyse empirique porte sur le revenu d'activité de la conjointe et non pas sur la part que ce dernier constitue dans le revenu total du couple, il semble que, pour rester dans le cadre de l'hypothèse de la spécialisation, il faille supposer implicitement que l'homme a nécessairement une activité marchande et qu'un salaire féminin élevé est équivalent à une offre de travail marchand élevée (justifié par un taux de salaire élevé) et donc à une moindre spécialisation dans le couple. Cette supposition n'est cependant pas totalement nécessaire car un raisonnement complémentaire à celui relatif à la spécialisation est souvent avancé à propos des revenus féminins vivant en couple. D'abord, de manière générale le revenu est intrinsèquement source d'utilité et donc serait lié positivement, toutes choses égales d'ailleurs, avec le choix pour la vie seul (*self-reliance effect*, selon la terminologie de Burgess *et alii*, 2003), mais cela est vrai quelque soit le genre. Ensuite, plus spécifiquement, les femmes hautement qualifiées et donc enclines à avoir une offre de travail marchand élevée – d'où des hauts revenus du travail –, auraient une plus forte probabilité de divorcer parce qu'elles auraient été contraintes à s'assortir avec un conjoint de « mauvaise qualité » : il leur aurait été en effet difficile de trouver un homme ayant des compétences élevées en matière de production domestique (parce qu'ils sont rares) d'une part, et il leur aurait été difficile de trouver un conjoint à haut revenus d'autre part, car ces derniers préféreraient trouver une femme très compétente à la maison et à la fécondité prometteuse, plutôt qu'une femme fortement impliquée dans l'activité marchande. Ainsi, plus la femme serait dotée en compétences d'activité marchande, plus son risque de désunion serait grand car plus elle serait « mal mariée ». A l'inverse, plus les hommes gagnent bien leur vie, plus ils auraient de chance à trouver la « perle rare » avec qui fonder une famille, et donc plus faible serait leur probabilité de divorcer. La meilleure qualité de l'assortiment des hommes riches (et leur plus rapide mise en couple)

<sup>9</sup> Les auteurs montrent que lorsque la femme apporte plus de 75% des revenus du travail du couple, il s'agit proportionnellement nettement plus souvent de couples pauvres où l'homme est sans emploi du fait d'un handicap ou d'une situation de chômage.

<sup>10</sup> Mais Schoen *et alii* (2002) montrent que si l'on tient compte de la satisfaction dans le mariage (*marital happiness*), le fait que la femme travaille à temps plein a un impact positif significatif uniquement lorsque les deux conjoints sont insatisfaits. Lorsqu'un seul des deux conjoints est insatisfait, le niveau d'emploi de la femme n'influe pas significativement sur la probabilité de divorcer. Quant à Kalmijn *et alii* (2004), ils montrent que si l'on tient compte des représentations culturelles des genres dans le couple (traditionnelles *versus* égalitaristes), l'effet positif ne serait significatif que pour les femmes aux conceptions très traditionnelles.

s'expliquerait, d'une part, par l'existence d'une offre importante de femmes compétentes en activité domestique (à l'inverse des hommes), d'autre part, par la possibilité que ces hommes riches ont de dépenser plus (que les moins fortunés) en prospection de conjointe (donc d'accéder à une meilleure information) et, enfin, par le fait que, ayant une forte attractivité en termes de revenus, ces hommes accèderaient plus facilement et donc à moindre coût à un volume d'offres féminines important (effet *good catch* selon la terminologie de Burgess *et alii*, 2003).

Plusieurs auteurs ont d'ailleurs avancé des résultats empiriques allant dans le sens d'un lien négatif entre la probabilité de divorcer et le revenu d'activité de l'homme<sup>11</sup> : Becker *et alii* (1977), Hoffman et Duncan (1997), Burgess *et alii* (2003), Jalovaara (2003), et Kuepié & Bodson (2009) pour le Luxembourg. Kalmijn *et alii* (2004) estiment un lien négatif significatif avec le nombre d'heures travaillées par l'homme ; Heckert *et alii* (1998) mettent en valeur une relation négative entre la probabilité de divorcer et la part relative à l'homme dans le total des heures travaillées du couple ; Schoen *et alii* (2002) montrent un lien positif entre le fait que l'homme n'ait pas travaillé à plein temps durant l'année écoulée et la probabilité de divorcer ; enfin, l'analyse de Ono (1998) conclue sur une relation négative entre le fait de travailler plus de 90% des semaines (sur un an) et la probabilité de divorcer, mais montre que cette relation négative ne vaut que pour les hommes mariés avec une femme sans aucun revenu du travail. En revanche, les estimations de Zelder (1993), Nock & Brinig (2002) et Rogers (2004) concluent sur un effet non significatif du revenu masculin. Quant à Sayer & Bianchi (2000) et Montalto & Gerner (1998), elles avancent un effet curieusement positif (mais faible).

A l'inverse, la relation attendue positive entre le revenu d'activité des femmes et leur probabilité de divorcer est moins établie empiriquement : Zelder (1993), Jalovaara (2003), Rogers (2004) et Montalto & Gerner (1998) trouvent un effet positif significatif ; pour Hiedemann *et alii* (1998) l'effet positif et significatif porte sur le taux de salaire ; Hoffman et Duncan (1997), Kuepié & Bodson (2009), Nock & Brinig (2002) ne trouvent aucun effet statistiquement significatif ; Burgess *et alii* (2003) trouve bien une relation positive lorsqu'ils utilisent une spécification en termes de revenus d'activité, mais elle devient non significative dans les spécifications en termes de taux de salaire, ce qui témoignerait d'un problème d'endogénéité (*cf. infra*) ; Heckert *et alii* (1998) plus curieusement trouvent un effet significativement négatif (à revenu relatif « homme/femme » donné) ; Ono (1998) montre une relation en U due en grande partie à la spécificité des femmes ayant des revenus nuls ; enfin, dans les douze études synthétisées par Peney (2004), presque toutes indiquent un lien positif entre l'offre de travail des femmes et la probabilité de divorcer<sup>12</sup>, mais la recension effectuée par Ono (1998), qui porte sur le lien entre les revenus du travail ou le taux de salaire des femmes et la probabilité de divorcer, est beaucoup moins homogène (deux études avec relation positive, quatre études avec relation non-significative et deux études avec relation négative).

### 1.3. L'incertitude, au moment du mariage, quant aux revenus d'activité futurs et désunion

Reste que, lors de la mise en couple, le gain au mariage pris en compte est une estimation portant sur la vie future, en d'autres termes la décision repose sur un calcul en situation d'information imparfaite et donc avec incertitude. Selon Becker *et alii* (1977), les futurs conjoints dépensent du temps et de l'argent dans la prospection du conjoint idéal, mais comme sur un marché de l'emploi, ils arrêtent leur choix lorsque le coût marginal de la recherche égalise le gain marginal escompté. L'assortiment n'est alors sans doute pas optimal car chacun des conjoints ne connaît pas parfaitement les caractéristiques de l'autre, mais il leur est rationnel d'interrompre la recherche car l'accès à plus d'informations relatives au conjoint leur coûtera moins cher en partageant leur vie quotidienne (comparativement à une vie chacun de son côté en étant fiancés). La vie commune révèle alors progressivement les « vraies » caractéristiques des conjoints ; le décalage éventuel entre ce qui avait été escompté au départ et ce qui est réellement constaté peut alors être à l'origine de la désunion :

<sup>11</sup> Le plus souvent la spécification intègre les revenus des deux conjoints : il faut donc interpréter l'effet associé au revenu de l'homme (de la femme) comme étant à niveau de revenu de la femme (de l'homme) donné.

<sup>12</sup> Dans une étude où l'offre de travail de la femme est exprimée en pourcentage de l'offre de travail du couple, la relation est estimée non significative. Dans une autre étude, la relation positive n'est confirmée que pour les couples mariés (pas, pour les unions libres).

régulièrement les conjoints réviseraient, en meilleure connaissance de cause, leur comparaison d'utilité espérée (en couple *versus* seul) et en tireraient l'éventuelle conclusion qu'il convient finalement de se séparer. Becker (1991) explique que cette manière de prendre en compte l'incertitude informationnelle est corroborée par l'observation des nombreux divorces précoces aux Etats-Unis (en 1979, 40% des divorces avaient lieu avant le cinquième anniversaire de mariage) : lors des premières années de vie en couple, des caractéristiques difficiles à deviner avant l'union se révèlent (incompatibilité d'humeur, mauvaise entente sexuelle, découverte d'un conjoint violent...). En revanche, l'affinement de l'information quant aux capacités à générer des revenus à moyen terme prendrait plus de temps (Becker, 1991), et ces « surprises » relatives aux revenus pourraient avoir une moindre influence sur la décision de séparation, d'une part, parce qu'il serait plus facile de renégocier le partage du gain au mariage lorsque l'erreur de prédiction porte sur les revenus espérés que lorsqu'elle porte sur des caractères psychologiques attendus, d'autre part, parce que cette renégociation maintiendrait l'union un temps suffisamment long pour que l'accumulation de capital spécifique (enfants, bonne connaissance des habitudes du conjoint...) devienne déterminant pour assurer la pérennité du couple. Mais du seul point de vue du gain associé à la spécialisation du travail, une sous-estimation (surestimation) des capacités professionnelles de l'actif principal du couple serait de nature à consolider (affaiblir) l'union, et inversement pour le conjoint le moins performant pour les activités marchandes<sup>13</sup>.

L'impact des évolutions inattendues de revenus est cependant assez difficile à tester empiriquement, puisqu'il convient de mesurer des revenus escomptés (et non pas observés) et en déduire les éventuelles erreurs d'appréciations initiales. Dans ce domaine, Becker *et alii* (1977) ont été les pionniers en estimant, à partir de données en coupe, que si la probabilité de divorcer des hommes était bien reliée négativement au revenu d'activité escompté de l'homme, elle était en revanche corrélée positivement au revenu non prévu et ce, que l'erreur de prévision soit positive ou négative<sup>14</sup>. Mais, à notre connaissance, on doit à Weiss et Willis (1997) la plus pertinente analyse sur le sujet. A la différence de Becker *et alii*, ces deux auteurs utilisent des données de panel qui leurs permettent d'estimer des revenus d'activité escomptés – avec comme horizon l'âge de 32 ans – pour chacune des années de l'union ; ainsi, à mesure que le temps passe et que l'information s'accumule, on peut voir (*via* la valeur du R<sup>2</sup>) que les prévisions s'améliorent. La question des auteurs est alors de savoir si ces prévisions révisées régulièrement ont un lien statistiquement significatif sur la probabilité de divorcer lorsque l'on prend simultanément en compte la prévision initiale (l'année du mariage), c'est-à-dire si les variations non prévues (surprises) dans les estimations influent sur la probabilité de divorcer. Selon Weiss et Willis (1997), alors que les prévisions de revenus faites en année initiale ont peu d'influence sur la probabilité de divorcer par la suite, une surprise positive dans la capacité de gain marchand de l'homme jouerait négativement sur le risque de divorce et une surprise positive dans la capacité de gain de la femme aurait pour conséquence d'augmenter la probabilité de divorcer, du moins jusqu'à un certain niveau (au-delà duquel l'impact deviendrait négatif)<sup>15</sup>.

#### 1.4. Le revenu comme facteur d'attractivité sur le marché du remariage

Enfin, dernier élément à prendre en considération, contrairement à ce que nous écrivons pour simplifier au paragraphe précédent, une fois unis, les conjoints ne comparent pas leur situation de

<sup>13</sup> Lorsqu'anticipant un risque de rupture dû à un motif exogène (par exemple une fécondité difficile), le conjoint engagé dans l'activité domestique se porte sur le marché de l'emploi, ce revenu non prévu initialement peut renforcer le risque de rupture dans la mesure où le gain dû à la spécialisation se réduit et l'autre conjoint peut alors être mécontent de ne plus trouver le service domestique qui était convenu initialement.

<sup>14</sup> Dans ces travaux, le revenu escompté est estimé à l'aide d'une simple équation de salaire intégrant les informations connues à la date de l'union et en fixant l'horizon à 45 ans (l'âge étant l'une des variables indépendantes de l'équation de salaire). Le revenu non prévu est alors égal à la différence entre le revenu observé à la date de l'enquête et le revenu escompté pour un âge qui est celui observé à la date de l'enquête. Dans le même article, Becker *et alii* (1977) montrent qu'en retenant une spécification quadratique du revenu réellement observé des hommes, la probabilité de divorcer des hommes est reliée au revenu masculin selon une allure en U, donc plutôt décroissante mais avec une accentuation du risque de divorcer aux deux extrêmes de la distribution des revenus d'activité des hommes ; les auteurs indiquent alors que cette allure s'expliquerait par le fait qu'en bouts de distribution, les revenus sont probablement plus instables et donc plus sujets à erreur.

<sup>15</sup> Les auteurs estiment également un effet croisé qui montre, d'une part, que l'impact négatif, sur la probabilité de divorcer, d'un gain inattendu de l'homme est moindre si la femme a une capacité de gain élevée et, d'autre part, que l'impact positif d'un gain inattendu de la femme est renforcé lorsque l'homme a une capacité de gain élevée.

couple uniquement à celle qu'ils connaîtraient en étant célibataires, mais également à la situation potentielle de vivre avec un autre conjoint (remariage). En effet, si avec le temps les époux accèdent à de l'information les concernant mutuellement, ils améliorent également simultanément leur information quant aux autres conjoints potentiels (plus lentement car cette information demeure coûteuse comme avant l'union). L'appariement initial n'étant pas optimal, il est toujours possible de rencontrer plus tard un conjoint de meilleure qualité que celui que l'on a choisi initialement. De plus, chaque individu peut se révéler être différent de ce qu'il pouvait laisser présager quelques années auparavant et donc devenir un partenaire plus, ou moins, attractif. Lorsqu'un conjoint n'est pas satisfait de sa situation dans le couple, il va dans un premier temps renégocier le partage des gains de l'union, sa menace implicite ou explicite est la rupture, et son point de menace est ce qu'il pourrait obtenir dans une autre union (utilité d'ailleurs supérieure à celle en situation de vie sans conjoint) tout en tenant compte du coût de la rupture (financier, psychologique, en termes de réputation...). La crédibilité de la menace dépend de ses propres caractéristiques (atouts), de celles de son conjoint et de l'état du marché matrimonial<sup>16</sup>. Les revenus constituent l'un de ces atouts (ou faiblesses). Un accroissement non prévu des capacités à générer des ressources marchandes pour l'actif principal constituerait un atout pour trouver un partenaire de meilleure qualité et pour supporter les coûts de la rupture. En ce sens, l'effet sur la probabilité de divorcer serait contradictoire avec celui évoqué *supra* à propos du gain de spécialisation. A l'inverse, si la « surprise » positive concerne le conjoint spécialisé dans l'activité domestique, les deux effets se cumuleraient dans le sens d'un accroissement de la probabilité de divorcer. On retrouve ici l'hypothèse souvent avancée par les sociologues selon laquelle les femmes ayant des revenus plus élevés sont en meilleure position pour rompre une union insatisfaisante, sont moins motivées à trouver une solution dans le mariage et peuvent avoir en face d'elles des maris pouvant plus facilement accepter la séparation au motif qu'elle leurs coutera peu (parce que la femme est économiquement indépendante, il est moins probable que l'homme soit contraint de verser une prestation compensatoire). Mais que la menace soit ou non le fait de l'actif principal du couple, le revenu de l'autre conjoint est de nature à contrer la menace : plus ce dernier a des ressources, plus il aurait matière à renégocier le partage du gain (accepter une part relativement plus petite d'un gâteau plus grand ; ce qui rejoint l'hypothèse d'un effet dit « effet revenu » selon laquelle plus les ressources du couple sont élevées plus faible est le risque de désunion<sup>17</sup>) et plus il réduit la concurrence des partenaires extérieurs. Burgess *et alii* (2003) montrent à cet égard qu'empiriquement, quel que soit le genre, la probabilité de divorcer est liée négativement aux revenus du conjoint, l'effet étant cependant deux fois plus élevé lorsque le conjoint est un homme. De même, l'effet revenu serait assez déterminant pour les couples à faibles revenus : lorsque l'homme est défaillant (chômage, invalidité...), le fait que la femme renonce à la spécialisation pour apporter par son travail marchand les revenus indispensables au couple constituerait un gage de stabilité de l'union (comparativement aux couples où l'homme est défaillant et où la femme demeure inactive).

A ces nombreuses hypothèses, discussions et controverses quant au rôle des revenus dans la décision de la désunion s'ajoutent au moins deux autres champs de critiques ; l'un porte sur le caractère éventuellement endogène de l'offre de travail marchand des femmes, l'autre sur le caractère hétérogène de l'activité domestique.

### 1.5. L'anticipation de la désunion comme déterminant du niveau de revenu d'activité

La question de l'endogénéité de l'offre de travail des femmes, à savoir que ces dernières peuvent rationnellement anticiper une séparation et donc s'assurer contre ce risque en se portant sur le

<sup>16</sup> La menace d'un homme après une guerre qui a décimé une génération de soldats est plus crédible que celle émanant d'une femme au même moment. Tout un ensemble de travaux ont cherché à montrer l'impact du *sex ratio* sur les comportements nuptiaux [par exemple, Blackburn (2000) ; Hutchens (1979)]. L'état du marché matrimonial n'est cependant pas qu'une question de volume, mais aussi de qualité : si les partenaires disponibles – au sens de non tenus par un contrat de mariage – sont en moyenne de piètre qualité, le divorce est moins probable. Burgess *et alii* (2003) montrent cependant qu'empiriquement la qualité moyenne des conjoints potentiels aux Etats-Unis (mesurée par le taux de salaire moyen des individus de genre opposé, de même race, région, niveau d'éducation, et d'âge décalé de deux ans) ne jouerait pas sur la probabilité de divorcer.

<sup>17</sup> Hypothèse difficilement conciliable avec l'hypothèse de *self-reliance effect* évoquée *supra*. Lui et Vikat (2007) estiment un effet en U entre le revenu total du couple et probabilité de divorcer (à part du revenu féminin donnée) ; les travaux de Rogers (2004) indiquent quant à eux un effet non significatif.

marché de l'emploi et, ce faisant accroître ce risque en réduisant l'avantage de la spécialisation, est évoquée dès les premiers travaux de Becker (1981). L'estimation de l'impact du revenu de la femme sur sa probabilité de divorcer serait donc biaisée du fait de ce double sens de causalité. Plusieurs travaux empiriques ont effectivement identifié ce caractère endogène, mais d'autres sont plus nuancés.

Johnson & Skinner (1986), à l'aide d'un modèle d'équations simultanées d'offre de travail et de divorce portant sur les Etats-Unis, montrent que le caractère anticipé serait avéré en termes de participation au marché du travail, mais non en termes d'accroissement de l'offre de travail des actives. Les travaux de Montalto & Germer (1998) au contraire débouchent sur la conclusion selon laquelle la probabilité anticipée de divorcer incite significativement les femmes à travailler et à travailler plus lorsqu'elles sont déjà en activité, ces auteurs montrent également que l'impact serait identique, mais de moindre importance, en ce qui concerne l'offre de travail des hommes, et inversé du point de vue de la participation des hommes. Bonnet *et alii* (2009), sur données françaises, en recourant à une méthode d'appariement montrent qu'il n'y aurait pas d'anticipation du point de vue des entrées et sorties du marché du travail : en appariant sur les caractéristiques deux ans avant la séparation, les auteurs montrent qu'il n'y a pas de différence d'évolution de comportement d'activité avant séparation entre les futures séparées et leurs jumelles. Rogers (1999), quant à lui, estime un modèle d'équations structurales sur données américaines qui montre que l'accroissement des revenus de la femme n'affecte pas la discorde maritale<sup>18</sup> (qu'elle soit déclarée par la femme ou par l'homme), mais que cette dernière influence positivement et significativement l'accroissement des revenus de la femme, ce qui donnerait donc du crédit à l'hypothèse d'anticipation. Mais Rogers prend le soin de souligner que ce résultat n'indique rien quant à la motivation qu'ont les femmes d'augmenter leurs revenus (soit dans une perspective assurantielle face à un divorce probable, soit dans une perspective de valorisation de soi-même face au maintien dans une union insatisfaisante). Notons également que Rogers (1999), comme Johnson & Skinner (1986), montre que cet accroissement de revenu féminin résulte essentiellement du comportement d'entrée sur le marché de l'emploi, et non de l'accroissement du nombre d'heures travaillées, ni d'autres décisions (changement d'employeur ; accroissement du taux de salaire).

Poortman (2002) quant à elle, critiquant l'approche de Johnson & Skinner au motif qu'elle repose sur l'hypothèse selon laquelle la probabilité estimée (par le modèle économétrique) de divorcer équivaldrait à ce que les femmes escomptent effectivement, estime le lien entre l'offre de travail<sup>19</sup> et la probabilité de divorcer en recourant à un modèle de durée à risques concurrents appliqué aux Pays-Bas et ce, selon quatre degrés de prévisibilité du divorce déclarée *a posteriori* par les femmes (totalement prévu, plutôt prévu, plutôt inattendu, totalement inattendu). Son analyse, qui selon l'auteur rejoint l'étude allemande de Beck & Hartmann (1999)<sup>20</sup>, conclue sur le fait que l'hypothèse d'un accroissement de l'offre de travail de manière anticipée aurait peu de crédit dans la mesure où l'intensité du lien entre l'offre de travail et la probabilité de divorcer n'est statistiquement pas différente selon le niveau de prévisibilité. Poortman avance alors comme interprétation de la différence de conclusion entre les Etats-Unis et les deux pays européens le fait que dans ces derniers, la plus forte générosité des transferts publics adressés aux mères isolées réduirait la nécessité d'accroître de manière anticipée l'offre de travail des futures divorcées. Au total, la moindre importance portée dans les années récentes à cette question de l'endogénéité pourrait donc s'expliquer par le fait que les comportements d'entrée sur le marché de l'emploi de manière anticipée aux Etats-Unis seraient de plus en plus négligeables à mesure que le taux d'activité féminin, en général et donc indépendamment des choix nuptiaux, croît et rejoint celui des hommes.

---

<sup>18</sup> Variable latente construite à partir de trois scores composites portant respectivement sur le risque de divorce, les problèmes relationnels du couple et les conflits dans le couple.

<sup>19</sup> Mesurée selon trois indicateurs testés alternativement : avec/sans emploi ; temps plein/temps partiel ; nombre d'heures travaillées.

<sup>20</sup> Non étudiée par nous-mêmes car rédigée en langue allemande : Beck N., Hartmann J. (1999), « Die Wechselwirkung zwischen Erwerbstätigkeit der Ehefrau und Ehestabilität unter der Berücksichtigung des sozialen Wandels », *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 51, pp 655-680.

## 1.6. L'hétérogénéité du travail domestique relativise l'hypothèse de la spécialisation au sein des couples

La question de l'hétérogénéité du travail domestique est plus d'actualité si l'on se fie au débat permanent portant sur l'inégale répartition des rôles au sein des couples et sur la « double journée » des femmes. Pour autant, peu de travaux à notre connaissance ont tenté d'entrer dans la boîte noire de la répartition du travail domestique dans la perspective de mieux comprendre l'instabilité des couples. Les travaux de Nock & Brinig (2002) sont donc assez originaux : ils reposent sur l'idée selon laquelle tester empiriquement l'hypothèse de spécialisation en ne retenant que le ratio de revenu féminin au revenu masculin ou le temps d'activité marchande des épouses peut amener à des conclusions discutables. A cette fin, ces auteurs spécifient leur modèle de probabilité de divorcer en intégrant simultanément les salaires des deux conjoints, leurs temps d'activité marchande et leurs temps d'activité domestique. Ils montrent alors, d'une part, que les salaires ne joueraient pas significativement, d'autre part, que les durées de travail marchand joueraient peu (faible impact positif du temps de travail masculin uniquement) et, enfin, que les durées de travail domestique joueraient de manière différenciée selon qu'il s'agit de travaux masculins (réparer la voiture, bricolage...) ou féminins (lessive, ménage, cuisine...). Le temps consacré aux travaux masculins accroîtrait la stabilité du couple, qu'ils soient effectués par l'homme ou la femme (effet plus net lorsqu'il s'agit de l'homme). A l'inverse, le temps consacré aux tâches féminines accroîtrait l'instabilité maritale et ce, d'autant plus lorsque ce sont les hommes qui les effectuent. Les auteurs avancent alors comme explication le fait que, comparativement aux tâches ménagères féminines, les travaux domestiques masculins ont intrinsèquement une plus-value plus importante : les équivalents marchands sont plus coûteux, parce qu'ils sont produits par des hommes à taux de salaire plus élevés ; et à l'inverse, les biens et services marchands équivalant aux tâches domestiques féminines se sont beaucoup plus développés et sont donc offerts à des prix meilleurs marché, réduisant ainsi l'avantage de les produire dans la sphère non marchande<sup>21</sup>. Ainsi, l'hypothèse de la spécialisation envisagée de manière globale sans distinction quant au type de production domestique serait trop simplificatrice. Parce que l'homme aurait un avantage comparatif en matière de production domestique « masculine », il serait plus efficace qu'il cumule cette production à son offre de travail marchand mais, à l'inverse, s'il s'investit dans des tâches ménagères traditionnellement féminines où il est moins compétent, il augmenterait le risque d'instabilité du couple<sup>22</sup>. Parkman (1998), quant à lui, montre que le divorce plus risqué – c'est-à-dire lorsque le couple vit dans un état américain où le divorce pour faute (consentement mutuel) a été remplacé par un divorce par décision unilatérale – n'aurait eu aucune incidence sur les temps de travail marchand et domestique des hommes, mais aurait incité significativement les femmes à réduire leur temps de loisir pour augmenter en contrepartie (et plus) leur temps de travail marchand et ce, sans significativement modifier leurs temps de tâches domestiques et de soins apportés aux enfants<sup>23</sup>. Gray (1998), enfin, prolonge ce type d'analyse en étudiant l'impact des règles de droit en matière de partage du patrimoine lors d'un divorce aux Etats-Unis et montre que le passage à une législation plus favorable aux femmes – généralement lésées par le fait que le patrimoine du couple est au nom du mari – aurait eu comme effet d'accroître leur offre de travail marchand et de réduire plus encore leur temps de travail domestique, au profit donc d'un léger gain de temps de non-travail (loisir).

Comme on peut le deviner à la lecture de cette revue de littérature partielle, la question du lien entre revenus d'activité et désunion a donné lieu à l'énoncé de multiples hypothèses, parfois alternatives, et à de très nombreux travaux empiriques, surtout américains, aux résultats sans doute encore plus contradictoires (une part non négligeable des contradictions tenant, selon nous, aux différences de spécifications empiriques<sup>24</sup>). La méta-analyse de cette riche production scientifique reste, à notre connaissance, à faire. Ce n'est pas notre propos ici, notre objectif étant seulement de contribuer au débat en proposant une tentative d'estimation standard de la relation entre revenus d'activité et

<sup>21</sup> Et ce d'autant plus que, parallèlement à la baisse des prix des équivalents marchands, les taux de salaire féminin croissent.

<sup>22</sup> Nock & Brinig (2002) montrent aussi que l'impact, sur la probabilité de divorcer, des temps de travail domestique des deux conjoints varie selon les sentiments qu'ont chacun des conjoints en termes d'équité quant au partage des temps de travail marchand et domestique dans le couple (équitable pour soi-même et équitable pour son conjoint).

<sup>23</sup> Pour une synthèse de littérature sur l'impact du droit du divorce (par consentement mutuel *versus* par décision unilatérale) sur la probabilité de divorcer, voir Doriat-Duban *et alii* (2009).

<sup>24</sup> Choix des variables de contrôle et métrique des variables d'intérêt (revenus et/ou durées d'activité).



probabilité de divorce en Europe (la grande majorité des travaux publiés portant principalement sur les Etats-Unis) et ce, selon la grille d'analyse synthétisée au tableau ci-dessous. Notons que même si le modèle traditionnel familial où seul l'homme travaille est devenu très minoritaire, il n'en demeure pas moins que la variable d'ajustement est le plus souvent l'offre de travail féminin, d'où la focalisation de notre approche sur les revenus d'activité des femmes, avec toujours en arrière-plan l'hypothèse non démontrée mais *a priori* assez probable d'une productivité domestique féminine supérieure à celle des hommes. Nombre des hypothèses listées dans le tableau ci-dessous doivent donc être interprétées à la lumière de ces présupposés.

**Tab. 1. : résumé des hypothèses relatives au lien entre les revenus et la probabilité de désunion**

Variable indépendante (revenus)	Qualificatif de l'hypothèse, selon terminologies trouvées plus ou moins explicitement dans la littérature	Effet attendu sur la probabilité de divorcer	Bref argumentaire
Revenu du couple	Effet Revenu	-	Le revenu source d'utilité
Revenu d'activité femme / Revenu d'activité homme ou Revenu d'activité femme / Revenu d'activité couple	Effet de Spécialisation (économistes)	+	La spécialisation d'activité comme source de gain du mariage
	Effet d'Indépendance (sociologues)	+	Le revenu féminin comme source de pouvoir dans le couple Remise en cause des rôles traditionnels dans le couple (déstabilise l'homme)
	Effet d'Egalitarisme (sociologues)	U	L'égalité dans les responsabilités comme source de stabilité du couple La non-spécialisation comme assurance face aux risques économiques (licenciement, chômage, etc.)
Ratio « Femme / Homme » combiné au Revenu total	Effet Bas Revenus	-	Revenu total bas : revenu féminin gage de stabilité (contribue à assurer un niveau de vie minimal)
		+	Revenu total élevé : cf. effets Spécialisation ou Indépendance
Revenu féminin	<i>Self-reliance effect</i>	+	Accroît l'intérêt de vivre seul
	Effet « mal mariée »	+	Les femmes à haute capacité de gain marchand sont peu demandées sur le marché matrimonial et doivent donc accepter un conjoint de moindre qualité
	Effet rupture d'union insatisfaisante	+	Le revenu féminin permet d'envisager la rupture (cf. effet d'Indépendance)
	Effet « réalisation de soi »	-	L'activité professionnelle permet d'accepter (d'échapper partiellement à) une union insatisfaisante
	Effet « coût de la rupture »	+	Le revenu féminin réduit le coût, pour l'homme, de la rupture
Revenu masculin	Effet « remise en couple »	-	Les femmes à haute capacité de gains marchands sont peu demandées sur le marché matrimonial
	<i>Self-reliance effect</i>	+	Accroît l'intérêt de vivre seul
	<i>Good catch effect</i>	-	Les hommes à haute capacité de gain marchand trouvent plus facilement un conjoint de qualité
Erreurs de prévision quant aux capacités de gains marchands de l'homme ou de la femme	Effet « incertitude »	U	Plus grande variabilité des revenus aux extrêmes de la distribution
	Effet « remise en couple »	+	Les hommes à haute capacité de gains marchands sont recherchés sur le marché matrimonial
Erreurs de prévision quant aux capacités de gains marchands de l'homme ou de la femme	Effet « incertitude »	+	La révélation, avec le temps, de caractéristiques non prévues des conjoints remet en cause le contrat initial
	Effet « bonne surprise » de l'homme	-	Renforce la spécialisation attendue
	Effet « bonne surprise » de la femme	+	Réduit la spécialisation attendue

## 2. DONNEES MOBILISEES

Notre analyse empirique est menée à partir des données de l'*European Community Household Panel (ECHP)*. Nous avons sélectionné les pays pour lesquels la même fenêtre d'observation est disponible (Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande), soit huit vagues d'enquête longitudinale (1994–2001). Dans la vague initiale d'enquête, 40.578 couples, mariés ou non, ont été identifiés grâce aux matricules croisés de conjoints. Pour chacun des couples en année initiale, nous avons cherché à repérer, pour chacune des six vagues suivantes<sup>25</sup>, les éventuelles désunions. Un long travail de vérification a alors dû être effectué en combinant différentes informations<sup>26</sup> relatives à chacun des deux conjoints avant et après la supposée séparation, car l'événement « désunion » n'est pas saisi explicitement dans cette base de données :

- lorsque les individus demeurent en couple mais changent de matricule de conjoint, nous avons vérifié qu'il ne s'agissait pas d'une erreur de matricules croisés ;
- lorsqu'un individu initialement en couple apparaît sans conjoint, nous avons effectué de multiples vérifications pour, autant que faire se peut, ne pas considérer comme étant des désunions les cas de veuvage, les cas où l'un des deux membres du couple entre en ménage collectif (hôpital, prison...), les cas où l'un – et un seul – des membres du couple refuse l'enquête, les cas où le couple apparemment séparé se reforme en couple plus tard dans la fenêtre d'observation.

Après avoir écarté quelques cas pour lesquels l'information apparaissait extrêmement incohérente, nous avons recensé 1.781 désunions (notre variable dépendante), soit 4,4% des couples observés en année initiale. Comme toute enquête longitudinale, l'ECHP souffre d'attrition ; par exemple, parmi les 38.793 (95,6%) couples pour lesquels on n'observe pas de désunions, seulement 22.486 (55,4% des couples) sont toujours présents et en couple dans l'enquête sept ans plus tard. Lorsque l'un des deux membres du couple demeure dans l'enquête ou que le couple est observé séparé, après vérification on peut en déduire qu'il s'agit (4,4%) ou non (3,3%) d'une désunion<sup>27</sup>, en revanche lorsque c'est le couple lui-même qui ne participe plus à l'enquête (14.949 cas, 36,8%), il n'est pas possible de savoir si le couple existe toujours après son départ de l'enquête (la désunion pouvant d'ailleurs être la cause de la sortie d'enquête). Le tableau 2 donne quelques indications quant à l'importance de ce phénomène de pertes d'observations.

**Tab. 2. : Nombre de couples selon leur devenir dans l'enquête**

<i>Quittent l'enquête ou se séparent en vague...</i>	<b>En couple ou rupture sans désunion</b>	<b>Désunions</b>	<i>Ensemble</i>
<i>Deux</i>	3.911	391	4.302
<i>Trois</i>	2.759	371	3.130
<i>Quatre</i>	2.842	349	3.191
<i>Cinq</i>	2.607	306	2.913
<i>Six</i>	2.162	221	2.383
<i>Sept</i>	2.026	143	2.169
<i>Restent en couple</i>	22.486	-	22.486
<i>Ensemble</i>	38.793	1.781	40.574

Source : ECHP 1994-2001

Champ : Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande

L'atout majeur de l'ECHP, par rapport à d'autres sources longitudinales, est sa relative richesse d'informations en matière de revenus (nos variables indépendantes d'intérêt). Pour chacun des deux conjoints, il est en effet possible de recourir à différents indicateurs de revenus :

<sup>25</sup> Nous n'avons pas tenu compte des éventuelles ruptures intervenues en dernière vague d'enquête, car les vérifications que nous avons effectuées nécessitent de comparer des informations collectées l'année où la rupture est constatée avec d'autres informations collectées l'année suivante.

<sup>26</sup> En particulier : code de présence dans l'enquête, motif de non participation à l'enquête, motif de changement de ménage, statut matrimonial.

<sup>27</sup> Dans 1.048 cas, on a ainsi pu détecter que l'absence d'un des deux conjoints n'était pas due à une désunion mais soit à un veuvage, soit à un refus de participation à l'enquête de l'un des membres du couple (245 cas), soit à l'entrée en ménage collectif d'un membre du couple ou une séparation momentanée (59 cas).

- le revenu individuel total annuel (l'année précédant l'enquête) : revenus d'activité et de remplacement
- le revenu d'activité individuel annuel net
- le revenu d'activité salariée mensuel perçu le mois précédant l'enquête
- taux de salaire horaire le mois précédant l'enquête, calculé en utilisant le nombre d'heures travaillées la semaine précédant l'enquête.

**Tab. 3 : Valeurs médianes des revenus des couples en première vague d'enquête**

	<b>Couples pour lesquels on n'observe pas de désunion entre 1995 et 2000</b> (N=26.059 ; 93%)	<b>Couples pour lesquels est observée une désunion entre 1995 et 2000</b> (N=1.616 ; 7%)
Revenu annuel total du ménage	22,60	21,49
Niveau de vie du ménage (Revenu par UC)	10,84	10,76
Revenus individuels annuels du couple	21,00	20,69
Revenus individuels annuels de la femme	5,25	6,70
Revenus individuels annuels de l'homme	14,42	12,91
Part des revenus de la femme dans les revenus individuels du couple	27,7%	36,4%
Proportion de couples sans revenus individuels	0,9%	0,3%
Revenus annuels d'activité du couple	18,70	18,00
Revenus annuels d'activité de la femme	2,99	4,34
Revenus annuels d'activité de l'homme	13,57	11,96
Part des revenus d'activité de la femme dans les revenus d'activité du couple	22,8%	29,8%
Part des revenus d'activité de la femme dans les revenus individuels du couple	16,5%	23,0%
Proportion de couples sans revenus d'activité	5,1%	5,1%
Taux horaire de revenus d'activité de la femme (le mois de l'enquête)	0,300 (avec valeurs nulles) 0,537 (sans valeurs nulles)	0,367 (avec valeurs nulles) 0,499 (sans valeurs nulles)
% non déclaré	8,7%	8,2%
% non concerné (valeurs nulles)	41,9%	34,2%
Taux horaire de revenus d'activité de l'homme (le mois de l'enquête)	0,664 (avec valeurs nulles) 0,664 (sans valeurs nulles)	0,615 (avec valeurs nulles) 0,615 (sans valeurs nulles)
% non déclaré	17,5%	16,3%
% non concerné (valeurs nulles)	13,1%	17,3%

Source : ECHP 1994. Champ : Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande ; couples dont la femme est âgée au plus de 52 ans.

Revenus exprimés en nombre de revenu d'activité mensuel médian non nul national (N.B. l'indicateur est multiplié par 100 pour les taux de salaire horaire)

Statistiques pondérées en tenant compte notamment des différences de taux de sondage entre les pays.

Pour nos exploitations, les montants de ces revenus sont exprimés en valeurs constantes (2001, dernière vague d'enquête) et, pour gommer les différences de niveau de rémunération entre pays, ces montants sont exprimés en nombre de revenu d'activité mensuel non nul médian de chaque pays (les montants sont donc divisés par cette médiane nationale). Le tableau 3 indique, pour la première vague d'enquête (1994), les valeurs médianes de ces revenus normalisés, selon que le couple va connaître ou non une désunion au cours de la période d'observation. Comme notre problématique se focalise prioritairement sur la question de l'impact des revenus d'activité féminins sur la décision de désunion, l'échantillon est limité aux 27.675 couples dont la femme, en 1994 (première vague d'enquête), est âgée au plus de cinquante-deux ans et ce, de manière à ce qu'en fin d'observation (2001) elle fasse toujours partie de la population susceptible d'être en activité.

En revanche, l'enquête ECHP ne fournit pas tous les facteurs explicatifs de la désunion habituellement utilisés dans la littérature empirique. Le tableau 4 liste ces derniers en indiquant leurs valeurs moyennes en première année d'observation lorsqu'ils sont connus de l'enquête.

**Tab. 4 : valeurs moyennes des facteurs explicatifs (hors revenus) les plus fréquemment (liste non exhaustive) retenus dans la littérature pour expliquer le comportement de désunion**

<i>Caractéristiques en première année d'observation (1994)</i>	<b>Couples pour lesquels on n'observe pas de désunion entre 1995 et 2000</b> (N=26.059 ; 93%)	<b>Couples pour lesquels est observée une désunion entre 1995 et 2000</b> (N=1.616 ; 7%)
<u>Caractéristiques individuelles :</u>		
Mariés ( <i>versus</i> en union libre)	91,5%	69,9%
Age au mariage (non connu pour l'union libre) de la femme	23,4 ans	23,5 ans
Age au mariage (non connu pour l'union libre) de l'homme	26,6 ans	26,6 ans
Année de mariage (non connu pour l'union libre) : génération	1978	1982
Age de la femme	38,5 ans	33,2 ans
Age de l'homme	41,6 ans	36,0 ans
Différence d'âge (homme – femme)	3,1 ans	2,7 ans
Niveau d'éducation de la femme : niveau 1	44,3%	35,6%
Niveau d'éducation de la femme : niveau 2	35,8%	41,1%
Niveau d'éducation de la femme : niveau 3	18,4%	20,2%
Niveau d'éducation de la femme : non déclaré	1,6%	3,1%
Niveau d'éducation de l'homme : niveau 1	38,5%	28,8%
Niveau d'éducation de l'homme : niveau 2	35,9%	42,9%
Niveau d'éducation de l'homme : niveau 3	24,0%	25,9%
Niveau d'éducation de l'homme : non déclaré	1,6%	2,4%
Education de l'homme > Education de la femme	23,3%	24,8%
Différence d'éducation non calculable (non déclaré)	2,8%	4,5%
Couple de deux nationaux	95,2%	95,7%
Couple de deux européens UE (hors nationaux)	2,0%	1,9%
Homme et femme de nationalité non UE	1,8%	0,8%
Couple mixte quant aux 3 groupes de nationalités	0,8%	1,6%
Nationalités non déclarées	0,2%	0,1%
Etat de santé déclaré par la femme : très bon	18,8%	18,4%
Etat de santé déclaré par la femme : bon	49,5%	46,0%
Etat de santé déclaré par la femme : correct	24,6%	26,4%
Etat de santé déclaré par la femme : mauvais	5,7%	7,4%
Etat de santé déclaré par la femme : très mauvais	1,4%	1,7%
Etat de santé déclaré par l'homme : très bon	21,4%	22,8%
Etat de santé déclaré par l'homme : bon	48,6%	46,3%
Etat de santé déclaré par l'homme : correct	23,2%	22,8%
Etat de santé déclaré par l'homme : mauvais	5,5%	6,9%
Etat de santé déclaré par l'homme : très mauvais	1,3%	1,1%
Le couple habite avec une autre famille (ex. chez les parents)	22,8%	11,1%
Cohabitation avec autre famille non déclarée	1,6%	0,4%
<i>Catégorie sociale</i>	<i>A reconstruire éventuellement avec les métiers</i>	
<i>Handicap</i>	<i>Très mal renseigné dans l'ECHP</i>	
<i>Religion ou intensité de pratique religieuse</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Race ou ethnie</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Quotient intellectuel</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	

<p><u>Informations relatives au passé des individus :</u>  <i>Conception préuptiale ou naissance hors mariage</i></p> <p><i>Il(elle) a connu le divorce de ses parents</i>  <i>Sa mère travaillait lorsqu'il(elle) était adolescent(e)</i>  <i>Niveau d'éducation des parents de lui (d'elle)</i>  <i>Parent(s) de lui (d'elle) décédé(s)</i>  <i>Nombre de frères et sœurs de lui (d'elle)</i>  <i>Il (elle) a eu des relations sexuelles avant le mariage</i>  <i>Le couple a vécu maritalement avant le mariage</i>  <i>Rang du mariage de lui (d'elle)</i>  <i>Durée entre précédent divorce/veuvage et mariage actuel pour lui (pour elle)</i></p>	<p><i>Faute de connaître la descendance totale (seuls les enfants présents dans le ménage sont connus), l'erreur de mesure est trop risquée</i></p> <p><i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i></p>	
<p><u>Capitaux spécifiques du couple :</u>  <i>Couple sans enfant (habitant dans le même ménage)</i>  <i>Couple avec un enfant</i>  <i>Couple avec deux enfants</i>  <i>Couple avec trois enfants</i>  <i>Couple avec plus de trois enfants</i>  <i>Couple avec au moins un enfant en bas âge (&lt; 6 ans)</i></p> <p><i>Durée du mariage</i></p> <p><i>Propriétaire du logement</i></p> <p><i>Nombre d'enfants biologiques</i>  <i>Montant du patrimoine</i>  <i>Calendrier des naissances (ex. durée entre mariage et première naissance)</i></p>	<p>23,2%                  27,6%                  33,7%                  11,6%                  3,9%                  26,9%</p> <p>15,8 ans</p> <p>66,5%</p>	<p>33,5%                  24,8%                  27,6%                  10,4%                  3,7%                  33,3%</p> <p>11,6 ans</p> <p>49,3%</p> <p><i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i></p>
<p><u>Caractéristiques d'emploi le mois de l'enquête :</u>  <i>Femme à temps partiel (&lt; 15 h./s.)</i>  <i>Femme à temps plein (&gt;14 h./s.)</i>  <i>Non déclaré (femme)</i>  <i>Homme à temps partiel (&lt; 15 h./s.)</i>  <i>Homme à temps plein (&gt;14 h./s.)</i>  <i>Non déclaré (homme)</i></p> <p><i>Femme travaillant moins de 30 h./s. (et plus de 0 h.)</i>  <i>Femme travaillant plus de 29 h./s.</i>  <i>Nombre d'heures de travail non déclaré (femme)</i>  <i>Nombre d'heures de travail hebdomadaire de la femme</i></p> <p><i>Homme travaillant moins de 30 h./s. (et plus de 0 h.)</i>  <i>Homme travaillant plus de 29 h./s.</i>  <i>Nombre d'heures de travail non déclaré (homme)</i>  <i>Nombre d'heures de travail hebdomadaire de l'homme</i></p> <p><u>Caractéristiques d'emploi l'année précédant l'enquête :</u>  <i>Femme principalement en emploi</i>  <i>Situation non déclarée (femme)</i>  <i>Homme principalement en emploi</i>  <i>Situation non déclarée (homme)</i>  <i>Durée d'activité annuelle</i></p> <p><i>Expérience professionnelle totale</i>  <i>Durée de travail domestique</i></p>	<p>4,5%                  54,4%                  0,2%                  1,4%                  86,3%                  0,1%</p> <p>17,4%                  39,4%                  1,3%</p> <p>19,7 (avec valeurs nulles)                  34,2 (sans valeurs nulles)</p> <p>2,6%                  83,3%                  0,9%</p> <p>39,0 (avec valeurs nulles)                  44,9 (sans valeurs nulles)</p> <p>54,4%                  5,9%                  84,2%                  5,1%</p>	<p>5,8%                  61,4%                  0,1%                  2,4%                  81,4%                  0,4%</p> <p>17,3%                  47,0%                  1,6%</p> <p>22,9 (avec valeurs nulles)                  35,1 (sans valeurs nulles)</p> <p>2,9%                  79,3%                  0,6%</p> <p>38,1 (avec valeurs nulles)                  46,1 (sans valeurs nulles)</p> <p>60,0%                  7,4%                  80,5%                  6,0%</p> <p><i>Nombre de mois travaillés non disponible pour certains pays</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP (et année d'entrée dans la vie active très mal renseignée)</i>  <i>Non disponible dans l'ECHP</i></p>

<b>Caractéristiques d'environnement :</b>		
<b>Pays de résidence :</b>		
- Danemark	1,6%	2,9%
- Pays-Bas	4,9%	5,4%
- Belgique	3,0%	3,0%
- France	17,8%	17,9%
- Irlande	0,9%	0,4%
- Italie	17,4%	6,6%
- Grèce	3,4%	0,6%
- Espagne	12,0%	4,8%
- Portugal	3,2%	1,6%
- Allemagne	21,3%	29,0%
- Grande-Bretagne	14,5%	27,8%
<i>Résidence en milieu urbain / rural</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Taux de chômage national ou local</i>	<i>En première analyse, l'environnement n'est caractérisé que par l'appartenance à un pays, mais chacun des pays pourrait être mieux définis à l'aide d'indicateurs synthétiques (cf. annexe n° 1), et la caractérisation pourrait être descendue au niveau NUTS 1 lorsque l'indicateur existe à ce niveau</i>	
<i>Taux d'activité féminin national ou local</i>		
<i>Taux d'activité à temps partiel national ou local</i>		
<i>Sex ratio local</i>		
<i>Législation nationale en matière de divorce (unilatéral versus consentement mutuel, règles de partage du patrimoine, etc.)</i>		
<i>Montant standard national ou local des transferts sociaux d'isolement</i>		
<i>Taux de divorce local</i>		
<b>Opinions ou faits déclarés par l'homme et/ou la femme :</b>		
Indicateur de bien-être en général (femme)	17,0	17,6
Indicateur de bien-être en général (homme)	17,3	18,0
Le ménage déclare avoir des difficultés financière	10,0%	9,8%
Le ménage déclare avoir de grandes difficultés financières	6,4%	6,1%
<i>Conception quant à la famille et au mariage (traditionnelle versus « moderne »)</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Conception quant aux rôles (division du travail) dans le couple selon le genre</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Satisfaction quant au mariage actuel</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Mésentente ou conflits de couple</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Violence, alcool, drogue</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Confiance en l'avenir</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Qui décide dans le couple ?</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	
<i>Proximité avec les idées féministes et/ou émancipatrices</i>	<i>Non disponible dans l'ECHP</i>	

Source : ECHP 1994

Champ : Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande ; couples dont la femme est âgée au plus de 52 ans.

Statistiques pondérées et tenant compte notamment des taux de sondage différents selon les pays.

### 3. RESULTATS EMPIRIQUES EUROPEENS

Nous testons au niveau européen les hypothèses énoncées *supra* à propos du lien entre les revenus d'activité de la femme – compte tenu de ceux de l'homme – et la probabilité que le couple se sépare.

#### 3.1. Précisions méthodologiques

Compte tenu de la spécificité de la source de données, à savoir un suivi longitudinal sur huit années, nous recourrons à un modèle de durée en temps discret (Allison, 1984) consistant à estimer une régression Logit sur un échantillon d'individus-années, plus exactement de couples-années. La méthode

permet ainsi de tenir compte de facteurs explicatifs qui varient avec le temps (*time-varying variables*) et de spécifier un hasard de base non nécessairement constant en introduisant des dummies identifiant les années (= la durée de la vie en couple). Chaque couple apparaît donc comme une observation autant de fois que de vagues annuelles au cours desquelles il n'est pas désuni. Comme nous n'avons pas tenu compte des désunions observées en huitième année (*cf. supra*), et comme nous identifions la désunion l'année précédent son constat (la variable dépendante prend la valeur 1 la dernière fois où le couple existe)<sup>28</sup>, un couple qui ne se sépare pas est présent six fois dans ce fichier de couples-années. Ce nombre peut être inférieur lorsque le couple disparaît de l'enquête ou lorsque la désunion est due au veuvage (censure à droite). Enfin, lorsque le couple est observé désuni en année t, il apparaît t-1 fois dans le fichier de couples-années, puisque nous avons spécifié l'événement « désunion » l'année précédant l'observation de la désunion (signifiant « la désunion va se produire dans les mois à venir »).

Pour tenir compte de la durée de vie en couple à chaque vague d'observation, nous utilisons la date de dernier changement matrimonial, ce qui nous oblige à éliminer les couples non mariés. En effet, pour les couples mariés, le dernier changement matrimonial est le mariage, en revanche pour les couples non-mariés le dernier changement matrimonial peut être le veuvage, le divorce ou la séparation, trois événements qui ne nous disent rien quant à la date de nouvelle mise en union libre. De ce fait, l'analyse porte exclusivement sur des durées de mariage et l'événement « désunion » signifie donc soit un divorce, soit une séparation de couples mariés.

La source comporte cependant une importante limite méthodologique pour ce type d'analyse. En effet, il ne s'agit pas d'un suivi longitudinal d'une cohorte de personnes venant juste de se mettre en couple, mais d'individus observés à un moment quelconque de leur cycle de vie de couple. L'échantillon n'est donc pas représentatif d'une cohorte de mariages, mais bien de couples mariés observés à un moment du temps. De ce fait, les couples à durées longues de mariage sont surreprésentés. En effet, parmi les cohortes de couples qui se sont mariés récemment, se trouvent à la fois des couples dont la durée de mariage est courte et d'autres dont la durée de mariage sera longue (non encore observée), en revanche parmi les cohortes de couples plus anciens, on n'observe que ceux qui ont « survécu » (durées longues), les individus ayant constitué autrefois des couples éphémères n'étant pas observés en couple lors de la première vague d'enquête. Il s'en suit que l'on ne pourra pas distinguer l'effet de la durée de vie en couple de l'effet de génération. Pour cependant tirer partie de cette source, nous appliquons la méthode à l'ensemble de l'échantillon (limité cependant aux couples mariés dont la femme est âgée au plus de cinquante-deux ans en première vague d'enquête (1994) et dont l'année de mariage est postérieure à 1960), en considérant donc, faute de mieux, qu'il n'y a pas d'effet de génération. En complément, nous appliquons la même méthodologie à la seule cohorte des mariages les plus récents, avec cette fois-ci l'inconvénient de devoir se limiter à l'analyse des seules désunions précoces.

Le tableau 5 rassemble les résultats de notre spécification de base, spécification où le revenu d'activité féminin est introduit simplement (le montant annuel de l'année précédente normalisé par la médiane nationale), puis nous envisageons différentes spécifications alternatives de ce revenu féminin. Commentons brièvement pour commencer les différentes variables de contrôle introduites dans cette spécification.

### 3.2. Les effets associés aux variables de contrôle

Tout d'abord, la durée de mariage joue assez typiquement sur la probabilité de séparation : cette dernière est plus probable en début d'union, ce qui renvoie à l'argumentation beckérienne selon laquelle, la recherche de conjoint ne se traduisant pas par des assortiments optimaux du fait de l'incertitude sur certains traits des partenaires, c'est en début de vie commune que les principales incompatibilités se révèlent et incitent à la désunion. Par la suite, l'accumulation de capital spécifique au mariage jouerait favorablement en faveur de la stabilité de l'union. Selon la même logique, l'âge au

<sup>28</sup> Retenir l'année où le couple est observé désuni comporte en effet un inconvénient majeur : devoir éliminer, pour cause de données manquantes, les couples désunis dont l'un des membres a quitté l'enquête, situation qui est assez fréquente.

mariage joue négativement sur la probabilité de séparation : une mise en couple précoce correspondrait à une durée de recherche de conjoint courte et donc à un choix de partenaire plus risqué car plus entaché d'incertitude.

Ensuite, du point de vue des indicateurs qui cherchent à mesurer le degré de complémentarité entre les conjoints, nous observons que si la différence d'âge absolue entre les deux conjoints n'est pas significativement associée au risque de désunion (résultat non rapporté dans le tableau 5), en revanche le fait que l'homme soit plus âgé que la femme constitue un facteur de stabilité du couple (le risque de séparation est nettement plus élevé lorsque la femme est plus âgée d'au moins quatre ans que son conjoint)<sup>29</sup>. L'hypothèse selon laquelle l'hétérogamie, ici de nationalité (la modalité « couple de nationalités mixtes » étant un pôle *proxy* d'hétérogamie d'ethnie et/ou de religion que l'on trouve généralement dans la littérature américaine), devrait être associée positivement au risque de rupture n'est pas avérée. De plus, l'homogamie de nationalité, telle que nous l'avons spécifiée, met en lumière un effet assez difficile d'interprétation : les couples de mêmes nationalités étrangères non européennes ont une plus faible probabilité de divorcer que les couples nationaux. Une interprétation possible serait que vivre dans un pays étranger implique des difficultés dans la vie quotidienne qu'une plus forte cohésion maritale permet de mieux supporter. Quant à l'éventuel effet de l'homogamie sociale, mesurée par le niveau d'éducation, il est clairement rejeté par notre estimation. Nous observons par ailleurs que la relation entre le risque de divorce et le niveau d'éducation de la femme est en U inversé, le risque de divorce le plus élevé, *ceteris paribus*, touchant les femmes de niveau d'éducation intermédiaire. Il est cependant possible que ce résultat estimé au niveau européen exprime en fait un effet moyen résultant d'effets opposés selon les pays ; Härkönen et Dronkers (2006) ont en effet montré que la relation est soit positive, soit négative, soit non significative selon les pays.

Si nous avons introduit des indicateurs de santé déclarée dans notre spécification, c'est pour tenter de donner corps à l'hypothèse, que l'on trouve parfois dans la littérature, selon laquelle certains événements de vie majeurs – comme la survenue d'une maladie ou d'un handicap – peuvent accroître l'instabilité maritale (Becker [1991], quant à lui, avance plutôt l'idée d'une mauvaise anticipation de capital humain). Il s'avère que, tel que nous l'avons spécifié<sup>30</sup>, la dégradation au cours de la période d'observation du niveau de santé déclarée, par la femme comme par l'homme, est au contraire significativement associée négativement à la probabilité de se séparer<sup>31</sup>.

Nombre de travaux sociologiques portant sur le divorce introduisent un indicateur de qualité de la relation de couple pour tenter de capter tout un ensemble de facteurs non observés directement. Faute d'une telle information dans l'ECHP, nous avons recouru à un indicateur plus général de satisfaction *versus* de mal-être qui somme l'opinion des individus exprimés vis-à-vis de quatre domaines de la vie (le travail, le loisir, l'habitat et l'aisance financière)<sup>32</sup> ; il va de soi que cet indicateur est assez éloigné du concept de qualité de la relation de couple. Pour autant, il n'est, nous semble-t-il, pas inintéressant de souligner que cet indicateur de satisfaction du couple est très significativement relié négativement avec la probabilité de divorcer. Plus exactement, lorsque l'on distingue les opinions selon le genre et que l'on les introduit simultanément (non rapporté dans le tableau 5), la relation n'est significative que pour la femme. Mais la non significativité de l'opinion de l'homme est due à la forte corrélation d'opinion entre les deux conjoints (introduite seule, l'opinion de l'homme est significativement liée négativement avec la probabilité de séparation). C'est pourquoi nous avons opté pour un indicateur qui cumule les opinions des deux conjoints. Cependant, on peut s'interroger sur le sens de la causalité : l'insatisfaction quant à différents domaines de la vie pousse-t-elle à la désunion, ou la perspective d'une désunion proche incite-t-elle à se déclarer insatisfait ?

<sup>29</sup> Ce résultat empirique n'est pas toujours avéré : par exemple, Hiedemann *et alii* (1998) et Schoen *et alii* (2002) trouvent une relation non significative pour les Etats-Unis.

<sup>30</sup> La santé déclarée est mesurée par une échelle à cinq modalités ; la dégradation est égale à la différence entre l'année terminale d'observation et la première année ; l'amélioration et la stabilité sont codées 0, la dégradation varie de 1 à 4.

<sup>31</sup> Dans une spécification non rapportée dans cet article, nous avons testé l'impact éventuel du niveau de santé déclaré (et non sa variation) ; cet impact est estimé non significatif pour l'homme comme pour la femme.

<sup>32</sup> Les rares cas de non-réponse ont été recodés à la valeur modale.



**Tab. 5 : Facteurs explicatifs de la probabilité de désunion (spécification de référence)**

*Ne sont indiqués que les odds ratios correspondant à des coefficients de régression significatifs au seuil de 5%*

	Odds Ratio	Significativité
Durée de mariage : 1 an (réf.)	-	-
2 ans		ns
3 ans	9,5	*
4 ans	9,8	*
5 ans	11,6	*
6 ans	8,4	*
7 ans	9,3	*
Toutes les durées de 8 à 36 ans		ns
Age de la femme au mariage	0,95	***
Age homme – âge femme [0 ; 3] (réf.)	-	-
Age homme – âge femme > 3 ans		ns
Age homme – âge femme [-1 ; -3]	1,23	*
Age homme – âge femme < -3 ans	2,15	***
Niveau d'éducation primaire de la femme (réf.)	-	-
Niveau d'éducation secondaire de la femme	1,28	***
Niveau d'éducation supérieure de la femme		ns
Niveau d'éducation de l'homme supérieur à celui de la femme		ns
Niveau d'éducation de l'homme égal à celui de la femme		ns
Niveau d'éducation de la femme ou de l'homme non déclaré		ns
Couple de nationaux (réf.)	-	-
Couple de nationalités de l'Union Européenne (hors nationaux)		ns
Couple de nationalités hors Union Européenne	0,60	*
Couple de nationalités mixtes		ns
Nationalité(s) non déclarée(s)		ns
Dégradation de l'état de santé déclaré de la femme	0,67	***
Dégradation de l'état de santé déclaré de l'homme	0,75	***
Couple vivant dans un ménage avec une autre famille	1,25	*
Cohabitation en ménage complexe non déclarée		ns
Couple sans enfant (réf.)	-	-
Couple avec un enfant en bas âge	0,50	***
Couple avec un enfant plus âgé	1,31	*
Couple avec deux enfants, dont au moins un en bas âge	0,65	***
Couple avec deux enfants, dont aucun en bas âge		ns
Couple avec trois enfants ou plus, dont au moins un en bas âge		ns
Couple avec trois enfants ou plus, dont aucun en bas âge	1,35	*
Propriétaire du logement	0,62	***
Indicateur de bien-être en général (femme + homme)	0,97	***
France (réf.)	-	-
Danemark	1,72	***
Pays-Bas		ns
Belgique		ns
Irlande	0,55	*
Italie	0,42	***
Grèce	0,19	***
Espagne	0,53	***
Portugal	0,54	***
Allemagne	1,32	*
Royaume-Uni	2,78	***
Revenu d'activité de l'homme (normalisé à la médiane nationale)	0,99	**
Revenu d'activité de la femme (normalisé à la médiane nationale)	1,01	***
Constante		***
R <sup>2</sup> de Nagelkerke		7%

Source : ECHP 1994-2009. Effectifs : 113.244 couples-années.

Champ : Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande.

Couples mariés après 1960 et dont la femme est âgée au plus de 52 ans en 1994.

\* : significatif au seuil de 5% ; \*\* : significatif au seuil de 1% ; \*\*\* : significatif au seuil de 0,1%.

Bien que certains des indicateurs de capital spécifique au mariage que nous avons mobilisés soient imparfaits, nos résultats sont assez conformes aux hypothèses standards en la matière. Vivre dans un ménage à plusieurs familles constitue un facteur aggravant de l'instabilité matrimoniale. Comme ce mode de cohabitation correspond souvent à des situations de jeunes couples vivant encore chez leurs parents, la relation positive témoignerait d'un déficit d'investissement dans le couple (ce dernier ne

s'est pas donné les moyens de voler de ses propres ailes, de crainte d'investir à fonds perdu). Mais l'indicateur est entaché de bruit, car il mélange à cette forme de cohabitation quelques situations où il s'agit à l'inverse de couples plus avancés dans le cycle de vie qui accueillent de vieux parents (dans ce cas, l'interprétation devrait être de nature fort différente ; on peut songer à l'hypothèse – peut-être un peu caricaturale – de « l'insupportable belle-mère à la longue ! »). Comme attendu, l'indicateur de patrimoine (être propriétaire du logement) est relié négativement avec la probabilité de divorcer, l'accès à la propriété constituant un capital spécifique généralement assez déterminant dans la vie des couples confiants quant à leur pérennité. Mais là encore, l'indicateur est un peu imparfait dans la mesure où lorsque le couple vit dans un ménage complexe, on ne peut pas affirmer que c'est bien le couple qui est propriétaire et non un autre membre du ménage.

Enfin, la présence d'enfants jouerait partiellement sur la probabilité de divorcer. Comme de très nombreuses études l'ont montré, la présence d'enfant(s) en bas âge (moins de 6 ans dans notre cas) est un gage important de stabilité des couples : la probabilité de se séparer est, toutes choses égales d'ailleurs, deux fois moindre lorsque le couple a un enfant en bas âge comparativement aux couples sans enfant (et un peu moins de deux fois moindre lorsque le couple a deux enfants dont au moins un en bas âge). En revanche, dès lors que tous les enfants sont plus âgés, leur présence ne contribue plus à la stabilité du couple, voire au contraire elle est associée positivement et de manière significative à la probabilité de séparation des parents<sup>33</sup>. Ce résultat contrecarre l'hypothèse habituellement avancée selon laquelle, l'enfant constituant l'un des plus importants capitaux spécifiques du couple et la séparation étant alors très coûteuse en termes de non-retour sur cet investissement pour au moins le parent qui n'aura pas la charge de l'enfant, la présence d'enfant devrait inciter à renégocier le partage du gain du mariage pour éviter la séparation et donc la perte en question. Le résultat de notre estimation semble donc indiquer que lorsque les enfants sont grands, la perte d'utilité subie par les parents (en termes de moindre proximité avec les enfants suite à la désunion) serait moindre que lorsqu'ils sont petits (voire, dans certains cas, les grands enfants peuvent être source de désutilité) : les parents en ont déjà profité durant plusieurs années, les grands enfants prennent leurs distances, les grands enfants génèrent plus de soucis que de plaisir...

Enfin, la spécification intègre un jeu de *dummies* de pays. La significativité de nombre des coefficients associés aux pays, lorsque l'on place la France en référence, indique que le contexte national est un élément qui mérite d'être pris en considération. On observe en effet une assez nette différence entre l'Europe du Sud (plus faible probabilité de désunion) et l'Europe du Nord qui corrobore la différence de niveau des taux bruts de divorce au sein de l'Union européenne (Prioux, 2006, et annexe n° 1 *infra*).

### 3.3. L'impact des revenus de la femme à revenus de l'homme donnés

Venons-en désormais à la question centrale du rôle des revenus dans le choix de la désunion. Pour ce faire, nous testons différentes spécifications du revenu des femmes (tableau 6), tout en gardant l'ensemble des variables de contrôle dont nous venons de commenter les effets. Dans notre modèle de référence (tableau 5, rappelé dans le premier bloc à gauche du tableau 6), les deux hypothèses les plus souvent avancées dans la littérature (*cf.* tableau 1), à savoir un effet positif du revenu d'activité de la femme et négatif du revenu d'activité de l'homme sur la probabilité de divorcer, sont confirmées. Au deuxième bloc à gauche du tableau 6, nous indiquons le résultat d'une première variante qui consiste à ne plus considérer uniquement le revenu d'activité de la femme, mais l'ensemble de ses revenus personnels (donc en y ajoutant d'éventuels revenus de remplacement : chômage, retraite, invalidité). Cet élargissement de la définition des revenus ne modifie aucunement les conclusions.

---

<sup>33</sup> L'âge des enfants étant corrélé à celui des parents, ce résultat pouvait laisser penser qu'il cachait en fait un effet d'âge des parents (cet âge n'étant pas introduit dans la spécification du fait de la combinaison linéaire entre l'âge du parent lors de l'enquête, la durée du mariage au moment de l'enquête et l'âge au mariage). Nous avons donc retiré l'âge au mariage dans la spécification pour introduire l'âge de la femme : la prise en compte de ce dernier ne modifie en rien les conclusions relatives à la présence d'enfant.

**Tab. 6 : Différentes variantes relatives à l'effet de l'activité féminine sur la probabilité de désunion**

<i>Approche par les revenus</i>			<i>Approche par l'activité</i>			
	Odds Ratio	Significativité		Odds Ratio	Significativité	
Revenu d'activité annuel de la femme	1,013	***	<i>Statut déclaré par la femme (1) :</i> - sans emploi (réf)	-	-	
Revenu d'activité annuel de l'homme	0,991	**		- temps partiel (< 15 heures)	1,036	ns
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%			- temps plein (> 14 heures)	1,187	*
Revenus personnels annuels de la femme	1,016	***	- Non déclaré	0,915	ns	
Revenus personnels annuels de l'homme	0,991	**	Rev. d'activité annuel de l'homme	0,992	*	
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
Revenu d'activité annuel de la femme (Rev. d'activité annuel de la femme) <sup>2</sup>	1,027	***	<i>Durée de travail de la femme (1) :</i> - sans emploi (réf)	-	-	
Revenu d'activité annuel de l'homme	1,000	ns		- temps partiel (< 30 heures)	1,084	ns
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%			- temps plein (> 29 heures)	1,230	**
Revenus personnels annuels de la femme (Rev. Personnels annuels de la femme) <sup>2</sup>	1,037	***	- Non déclaré	1,222	ns	
Revenu d'activité annuel de l'homme	1,000	ns	Revenu d'activité annuel de l'homme	0,992	*	
Revenu d'activité annuel de l'homme	0,993	*	<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>Revenu d'activité annuel de la femme :</i> - sans revenu	0,861	ns	Durée hebdomadaire de travail de la femme (1) Durée non déclarée Revenu d'activité annuel de l'homme	1,006 1,140 0,992	*** ns *	
- 1 <sup>er</sup> quartile (réf.)	-	-				
- 2 <sup>ème</sup> quartile	0,955	ns				
- 3 <sup>ème</sup> quartile	0,969	ns				
- 4 <sup>ème</sup> quartile	1,367	**				
Revenu d'activité annuel de l'homme	0,992	*	<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>Rev. personnels annuels de la femme :</i> - sans revenu	0,676	***	<i>Statut principal de la femme au cours de l'année précédente :</i> - sans emploi (réf.) - en emploi - non déclaré Revenu d'activité annuel de l'homme	- 1,084 1,649 0,991	- ns * *	
- 1 <sup>er</sup> quartile (réf.)	-	-				
- 2 <sup>ème</sup> quartile	1,284	**				
- 3 <sup>ème</sup> quartile	0,587	ns				
- 4 <sup>ème</sup> quartile	1,438	***				
Revenu d'activité annuel de l'homme	0,993	*	<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
Ratio [0 ; 1] rev. d'activité annuel de la femme / rev. d'activité annuel du couple	1,819	***	<i>Ratio [0 ; 1] durée de travail de la femme / durée de travail du couple (1) :</i> - 0% - [1% ; 24%] - [25% ; 49%] (réf.) - [50% ; 74%] - [75% ; 100%] - couple sans emploi - durée de travail de la femme et/ou de l'homme non déclarée Revenu d'activité annuel de l'homme	0,842 0,798 - 1,035 1,735 1,307 1,236 0,997	* ns - ns *** ns ns ns	
Revenu d'activité annuel de l'homme	0,998	ns				
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%					
Ratio [0 ; 1] rev. perso. annuels de la femme / rev. perso. annuels du couple	2,076	***				
Revenu d'activité annuel de l'homme	0,998	ns				
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>Ratio [0 ; 1] rev. d'acti. annuel de la femme / rev. d'acti. annuel du couple :</i> - 0%	0,900	ns	- durée de travail de la femme et/ou de l'homme non déclarée Revenu d'activité annuel de l'homme	1,236 0,997	ns ns	
- [1% ; 24%] (réf.)	-	-				
- [25% ; 49%]	0,941	ns				
- [50% ; 74%]	1,249	ns				
- [75% ; 100%]	1,702	***				
Revenu d'activité annuel de l'homme	0,998	ns	<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>Ratio [0 ; 1] rev. perso. annuels de la femme / rev. perso. annuels du couple :</i> - 0%	0,619	***				
- [1% ; 24%] (réf.)	-	-				
- [25% ; 49%]	1,075	ns				
- [50% ; 74%]	1,202	ns				
- [75% ; 100%]	1,105	ns				
Revenu d'activité annuel de l'homme	0,995	ns	<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>	7%		

Source : ECHP 1994-2009. Effectifs : 113.244 couples-années.

Champ : Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande.

Couples mariés après 1960 et dont la femme est âgée au plus de 52 ans en 1994.

\* : significatif au seuil de 5% ; \*\* : significatif au seuil de 1% ; \*\*\* : significatif au seuil de 0,1%.

N.B. les revenus sont exprimés en valeurs constantes 2001 et normalisés en médiane nationale de revenus mensuels d'activité non nuls.

Les modèles intègrent toutes les variables de contrôle rapportées au tableau n° 5.

(1) : la semaine précédant l'enquête.

La littérature s'intéresse parfois au fait que relation entre le revenu féminin et le risque de rupture pourrait être non linéaire ; nous testons cette idée en introduisant le montant, du revenu d'activité (bloc 3) ou des revenus personnels (bloc 4), au carré : l'hypothèse d'une relation parabolique est rejetée. En outre, certains auteurs ont souligné la spécificité des couples où la femme est sans revenu personnel, c'est pourquoi, aux blocs 5 et 6 du tableau 6, nous présentons les résultats issus d'une spécification – susceptible de rendre compte d'une non-linéarité plus complexe – en classes de revenus (revenu nul, puis appartenance à un quartile).

Cette approche est intéressante, nous semble-t-il, notamment lorsque l'on compare l'effet associé au revenu d'activité à celui associé à l'ensemble des revenus personnels de la femme. En termes de revenus d'activité, toutes choses égales d'ailleurs, la probabilité de divorcer serait équivalente que la femme n'ait aucun revenu ou un revenu inférieur au dernier quartile, donc seules les femmes à hauts revenus d'activité auraient significativement une plus forte probabilité de divorcer. Ce résultat va dans le sens des hypothèses de « mal mariée », d'union insatisfaisante ou du coût de rupture évoquées au tableau 1. Mais lorsque l'on applique le même type de spécification à l'ensemble des revenus personnels de la femme, les résultats sont un peu différents. En effet, si l'on retrouve l'effet positif des hauts revenus, en revanche apparaît à l'opposé de la distribution (revenu personnel nul) un effet significativement négatif. Les femmes qui n'ont aucun revenu, donc les femmes qui se consacrent exclusivement aux tâches domestiques du foyer, ont *ceteris paribus* une moindre probabilité de divorcer. Si cet effet n'apparaît pas lorsque l'on ne retient que les revenus d'activité, c'est sans doute parce que, parmi les femmes sans revenu d'activité, certaines sont en fait des actives non satisfaites qui perçoivent des revenus de remplacement (elles se situent donc probablement dans les premiers quartiles de revenus personnels) : du point de vue du divorce, l'approche en termes de revenus personnels serait donc plus discriminante que celle en termes de revenu d'activité<sup>34</sup>.

### 3.4. L'analyse en termes de structure du revenu dans le couple

Après avoir analysé le montant absolu de revenus de la femme, venons-en à l'approche en termes de revenu relatif (part du revenu de la femme dans le revenu du couple). Qu'il s'agisse du ratio de revenu d'activité (bloc 7) ou du ratio de revenus personnels (bloc 8), dans les deux cas on observe une relation significativement positive avec la probabilité de divorcer, ce qui donne donc du crédit aux hypothèses de spécialisation et d'indépendance (*cf.* tableau 1). Les spécifications en classes (blocs 9 et 10) permettent d'affiner ce résultat. Du point de vue de la part des revenus d'activité de la femme, la relation positive s'explique par essentiellement un effet de spécialisation inversée selon le genre : lorsque la femme apporte plus des trois quart des revenus du couple, la probabilité de rupture est nettement plus élevée. Du point de vue de l'ensemble des revenus personnels, la relation positive s'explique essentiellement par la spécificité des femmes sans revenu, dont la probabilité de divorcer est, toutes choses égales d'ailleurs, nettement plus faible. Quant à l'hypothèse d'égalitarisme, à savoir l'hypothèse selon laquelle apporter autant l'un que l'autre au budget familial serait un facteur de stabilité maritale, elle n'est pas confirmée par nos estimations (non rapportées au tableau 6)<sup>35</sup>.

La seconde colonne (à droite) du tableau 6 complète l'analyse en étudiant cette fois-ci l'offre de travail marchand des femmes. Les résultats des trois premiers blocs montrent des résultats similaires : comparativement au fait que la femme ne travaille pas, le fait qu'elle travaille à temps partiel n'accroît pas sa probabilité de divorcer et le fait de travailler à temps plein, en revanche, accroît cette probabilité ; cette conclusion corrobore l'approche en termes de revenus. Le résultat présenté au bloc 4 ne mérite pas d'être commenté car l'indicatrice de données manquantes est associée à un coefficient significatif. En revanche, les résultats du dernier bloc illustrent le caractère assez tranché de la relation entre l'offre de travail du couple et la probabilité de désunion :

<sup>34</sup> Il est en revanche plus difficile d'avancer une interprétation pour expliquer la non-significativité de la modalité « 3<sup>ème</sup> quartile ».

<sup>35</sup> En retenant une spécification du ratio en quintiles (et non plus en quartiles), la modalité de quintile central (40% - 60%), qui représente l'idée d'un apport approximativement égal des deux conjoints, est associée à un coefficient non significativement différent de celui de la modalité de référence (le premier quintile).

- lorsque, comparativement au mari, la femme travaille un peu ou autant, voire un peu plus que ce dernier (ou même lorsque le couple ne travaille pas du tout), la probabilité de divorcer serait relativement indifférente à ce niveau relatif d'offre de travail,
- lorsque la femme ne travaille pas alors que son conjoint travaille, le risque de rupture est beaucoup plus faible et,
- à l'inverse, lorsque c'est la femme qui est de loin l'actif principal du couple (plus des trois quart de l'offre de travail du couple), la probabilité de désunion est nettement plus forte.

Cette analyse des revenus féminins comme déterminant du comportement de désunion mériterait cependant d'être prolongée dans deux directions. Premièrement, il serait intéressant de recourir au taux de salaire, qui est plus proche du concept de capacité à générer des ressources marchandes mis en avant par la théorie ; cela nécessite d'estimer un taux de salaire aux femmes sans emploi. Deuxièmement, comme nous utilisons une source longitudinale, il pourrait être également instructif de développer une spécification en termes de variation de revenus et ce, de manière à tester si des hausses ou des baisses soudaines de ressources peuvent jouer comme des déclencheurs de rupture ; de même, de telles instabilités de ressources pourraient être interprétées comme des manifestations de l'incertitude quant aux capacités de gains des conjoints.

Pour finir, nous faisons mention de deux variantes supplémentaires à notre spécification de référence.

### 3.5. Mariage *versus* union libre

La première variante a pour objet de tenter d'évaluer l'impact du mariage comparativement à celui de l'union libre. Jusqu'à présent, nous avons dû exclure les conjoints non-mariés car l'enquête ne renseigne pas sur la durée de vie commune de ces derniers. Pour les réintroduire dans l'analyse, nous avons donc estimé un modèle Logit semblable à celui que nous venons de commenter, mais qui, parmi les variables indépendantes, exclut la durée de mariage et l'âge au mariage, et ajoute, d'une part, l'âge de l'épouse (à la place de la durée de mariage) et, d'autre part, l'indicatrice « mariage *versus* union libre ». Les résultats sont présentés en annexe n° 2 (tableau A.2.1). Cette variante produit quelques résultats intéressants, même si globalement l'adjonction des couples non-mariés à l'échantillon ne modifie pas les principales relations soulignées *supra*. Tout d'abord, comme attendu, le mariage constitue très significativement un facteur de stabilité du couple, et l'âge de la femme est lié négativement à la probabilité de rupture (comme l'était la durée de mariage dans notre modèle de référence). Ensuite, on peut observer que dans cette variante la probabilité de rupture est liée positivement et significativement au fait de vivre en couple mixte du point de vue de la nationalité. Cela correspond mieux au résultat que nous attendions : les couples hétérogames de point de vue de la nationalité, proportionnellement deux fois plus nombreux parmi les couples non-mariés (2% *versus* 0,8% pour les mariés), sont plus fragiles, l'hétérogamie expliquant peut-être d'ailleurs le choix pour l'union libre : un appariement plus risqué n'incite pas à se marier car cela engage pour l'avenir.

### 3.6. Unions récentes *versus* unions plus anciennes

La seconde variante tente de s'affranchir du fait que, par construction, les durées de mariage élevées sont surreprésentées dans l'échantillon. Pour ce faire, nous répliquons notre modèle de référence en le limitant à une cohorte de mariages récents et donc moins sujet à cette surreprésentation (postérieurs à 1984) ; se faisant, nous modifions notre objet d'analyse, puisque nous ne nous intéressons qu'aux ruptures précoces. Les résultats sont présentés en annexe n° 2 (tableau A.2.2). Dans cette seconde variante, on observe quelques différences assez mineures comparativement aux résultats de notre modèle de référence, et un résultat majeur.

S'agissant d'une cohorte de mariages récents et donc d'une population en moyenne plus jeune que dans notre modèle de référence, il n'est pas vraiment étonnant que dans cette variante la relation en U inversé relative au niveau d'éducation de la femme ne soit plus observée et ce, dans la mesure où

dans une cohorte jeune les niveaux d'éducation sont plus homogènes (il y a beaucoup moins de femmes ayant un niveau d'éducation primaire). De même, on ne s'étonne pas de voir une non-significativité attachée aux coefficients associés aux indicatrices de présence de plus de deux enfants (les femmes étant jeunes, les cas de familles nombreuses sont très rares). Enfin, on relève, d'une part, que comme dans la variante précédente, le fait de vivre en couple hétérogame du point de vue de la nationalité accroît la probabilité de se séparer et, d'autre part, que le fait de vivre dans un ménage complexe n'est plus statistiquement significativement lié au risque de rupture (une différence de résultat plus difficile à interpréter).

Mais le résultat le plus important concerne les revenus d'activité de l'homme et de la femme : leur impact n'est plus statistiquement significatif, alors qu'il le demeure pour la cohorte de mariages de la décennie précédente « 1975-1984 » (cf. tableau A.2.3). Cela corroborerait donc l'idée avancée par Becker (1991) selon laquelle le divorce précoce serait lié à des facteurs plutôt psychologiques et que l'impact des revenus concernerait plutôt les divorces plus tardifs<sup>36</sup>.

#### 4. CONCLUSION

Partant d'une littérature théorique et empirique, essentiellement américaine, assez touffue et pour partie contradictoire quant au lien entre la probabilité, pour un couple, de se désunir et le niveau de revenu de la femme compte tenu de celui de l'homme, nous avons revisité cette relation en recourant à des données européennes. Nos travaux aboutissent à quelques conclusions que l'on peut résumer ainsi.

Tout d'abord, l'hypothèse beckerienne (souvent contestée) liant la pérennité du couple à la spécialisation des rôles au sein des couples serait, lorsque l'on mesure cette dernière via les revenus, plutôt confirmée dans la mesure où l'on observe bien une relation significativement positive entre le revenu de la femme et la probabilité de se désunir (à revenu masculin donné). Par ailleurs cette relation est renforcée lorsque l'on ne se limite pas aux seuls revenus d'activité de la femme, mais que l'on intègre les revenus de remplacement (essentiellement les indemnités de chômage), donc lorsque le revenu se rapproche plus d'un concept d'offre de travail que de celui de temps indisponible pour les activités domestiques. Cette relation est particulièrement mise en lumière lorsque l'on spécifie le revenu individuel total de la femme en classes, la différence des *odds ratios* associés entre les deux classes extrêmes (absence de revenu ; revenu supérieur au quatrième quartile) étant très marquée. Notre spécification en termes de revenus relatifs (revenu féminin en pourcentage du revenu du couple) aboutit à une conclusion similaire : il existe bien une relation positive et significative entre cette part et la probabilité de désunion. Lorsque l'on recourt à une spécification en classes, on s'aperçoit que cette relation positive tient principalement à la spécificité des femmes apportant la plus grande part des revenus d'activité du couple (plus des trois quarts dans notre spécification) dont la probabilité de se désunir est significativement plus élevée (résultat corroboré par l'analyse en termes de part du temps d'activité de la femme dans le temps d'activité total du couple). En revanche, lorsque l'on inclut les revenus de remplacement, on observe surtout la spécificité des femmes n'apportant aucun revenu et dont la probabilité de connaître la désunion est plus faible. Pourquoi les femmes pourvoyeuses de la plus grande part des revenus totaux du couple (et non pas des seuls revenus d'activité) n'ont pas statistiquement une probabilité plus élevée de désunion demeure une interrogation que des travaux futurs pourraient investir. Un autre champ d'investigation qu'il conviendrait d'aborder est la question de savoir si les relations que nous avons mis en lumière s'observent dans chacun des pays européens ; l'ampleur des coefficients associés aux indicatrices de pays, ainsi que les statistiques démographiques, nous faisant penser qu'il existe au sein de l'Europe une certaine hétérogénéité de comportement en matière de désunion. Reste à savoir si cette hétérogénéité impacte la relation entre la probabilité de désunion et les revenus relatifs des conjoints.

---

<sup>36</sup> "Personality conflict, sexual incompatibility, and similar traits should be less important sources of later than of earlier divorces; little additional information about these traits is acquired after a few years of marriage. On the other hand, some information, including information about other women and about earnings potential, is acquired more slowly and should be more important in later divorces. Indeed, another woman and/or financial conflict are frequently cited by women divorcing after ten years of marriage (...)" (Becker, 1991, page 328).

## REFERENCES

- ALLISON PAUL D. (1984), *Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data*, Ed. Sage, 87 p.
- BAUER DENISE (2007), « Entre maison, enfant(s) et travail : les diverses formes d'arrangement dans les couples », *Etudes et Résultats*, 570, 8 p.
- BECKER GARY S. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, 288 p.
- BECKER GARY S. (1991), *A Treatise on the Family, Enlarged Edition*, Harvard University Press, 424 p.
- BECKER GARY S., LANDES ELISABETH M., MICHAEL ROBERT T. (1977), "An Economic Analysis of Marital Instability", *Journal of Political Economy*, 85(6), pp. 1141-1187.
- BIANCHI SUZANNE, SUBAIYA LECKHA, KAHN JOAN (1999), "The Gender Gap in the Economic Well-Being of Non-resident Fathers and Custodial Mothers", *Demography*, 36(2), pp. 173-184.
- BLACKBURN MCKINLEY (2000) "Welfare Effects on the Marital Decisions of Never-Married Mothers", *Journal of Human Resources*, 35(1), pp. 116-142.
- BONNET CAROLE, SOLAZ ANNE, ALGAVA ELISABETH (2009), « La séparation conjugale affecte-t-elle l'activité professionnelle ? Une estimation basée sur les méthodes d'appariement », *Document de travail Ined*, 164, 43 p.
- BURGESS SIMON, PROPPER CAROL, AASSVE ARNSTEIN (2003), "The Role of Income in Marriage and Divorce Transitions among Young Americans", *Journal of Population Economics*, 16, pp. 455-475.
- DAMME (VAN) MAIKE, UUNK WILFRED (2009), "Female-supportive Policies and Women's Employment after Divorce", in HANS-JÜRGEN ANDRESS, HUMMELSHEIM DINA, *When Marriage Ends. Economics and Social Consequences of Partnership Dissolution*, Ed. Edward Elgar, pp. 233-262
- DORIAT-DUBAN MYRIAM, DUBOIS CECILE, JEANDIDIER BRUNO (2009), « Economie du droit du divorce », in DEFFAINS BRUNO, LANGLAIS ERIC (Dir.), *Analyse économique du droit. Principes, méthodes, résultats*, Ed. De Boeck, 404 p.
- FERMANIAN JEAN-DAVID, LAGARDE SYLVIE (1998), « Les horaires de travail dans le couple », *Economie et Statistique*, 321-322, pp. 89-97.
- FINNIE ROSS (1993), "Women, Men, and the Economic Consequences of Divorce: Evidence from Canadian Longitudinal Data", *Revue Canadienne de Sociologie et d'Anthropologie*, 30(2), pp. 205-241.
- CONZALEZ LIBERTAD, VIITANEN TARJA K. (2009), "The Effect of Divorce Laws on Divorce Rates in Europe", *European Economic Review*, 53(2), pp. 127-138.
- GRAY JEFFREY S. (1998), "Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women's Labor Supply", *American Economic Review*, 88(3), pp. 628-642.
- HANS-JÜRGEN ANDRESS, HUMMELSHEIM DINA (2009), *When Marriage Ends. Economics and Social Consequences of Partnership Dissolution*, Ed. Edward Elgar, 419 p.
- HÄRKÖNEN JUHO, DRONKERS JAAP (2006), "Stability and Change in the Educational Gradient of Divorce. A comparison of Seventeen Countries", *European Sociological Review*, 22(5), pp. 501-517.
- HECKERT ALEX D., NOWAK THOMAS C., SNYDER KAY A. (1998), "The Impact of Husbands' and Wives' Relative Earning on Marital Disruption", *Journal of Marriage and the Family*, 60(3), pp. 690-703.
- HIEDEMANN BRIDGET, SUHOMLINOVA OLGA, O'RAND ANGELA (1998), "Economic Independence, Economic Status, and Empty Nest in Midlife Marital Disruption", *Journal of Marriage and the Family*, 60(1), pp. 219-231.
- HOFFMAN SAUL D., DUNCAN GREG J. (1997), "The Effect of Incomes, Wages and AFDC Benefits on Marital Disruption", *Journal of Human Resources*, 30, pp. 19-41.

- HUTCHENS ROBERT M. (1979), "Welfare, Remarriage, and Marital Search", *American Economic Review*, 69(3), pp. 369-79.
- JALOVAARA MARIKA (2003), "The Joint Effects of Marriage Partners' Socioeconomic Positions on the Risk of Divorce", *Demography*, 40(1), pp. 67-81.
- JARVIS SARAH, JENKINS STEPHEN P. (1999), "Marital Splits and Income Changes: Evidence from the British Household Panel Survey", *Population Studies*, 53, pp. 237-254.
- JEANDIDIER BRUNO, BOURREAU-DUBOIS CÉCILE (2005), « Les conséquences microéconomiques de la désunion ». In JOËL MARIE-EVE, WITTEWITZER JEROME, *Economie du vieillissement. Age et protection sociale*, Ed. L'Harmattan, tome 2, pp. 335-351.
- JOHNSON WILLIAM R., SKINNER JONATHAN (1986), "Labor Supply and Marital Separation", *American Economic Review*, 76(3), pp. 455-469.
- KALMIJN MATTHIJS, GRAAF (DE) PAUL M., POORTMAN ANNE-RIGT (2004), "Interactions Between Cultural and Economic Determinants of Divorce in The Netherlands", *Journal of Marriage and the Family*, 66, pp. 75-89.
- KUEPIE MATHIAS, BODSON LUCILE (2009), « Effet des dynamiques professionnelles des conjoints sur la dynamique matrimoniale au Luxembourg », *mimeo non publié du CEPS*, Differdange, 18 p.
- LAÏB NADINE (2007), « Les inégalités de niveau de vie des femmes en couple », *Etudes et Résultats*, 560, 8 p.
- LAMBERT ANNE (2009), « Des causes aux conséquences du divorce : histoire critique d'un champ d'analyse et principales orientations de recherche en France », *Population*, 64(1), pp. 155-182.
- LUI GUIPING, VIKAT ANDRES (2007), "Does Divorce Risk in Sweden depend on Spouse's Relative Income? A study of Marriages from 1981 to 1998", *Canadian Studies in Population*, 34(2), pp. 217-240.
- MONTALTO CATHERINE P., GERNER JENNIFER L. (1998), "The Effect of Expected Changes in Marital Status on Labor Supply Decisions of Women and Men", *Journal of Divorce and Remarriage*, 28(3-4), pp. 25-51.
- NOCK STEVEN L., BRINIG MARGARET F. (2002), "Weak Men and Disorderly Women: Divorce and the Division of Labor", in DNES ANTONY W., ROWTHORN R., *The law and Economics of Marriage and Divorce*, Cambridge University Press, pp. 171-190.
- ONO HIROMI (1998), "Husbands' and Wives' Resources and Marital Dissolution", *Journal of Marriage and the Family*, 66(3), pp. 674-689.
- PARKMAN ALLEN M. (1998), "Why Are Married Women Working So Hard?", *International Review of Law and Economics*, 18(1), pp. 41-49.
- PENEY SANDRINE (2004), *Événements et analyse économique des comportements individuels. Illustrations par l'usage de la notion d'événement dans les modèles reliant divorce et offre de travail*, Thèse de doctorat de Sciences économiques, Université Nancy 2, 354 p.
- POORTMAN ANNE-RIGT (2005), "Women's Work and Divorce: A Matter of Anticipation? A Research Note", *European Sociological Review*, 21(3), pp.301-309.
- PRIOX FRANCE (2006), « Vivre en couple, se marier, se séparer : contrastes européens », *Population et Sociétés*, 422, 4 p.
- ROGERS STACY J. (1999), "Wives' Income and Marital Quality: Are There Reciprocal Effects?", *Journal of Marriage and the Family*, 61(1), pp. 123-132.
- ROGERS STACY J. (2004), "Dollars, Dependency, and Divorce: Four Perspectives on the Role of Wives' Income", *Journal of Marriage and the Family*, 66, pp. 59-74.
- SAYER LIANA C., BIANCHI SUZANNE M. (2000), "Women's Economic Independence and Probability of Divorce: A Review and Reexamination", *Journal of Family Issues*, 21, pp. 906-943.



SCHOEN ROBERT, ASTONE NAN MARIE, ROTHERT KENDRA, STANDISH NICOLA J., KIM YOUNG J. (2002), "Women's Employment, Marital Happiness, and Divorce", *Social Forces*, 8(2), pp. 643-662.

STEVENSON BETSEY, WOLFERS JUSTIN (2007), "Marriage and Divorce: Changes and their Driving Forces", *Journal of Economics Perspectives*, 21(2), pp. 27-52.

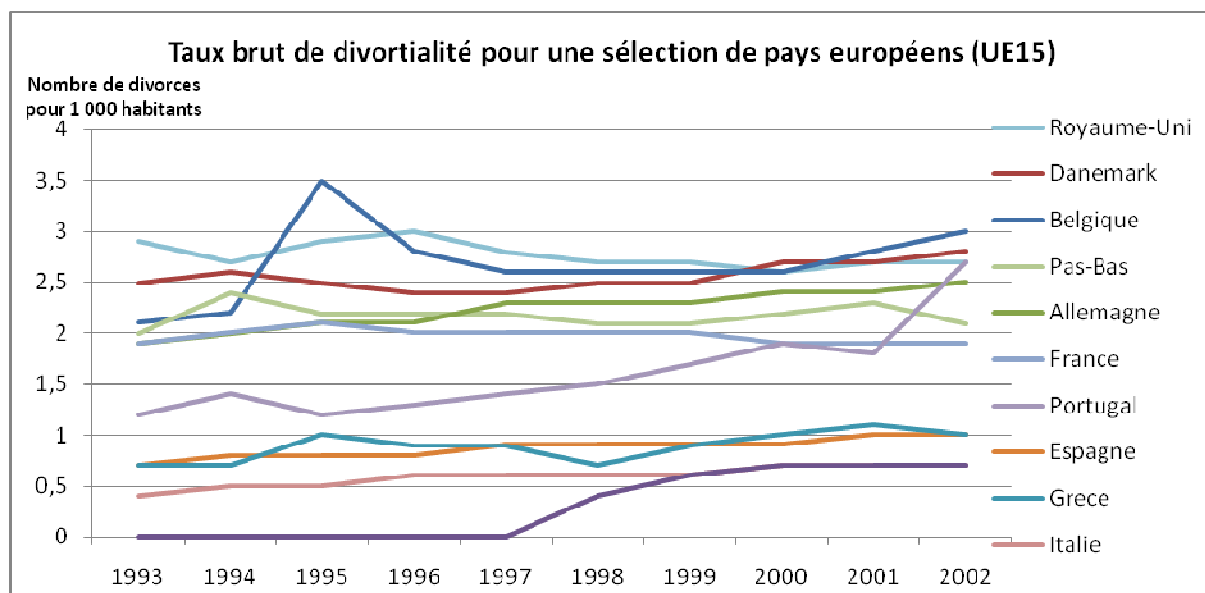
UUNK WILFRED (2003), "Welfare State Regimes and the Economic Consequences of Separation – Evidence from the European Household Panel Survey, 1994-1998", *EPAG Working Paper*, n° 2003-40, University of Essex, 22 p.

WEISS YORAM, WILLIS ROBERT J. (1997), "Match Quality, New Information and Marital Dissolution", *Journal of Labor Economics*, 15(1), pp. S293-S329.

VANDERSCHULDEN MELANIE (2006), « Les ruptures d'unions : plus fréquentes, mais plus précoces », *Insee Premières*, 1107, 4 p.

ZELDER MARTIN (1993), "Inefficient Dissolution as a Consequence of Public Goods: the Case of Non-Fault Divorce", *Journal of Legal Studies*, 22, pp. 503-520.

**ANNEXE 1 : INDICATEURS AGREGES DES ONZE PAYS ETUDIES**



ANNEXE 2 : RESULTATS COMPLEMENTAIRES

**Tab. A.2.1 : Facteurs explicatifs de la probabilité de désunion (couples mariés ou en union libre)**

*Ne sont indiqués que les odds ratios correspondant à des coefficients de régression significatifs au seuil de 5%*

	Odds Ratio	Significativité
Couple marié	0,47	***
Age de la femme	0,94	***
Age homme – âge femme [0 ; 3] (réf.)	-	-
Age homme – âge femme > 3 ans		ns
Age homme – âge femme [-1 ; -3]	1,20	*
Age homme – âge femme < -3 ans	2,26	***
Niveau d'éducation primaire de la femme (réf.)	-	-
Niveau d'éducation secondaire de la femme		ns
Niveau d'éducation supérieure de la femme		ns
Niveau d'éducation de l'homme supérieur à celui de la femme		ns
Niveau d'éducation de l'homme égal à celui de la femme		ns
Niveau d'éducation de la femme ou de l'homme non déclaré		ns
Couple de nationaux (réf.)	-	-
Couple de nationalités de l'Union Européenne (hors nationaux)		ns
Couple de nationalités hors Union Européenne	0,51	**
Couple de nationalités mixtes	1,63	**
Nationalité(s) non déclarée(s)		ns
Dégradation de l'état de santé déclaré de la femme	0,68	***
Dégradation de l'état de santé déclaré de l'homme	0,69	***
Couple vivant dans un ménage avec une autre famille		ns
Cohabitation en ménage complexe non déclarée		ns
Couple sans enfant (réf.)	-	-
Couple avec un enfant en bas âge	0,55	***
Couple avec un enfant plus âgé	1,20	*
Couple avec deux enfants, dont au moins un en bas âge	0,70	***
Couple avec deux enfants, dont aucun en bas âge		ns
Couple avec trois enfants ou plus, dont au moins un en bas âge		ns
Couple avec trois enfants ou plus, dont aucun en bas âge	1,25	*
Propriétaire du logement	0,64	***
Indicateur de bien-être en général (femme + homme)	0,97	***
France (réf.)	-	-
Danemark	1,79	***
Pays-Bas		ns
Belgique	1,30	*
Irlande	0,63	**
Italie	0,51	***
Grèce	0,23	***
Espagne	0,61	***
Portugal	0,62	***
Allemagne	1,48	***
Royaume-Uni	2,33	***
Revenu d'activité de l'homme (normalisé à la médiane nationale)	0,99	***
Revenu d'activité de la femme (normalisé à la médiane nationale)	1,01	*
Constante		*
<i>R<sup>2</sup> de Nagelkerke</i>		10%

Source : ECHP 1994-2009. Effectifs : 124.705 couples-années.

Champ : Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande.

Couples (mariés ou en union libre) dont la femme est âgée au plus de 52 ans en 1994.

\* : significatif au seuil de 5% ; \*\* : significatif au seuil de 1% ; \*\*\* : significatif au seuil de 0,1%.

**Tab. A.2.2 : Facteurs explicatifs de la probabilité de désunion (couples mariés après 1984)**

*Ne sont indiqués que les odds ratios correspondant à des coefficients de régression significatifs au seuil de 5%*

	Odds Ratio	Significativité
Durée de mariage : 1 an (réf.)	-	-
2 ans		ns
3 ans	2,30	*
4 ans	2,43	*
5 ans	2,87	**
6 ans	2,07	*
7 ans	2,26	*
> 7 ans		ns
Age de la femme au mariage	0,95	***
Age homme – âge femme [0 ; 3] (réf.)	-	-
Age homme – âge femme > 3 ans		ns
Age homme – âge femme [-1 ; -3]		ns
Age homme – âge femme < -3 ans	2,26	***
Niveau d'éducation primaire de la femme (réf.)	-	-
Niveau d'éducation secondaire de la femme		ns
Niveau d'éducation supérieure de la femme		ns
Niveau d'éducation de l'homme supérieur à celui de la femme		ns
Niveau d'éducation de l'homme égal à celui de la femme		ns
Niveau d'éducation de la femme ou de l'homme non déclaré		ns
Couple de nationaux (réf.)	-	-
Couple de nationalités de l'Union Européenne (hors nationaux)		ns
Couple de nationalités hors Union Européenne	0,53	*
Couple de nationalités mixtes	1,72	*
Nationalité(s) non déclarée(s)		ns
Dégradation de l'état de santé déclaré de la femme	0,75	***
Dégradation de l'état de santé déclaré de l'homme	0,79	**
Couple vivant dans un ménage avec une autre famille		ns
Cohabitation en ménage complexe non déclarée		ns
Couple sans enfant (réf.)	-	-
Couple avec un enfant en bas âge	0,55	***
Couple avec un enfant plus âgé	1,52	*
Couple avec deux enfants, dont au moins un en bas âge	0,73	*
Couple avec deux enfants, dont aucun en bas âge	1,44	*
Couple avec trois enfants ou plus, dont au moins un en bas âge		ns
Couple avec trois enfants ou plus, dont aucun en bas âge		ns
Propriétaire du logement	0,58	***
Indicateur de bien-être en général (femme + homme)	0,97	**
France (réf.)	-	-
Danemark	2,18	***
Pays-Bas	1,49	*
Belgique		ns
Irlande	0,28	***
Italie	0,42	***
Grèce	0,20	***
Espagne	0,42	***
Portugal	0,41	***
Allemagne	1,62	**
Royaume-Uni	2,88	***
Revenu d'activité de l'homme (normalisé à la médiane nationale)		ns
Revenu d'activité de la femme (normalisé à la médiane nationale)		ns
Constante		***
R <sup>2</sup> de Nagelkerke		8%

Source : ECHP 1994-2009. Effectifs : 35.309 couples-années.

Champ : Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande.

Couples mariés après 1984 et dont la femme est âgée au plus de 52 ans en 1994.

\* : significatif au seuil de 5% ; \*\* : significatif au seuil de 1% ; \*\*\* : significatif au seuil de 0,1%.

**Tab. A.2.3 : Facteurs explicatifs de la probabilité de désunion (couples mariés entre 1976 et 1984)**

*Ne sont indiqués que les odds ratios correspondant à des coefficients de régression significatifs au seuil de 5%*

	Odds Ratio	Significativité
Durée de mariage : 11 ans (réf.)	-	-
12 ans		ns
13 ans	3,65	**
14 ans	2,86	*
15 ans	3,65	**
16 ans	2,81	*
17 ans	2,61	*
18 ans	2,64	*
> 18 ans		ns
Age de la femme au mariage	0,95	**
Age homme – âge femme [0 ; 3] (réf.)	-	-
Age homme – âge femme > 3 ans		ns
Age homme – âge femme [-1 ; -3]	1,61	**
Age homme – âge femme < -3 ans	1,92	*
Niveau d'éducation primaire de la femme (réf.)	-	-
Niveau d'éducation secondaire de la femme	1,32	*
Niveau d'éducation supérieure de la femme		ns
Niveau d'éducation de l'homme supérieur à celui de la femme		ns
Niveau d'éducation de l'homme égal à celui de la femme		ns
Niveau d'éducation de la femme ou de l'homme non déclaré		ns
Couple de nationaux (réf.)	-	-
Couple de nationalités de l'Union Européenne (hors nationaux)		ns
Couple de nationalités hors Union Européenne		ns
Couple de nationalités mixtes		ns
Dégradation de l'état de santé déclaré de la femme	0,67	***
Dégradation de l'état de santé déclaré de l'homme	0,73	***
Couple vivant dans un ménage avec une autre famille	1,33	*
Cohabitation en ménage complexe non déclarée		ns
Couple sans enfant (réf.)	-	-
Couple avec un enfant en bas âge		ns
Couple avec un enfant plus âgé		ns
Couple avec deux enfants, dont au moins un en bas âge		ns
Couple avec deux enfants, dont aucun en bas âge		ns
Couple avec trois enfants ou plus, dont au moins un en bas âge		ns
Couple avec trois enfants ou plus, dont aucun en bas âge		ns
Propriétaire du logement	0,66	***
Indicateur de bien-être en général (femme + homme)	0,97	***
France (réf.)	-	-
Danemark		ns
Pays-Bas		ns
Belgique		ns
Irlande		ns
Italie	0,42	***
Grèce	0,18	***
Espagne	0,64	*
Portugal	0,54	**
Allemagne		ns
Royaume-Uni	2,85	***
Revenu d'activité de l'homme (normalisé à la médiane nationale)	1,02	***
Revenu d'activité de la femme (normalisé à la médiane nationale)	0,98	**
Constante		***
R <sup>2</sup> de Nagelkerke		5%

Source : ECHP 1994-2009. Effectifs : 45.657 couples-années.

Champ : Union Européenne à 15 moins le Luxembourg, l'Autriche, la Suède et la Finlande.

Couples mariés après entre 1976 et 1984 et dont la femme est âgée au plus de 52 ans en 1994.

\* : significatif au seuil de 5% ; \*\* : significatif au seuil de 1% ; \*\*\* : significatif au seuil de 0,1%.