

164

2009

DOCUMENTS DE TRAVAIL

La séparation conjugale affecte-t-elle l'activité professionnelle ?

Une estimation basée sur les méthodes
d'appariement

Carole Bonnet
Anne Solaz
Elisabeth Algava



La séparation conjugale affecte-t-elle l'activité professionnelle ?

Une estimation basée sur les méthodes d'appariement

Carole Bonnet¹ (INED), Anne Solaz² (INED), Elisabeth Algava³ (DARES)

Résumé

En France comme dans de nombreux pays, les séparations conjugales ont fortement augmenté ces dernières décennies. Si le phénomène a donné lieu à une littérature étrangère fournie, les travaux sur les conséquences économiques de la séparation restent encore rares en France, sans doute par manque de données adéquates. Cet article étudie l'offre de travail des hommes et des femmes les deux années qui suivent la première séparation. Afin de disposer d'un échantillon de taille suffisante, deux enquêtes rétrospectives (Jeunes et Carrières 1997 et Familles et Employeurs 2005), au calendrier professionnel semblable, sont regroupées. On utilise des méthodes d'appariement et une approche en différence de différence, afin de tenir compte des caractéristiques observées et inobservées des individus séparés. On met en évidence un risque accru et significatif de chômage après la séparation pour les hommes séparés relativement à leurs « jumeaux » en couple et un retour important sur le marché du travail des femmes qui étaient inactives avant la séparation. Cette reprise est fortement influencée par le nombre et l'âge des enfants au moment de la rupture d'union, de manière plus marquée que pour celles en couple. Des contraintes à la fois financières et budgétaires semblent donc affecter le taux d'activité féminin après rupture.

Mots clé : estimateurs par appariement, score de propension, séparation, divorce, offre de travail, emploi

Abstract

Like in most developed countries, separation and divorces have been increasing for decades in France. Research carried out so far focuses on the economic consequences of marital dissolution and investigates the changes in wages and living standards. Less studies looked at the dynamic of labour supply after divorce in France. This article looks at the labour supply of men and women the two years following the separation. To get a large enough sample size, we pooled two French retrospective surveys with similar features. Using matching methods and a difference-in-difference approach, we estimate that men who get divorced experience an higher risk of unemployment and that a high proportion of women who were out of the labour force before the separation enter the labour market. However this probability to enter the labour force after the separation is negatively correlated to the number and age of children. Financial constraints are likely to play a bigger role on the participation into the labour market for separated women than for those who are still in partnership.

Keywords: matching method, propensity score, marital dissolution, divorce, labour supply, employment

¹ carole.bonnet@ined.fr. Ined, 133 bd Davout, 7580 Paris Cedex 20

² solaz@ined.fr. Ined, 133 bd Davout, 7580 Paris Cedex 20

³ elisabeth.algava@dares.travail.gouv.fr.

Nous remercions Laurent Gobillon, Herbert Smith, Laurent Toulemon, Valérie Ulrich et François-Charles Wolff ainsi que les participants du séminaire « Emploi et travail » (Dares-CEE) pour leurs remarques et commentaires. Nous restons cependant seules responsables des erreurs qui pourraient subsister.

Introduction

La forte croissance des ruptures d'union (hors veuvage) est une des modifications des comportements sociodémographiques les plus importantes dans de nombreux pays depuis une trentaine d'années. Ce phénomène a donné lieu à une littérature étrangère fournie sur les conséquences économiques du divorce, centrée sur la variation de niveau de vie des hommes et des femmes suite à la séparation, montrant que l'effet du divorce est fortement sexué. En France, l'indice conjoncturel des divorces pour 100 mariages a augmenté de 10 à 38 entre 1975 et 2000, auquel il faut ajouter les séparations d'unions non mariées, forme d'union de plus en plus fréquente. Si la France n'échappe donc pas au phénomène général de montée du divorce, les travaux sur les conséquences économiques de cet événement sont encore rares.

Pourtant, les éléments disponibles sur la France, issus de travaux en comparaison européenne, mettent en évidence que la baisse du revenu des femmes divorcées après la séparation serait une des plus élevées en France, juste derrière le Royaume Uni (Uunk, 2004). Le revenu médian des femmes décroîtrait ainsi de 32 % (de 36 % au Royaume Uni) l'année qui suit le divorce. Si ces résultats sont certainement à considérer avec prudence en raison de la taille des échantillons assez restreinte dans chaque pays⁴, il souligne le peu de travaux sur ce thème.

Par ailleurs, des travaux récents (van Damme et alii, 2009, Covizzi, 2008) soulignent que la littérature s'est en général davantage intéressée à l'impact des ruptures d'union sur la variation de niveau de vie et moins souvent à l'impact sur l'offre de travail, les deux étant bien évidemment liées. La participation au marché du travail assure en effet en général une des sources de revenu les plus importantes, pouvant ainsi limiter la baisse de ressources liée à la perte de revenu du conjoint, ainsi que le versement de transferts publics.

L'intérêt pour les modifications de trajectoires professionnelles suite à une rupture d'union, en particulier dans le cadre d'une comparaison entre hommes et femmes, nous semble en outre renforcé pour deux raisons. La première tient aux choix professionnels qui ont pu être faits durant la vie en couple et à un éventuel éloignement d'un des conjoints du marché du travail. La vie en couple implique en effet souvent une spécialisation croissante au cours du cycle de vie en donnant une préférence à une des carrières des conjoints quand les contraintes familiales se font plus fortes. Si une telle spécialisation peut trouver une justification économique au moins théoriquement, la fin du contrat entre conjoints que marque le divorce pose le problème du retour éventuel sur le marché du travail du conjoint spécialisé dans la sphère domestique partiellement ou totalement. En raison de la répartition inégalitaire des rôles entre conjoints, les retraits partiels ou complets du marché du travail restent encore majoritairement féminins. Les femmes divorcées pourraient alors être doublement pénalisées. D'une part, elles connaissent, comme les autres femmes, plus de difficultés en raison des éventuels arrêts (congé de maternité, congé parental, passage à temps partiel) durant la vie en couple. Elles ont d'autre part plus souvent et/ou plus longtemps hebdomadairement la garde des enfants après la séparation, particulièrement quand ils sont jeunes, ce qui peut accroître leurs difficultés relativement aux autres mères en couple.

La deuxième raison s'inscrit dans le prolongement de la précédente et tient à l'effet persistant des transitions professionnelles sur le reste du cycle de vie. Des choix effectués à un moment donné ont un effet sur la suite de la carrière et *in fine* sur les droits à la retraite. Les éventuels impacts des enfants sur la carrière professionnelle sont ainsi partiellement pris en compte dans le calcul de la pension de retraite, par l'octroi de droits familiaux (COR, 2008).

⁴ Ainsi, dans le panel européen des ménages (ECHP), source utilisée pour étudier ces phénomènes, pour la France, seules 60 femmes mariées ont divorcé sur la période couverte par l'enquête.

Cela vient ainsi en particulier compenser des inégalités entre hommes et femmes. La manière dont les ruptures d'union modifient la trajectoire professionnelle pourrait aussi être envisagée du point de vue des répercussions en termes de retraite et des éventuelles disparités entre hommes et femmes. Mais encore faut-il disposer d'éléments sur les changements induits par les séparations.

Cet article a ainsi pour objectif d'étudier la dynamique de l'offre de travail des individus qui connaissent une séparation en apportant des éléments de réponse aux questions suivantes, pour lesquelles on ne dispose que de très peu d'informations en France. La trajectoire professionnelle est-elle modifiée suite à une séparation ? Si elle l'est, quels sont les changements observés ? Poser cette question conduit inévitablement à s'interroger sur les caractéristiques des individus qui se séparent. En effet, il est probable que les individus qui connaissent une rupture d'union soient différents de ceux qui restent en couple. Ces différences pourraient avoir un effet sur l'estimation de l'impact de la séparation. Une manière de résoudre ce problème est d'avoir recours à des méthodes d'appariement. Originellement développées dans le domaine de l'évaluation de programmes en santé ou de politiques publiques, elles sont de plus en plus utilisées en démographie (Aassve *et al.*, 2007). Enfin, pour s'assurer une taille d'échantillon suffisante, limite récurrente de nombreux travaux sur l'impact des ruptures d'union, nous avons regroupé deux enquêtes rétrospectives au calendrier similaire. Cela nous permet en particulier d'étudier les transitions entre différents statuts sur le marché du travail de manière plus détaillée que dans la plupart des travaux.

Cet article s'organise de la manière suivante. La section 1 présente les travaux antérieurs existant sur le thème, en particulier dans la littérature étrangère. Puis suit la présentation des différentes bases de données utilisées. La section 3 est consacrée à une présentation d'éléments de contexte sur les séparations en France. La section suivante présente la méthode utilisée : les techniques d'appariement, en particulier celles basées sur le score de propension. Enfin, sont présentés les résultats sur l'offre de travail après séparation des hommes et des femmes et en particulier des femmes inactives avant la séparation.

I. Littérature et travaux antérieurs

1. Des travaux ponctuels sur données françaises

Peu de travaux en France portent sur les conséquences économiques de la séparation, hormis ceux de Villeneuve-Gokalp (1994). Elle montrait alors à partir de données de 1985 « qu'une femme sur cinq était contrainte de chercher un emploi soit parce qu'elle n'avait pas d'activité professionnelle avant la rupture (12%), soit parce qu'elle a du (ou voulu) changer d'emploi (8%) ». La recherche d'emploi s'avère aussi plus difficile pour les femmes que pour les hommes séparés. Dans des travaux de l'INSEE (1994), il est ainsi indiqué que si la grande majorité des mères (70%) ayant connu une rupture d'union (sans distinction du veuvage et de la séparation) ne connaissait pas de changement professionnel, la transition la plus courante (43% des cas) restait la reprise d'un emploi. Des études plus récentes, mais non centrées sur notre thématique, permettent aussi d'apprécier indirectement l'impact des ruptures d'union.

On trouve tout d'abord les travaux sur le niveau de vie des familles monoparentales même si la situation de ces familles ne recouvrent que partiellement celle des séparés. Les familles monoparentales sont issues pour les 3/4 de couples séparés (Algava, 2003) mais toutes les

personnes ayant connu une rupture ne sont pas forcément des familles monoparentales⁵. Il ressort néanmoins que le risque de pauvreté monétaire de ces familles reste deux fois plus élevé que celui de l'ensemble des ménages (Algava *et al.* 2005) en moyenne. Cette situation recouvre cependant des disparités importantes. Ces travaux mettent aussi en évidence que le niveau de vie des familles monoparentales (et, de manière plus générale, des individus après séparation) dépend de plusieurs éléments et en particulier du type de ressources : les transferts publics (API), les transferts privés (pension alimentaire et prestation compensatoire), et les revenus du travail. Ces derniers constituent l'essentiel des ressources des familles monoparentales. Travailler préserve en effet en général du risque de pauvreté. La question de la position sur le marché du travail après séparation et des éventuelles modifications de la trajectoire professionnelle est donc primordiale.

Enfin, des travaux se sont intéressés aux réponses à des questions subjectives sur la situation financière suite à la séparation. Ainsi, Algava *et al.*(2007), indiquent que les femmes associent nettement plus souvent la rupture à une dégradation de leur situation économique (15%) que les hommes (10%), alors même que ces derniers sont plus enclins à trouver leur situation dégradée en général⁶. Ce résultat subjectif rejoint ainsi les résultats objectifs mentionnés ci-dessus.

2. Des travaux étrangers centrés sur la variation du niveau de vie et les modifications de l'offre de travail suite à la séparation

Les travaux étrangers se sont intéressés à deux types d'indicateurs (cf. en particulier la revue de littérature de Jeandidier et Bourreau-Dubois, 2005), ceux mesurant directement le bien-être économique (telle la variation du niveau de vie après séparation) et ceux davantage centrés sur les comportements économiques (comme les modifications de l'offre de travail par exemple), les deux étant bien entendu liés.

Ainsi, Hoffman (1977), Duncan et Hoffman (1985), Burkhauser *et al.* (1991), Smock (1993) sur données américaines, Poortman (2000) sur données hollandaises, Jarvis et Jenkins (1999) sur données anglaises, Finnie (1993) sur données canadiennes ou encore Uunk (2004) et Andress *et al.* (2006) en comparaison européenne mettent en évidence une dégradation du niveau de vie pour les femmes suite à la séparation. Uunk (2004) soulignent en particulier leur dépendance plus grande vis à vis des transferts publics, liée à leur moindre investissement en capital humain pendant la vie en couple relativement aux hommes, et à leurs charges familiales après (les enfants sont en moyenne plus souvent et plus durablement gardés par les mères)⁷, pouvant conduire à une moindre participation au marché du travail. L'effet de la séparation sur le niveau de vie pour les hommes est plutôt inverse. Il connaîtrait davantage une hausse suite à la rupture d'union, même si l'ampleur de cette dernière varie assez fortement selon les études.

Les résultats sont moins convergents quant à l'effet du divorce sur l'offre de travail. Résumés dans le tableau 1, on constate que les effets diffèrent selon les pays. Le taux d'emploi des femmes après la séparation a tendance à augmenter aux Etats-Unis et globalement en Europe, à l'exception du Royaume-Uni, de la Grèce et de la Finlande. Il serait stable au Canada sur des données récentes (Mueller, 2005), alors que sur des données plus

⁵ soit parce qu'elles n'ont pas d'enfant au moment de la séparation, soit parce que l'autre conjoint en a obtenu la garde, soit enfin parce que la personne s'est remis en couple depuis.

⁶ Source : Enquête Histoire de Vie.

⁷ Seul Uunk (2004) étudie exclusivement les divorces, les autres travaux portent sur les ruptures d'union mariée ou cohabitante.

anciennes, le taux d'emploi des femmes augmentait suite à la séparation⁸ (Finnie, 1993). Il est important de noter qu'une part non négligeable de ces résultats, en particulier ceux obtenus sur des données européennes, ne sont pas significatifs en raison d'une taille d'échantillon insuffisante (nous avons effectué des tests de significativité des proportions à partir des taux et des effectifs, cf. note a, tableau 1).

L'offre de travail des hommes après séparation a fait l'objet de moins d'attention. Elle apparaît globalement moins affectée par la séparation, l'emploi des hommes atteignant en général des niveaux élevés. La plupart des résultats concluent à une stagnation ou une légère baisse (à l'exception de Mueller, 2005, mais les faibles effectifs incitent là aussi à rester prudent dans l'interprétation des résultats).

Tableau 1 – Synthèse sur les modifications du taux d'emploi

| Articles Auteurs (année) | Période | Sexe | Taille | Données (Pays) | Labour Supply (taux d'activités) | | | | | | | Test de proportions ^a t-1 ≠ t+1 ? |
|--------------------------------------|-----------|----------|--------|-------------------|----------------------------------|------|------|------|------|------|------------------|---|
| | | | | | t-5 | t-2 | t-1 | t+1 | t+2 | t+3 | t+5 | |
| Johnson et Skinner (1986) | 1969-77 | F | 329 | PSID (USA) | 0,67 | 0,71 | 0,76 | 0,88 | 0,87 | 0,86 | | oui |
| Duncan et Hoffman (1985) | 1969-75 | F | 349 | PSID (USA) | | | 0,67 | 0,82 | | 0,85 | 0,85 | oui |
| Finnie (1993) | 1982-86 | H | 2150 | LAD (Canada) | 0,91 | 0,91 | 0,90 | 0,89 | 0,89 | 0,85 | | non |
| | | F | 2375 | | 0,68 | 0,68 | 0,69 | 0,74 | 0,75 | 0,73 | oui | |
| Jarvis et Jenkins (1999) | 1991-94 | H | 135 | BHPS (GB) | | | 0,74 | 0,68 | | | | non |
| | | F | 194 | | | | 0,59 | 0,51 | | | non | |
| Mueller (2005) | 1988-90 | H | 180 | LMAS (Canada) | | | 0,74 | 0,82 | | | | non |
| | | F | 195 | | | | 0,67 | 0,63 | | | non | |
| Jeandidier et Bourreau-Dubois (2005) | 1994-2001 | H | 1917 | ECHP (Europe) | | | 0,86 | 0,84 | | | | non ^b |
| | | F | | | | | 0,68 | 0,71 | | | non ^b | |
| van Damme Kalmijn et Uunk (2009) | 1994-2001 | F | 275 | ECHP (Europe) | | | | | | | | |
| | | F | 106 | Allemagne | | | 68,7 | 76,0 | | | | oui à 10% |
| | | F | 119 | Autriche | | | 73,5 | 75,5 | | | | non |
| | | F | 152 | Belgique | | | 56,3 | 64,7 | | | | non |
| | | F | 132 | Danemark | | | 64,5 | 76,3 | | | | oui |
| | | F | 123 | Espagne | | | 56,1 | 64,4 | | | | non |
| | | F | 158 | Finlande | | | 77,2 | 75,6 | | | | non |
| | | F | 304 | France | | | 54,4 | 63,3 | | | | non |
| | | F | 52 | Grande-Bretagne | | | 67,4 | 62,5 | | | | non |
| | | F | 46 | Grèce | | | 65,4 | 63,5 | | | | non |
| | | F | 105 | Irlande | | | 41,3 | 45,7 | | | | non |
| | | F | 177 | Italie | | | 61,9 | 73,3 | | | | oui à 10% |
| F | 99 | Pays-Bas | | | 53,1 | 65,0 | | | | oui | | |
| F | 99 | Portugal | | | 58,6 | 67,7 | | | | non | | |

Notes : LAD : Longitudinal Administrative Database, LMAS : Labour Market Activity Survey

^a: Le test d'égalité des taux d'activité entre (t-1) et (t+1) revient à tester la nullité de la différence de proportions entre ces deux « populations ». p_1 , p_2 et p étant respectivement les proportions dans les populations 1, 2 et totale, la valeur du test est :

$$\frac{|p_1 - p_2|}{\sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

La différence est significative si la valeur du test est supérieure à 1.96 au seuil de 5%, à 1.65 au seuil de 10%.

^b Dans cet article, l'effectif par sexe n'est pas disponible, mais même en prenant une hypothèse haute de 1200 hommes ou 1200 femmes, les proportions ne sont pas significativement différentes.

⁸ L'écart entre les résultats de Finnie (1993) et Mueller (200) pourrait aussi provenir de leur différente définition des taux d'activité.

D'autres travaux, plus récents, se sont intéressés spécifiquement à l'impact des ruptures d'union sur le chômage. Covizzi (2008) met en évidence à partir d'un panel Suisse (SHP 1999-2004) que les hommes séparés ont un risque accru de chômage, y compris quand on tient compte des problèmes de santé pouvant influencer à la fois sur le risque de divorce et de chômage. Ce risque existe aussi pour les femmes mais de manière moins prononcée. Kalminj (2005) à partir de données néerlandaises obtient le même résultat : un risque accru de chômage et de mobilité professionnelle descendante pour les hommes, qui reste significatif même en tenant compte des éventuels problèmes antérieurs au divorce tels que la précarité professionnelle, les problèmes de santé ou de relations sociales (appréhendé par l'existence de conflits avec les voisins et les collègues au début du mariage). L'auteur précise que l'on ne peut conclure à une absence de sélection des hommes qui se séparent mais que l'effet estimé de cette sélection s'avère plus faible que celui attendu.

3. Offre de travail et ruptures d'unions : quels liens ?

Dans les travaux sur les modifications de l'offre de travail suite à la séparation, trois problèmes sont abordés, dont il faudra tenir compte. Le premier tient à l'ordre des événements. D'une part, les individus peuvent anticiper le divorce, ce qui pourrait les conduire à modifier leur offre de travail avant la séparation. D'autre part, un changement de situation professionnelle non volontaire comme une entrée au chômage (Herpin, 1990, Solaz, 2000) ou volontaire comme une reprise d'activité pour les femmes peut avoir pour conséquence un plus fort risque de séparation, sans que cela soit anticipé. Ainsi, Johnson et Skinner (1986) mettent en évidence une hausse de la participation au marché du travail des femmes avant la rupture d'union (tableau 1). Il n'est cependant pas possible de savoir si ces transitions professionnelles tiennent à un effet d'anticipation de la rupture ou à une des conséquences de la nouvelle autonomie acquise par la reprise d'un emploi. Par ailleurs, cette hausse de l'activité féminine avant séparation ne se retrouve ni dans les travaux de Finnie (1993), ni dans ceux de Poortman (2005). La deuxième difficulté tient à l'horizon sur lequel étudier les conséquences de la rupture d'union. A-t-on des effets de court, moyen ou long terme ? L'impact du divorce est-il persistant ? Enfin, la dernière interrogation concerne les remises en couple, une partie importante des individus séparés se remettant en union (cf. ci-dessous). La remise en couple peut en effet être une des stratégies permettant d'éviter les conséquences négatives de la rupture (Dewilde et Uunk, 2008).

Un certain nombre de facteurs peuvent jouer un rôle sur les variations de la participation au marché du travail, et expliquer les différences entre pays. La séparation a trois principaux effets. Elle resserre la contrainte budgétaire. Les économies d'échelle liées au couple disparaissent, sauf si il y a tout de suite formation d'un nouveau couple avec partage du logement. L'incitation à se représenter sur le marché du travail peut alors être d'autant plus forte que l'individu disposait de ressources propres faibles avant la séparation. Cependant, l'existence de transferts publics, en particulier sous condition de ressources, et/ou de transferts privés (pensions alimentaires par exemple) peut diminuer l'incitation financière à rejoindre le marché du travail. Enfin, même si cette dernière existe, la présence d'enfants, en particulier en bas âge, peut être un frein à une reprise ou à une hausse de l'activité, en lien avec une offre de services de modes de garde plus ou moins adaptée.

La séparation a aussi pour conséquence une nouvelle organisation domestique et éventuellement parentale, et implique souvent un déménagement. L'arrêt brutal de la spécialisation conjugale peut avoir des effets discutables. Par exemple, il est possible que le conjoint qui conserve la garde des enfants ait des contraintes domestiques et parentales plus fortes. Il pourra être amené à diminuer son temps de travail pour y faire face. Dans le cas d'un

partage égal du temps une garde partagée par exemple, cela entraînera sans doute des besoins de réorganisation des horaires de travail en particulier pour les pères qui étaient peu investis dans les tâches parentales durant la vie de couple.

Enfin, en raison du stress qu'elle provoque, la séparation peut aussi impliquer une plus grande fréquence des problèmes de santé ou de dépression qui peuvent affecter les situations professionnelles. 6% des hommes séparés et 7% des femmes mentionnaient ce problème dans une question ouverte de l'enquête « Situations familiales (1985) » (Villeneuve-Gokalp, 1994).

Il apparaît donc difficile de déduire de manière théorique l'évolution des transitions sur le marché du travail (sortie, entrée, passage à temps partiel, ...) à partir de ces différentes transformations qu'impliquent le divorce. L'impact de la séparation est lié au poids respectif des contraintes financières et familiales. Cet article analyse de manière détaillée des transitions. Les inactives cherchent-elles un emploi suite à leur séparation ? Les actifs occupés connaissent-ils des sorties du marché du travail ? Observe-t-on des passages entre emploi stable et emploi précaire ou chômage ? On s'intéresse aussi aux formes et aux conditions dans lesquelles se réalise l'éventuelle reprise d'activité. Peut-on mettre en évidence des freins à cette reprise, tels que la présence d'enfants par exemple ?

II. Les données

Une des principales raisons à l'absence de travaux en France sur les transitions professionnelles après divorce ou séparation est sans doute le manque de données adéquates.

Des données de panel sont généralement les mieux adaptées pour étudier les trajectoires professionnelles individuelles. Cependant les trajectoires professionnelles post-divorce ont deux particularités. D'une part, en dépit de leur fréquence croissante, les divorces restent encore un événement rare quand on observe des individus d'une année sur l'autre. Avec un taux de séparation annuel qui reste de l'ordre de 1-2%, il faut observer un nombre important de couples durant une longue période pour disposer d'un échantillon suffisant. Les échantillons de couples séparés observés restent donc limités (tableau 1). Ainsi, dans la partie française du panel européen des ménages (ECHP), seuls 60 femmes ont connu un divorce (environ 150 une séparation ou un divorce) sur la période d'observation 1994-2001 (Uunk, 2004, Jeandidier et Bourreau-Dubois, 2005). Les auteurs soulignent aussi que les petites tailles d'échantillon conduisent à des résultats variables entre les différentes études.

D'autre part, le divorce modifie le ménage, sa composition par définition et souvent sa localisation, étant donné que la séparation implique quasi-systématiquement un déménagement d'au moins un des conjoints, voire des deux. Même si les consignes aux enquêteurs sont généralement de suivre les deux nouveaux ménages dans leurs éventuels nouveaux logements, les conjoints issus des couples séparés sont généralement plus difficiles à suivre et peut-être sans doute aussi à interroger. Cela crée à la fois une réduction de notre échantillon de séparés et un biais de sélection si cette perte n'est pas aléatoire (si par exemple les couples les plus contraints financièrement quittent plus souvent tous deux le domicile initial que les autres).

L'enquête emploi pourrait être de taille suffisante (surtout si plusieurs vagues sont utilisées comme l'a fait Piketty (2003) dans son article sur les performances scolaires des enfants de couples séparés) mais elle a l'inconvénient d'être basée sur un échantillon de logements et non de ménages. Or comme le divorce implique très souvent des déménagements, ne sont observés qu'une partie seulement des séparés, ceux dont l'un des conjoints conservent le

logement initial. Il y a donc un fort risque de non représentativité de cet échantillon. Comme ces choix de localisation (rester dans l'ancien logement ou partir ailleurs) sont souvent liés à des contraintes financières et donc de statut sur le marché du travail, utiliser une telle enquête serait source de biais pour notre sujet.

La solution que nous avons donc adoptée est d'utiliser les calendriers rétrospectifs d'enquêtes ponctuelles. Cela permet d'éviter ces biais même si on perd en précision car il n'est pas possible de disposer par exemple d'un historique des salaires ou de la situation exacte du conjoint. Par ailleurs, comme pour toutes données rétrospectives, des effets de mémoire peuvent exister.

Dans cet article, nous utilisons trois bases de données : l'*Enquête Histoire Familiale* de 1999 est utilisée pour dresser les grandes tendances. Pour étudier les trajectoires post-séparation, nous avons eu recours à deux enquêtes au calendrier rétrospectif familial et professionnel proche : *Jeunes et Carrières* (INSEE 1999) et *Familles et Employeurs* (INED 2004), que nous avons empilées.

- *Etude de l'histoire familiale* (1999) est une grande enquête réalisée par l'INED et l'INSEE, issue du recensement permettant de dresser les grands traits de la séparation en France. Elle ne dispose cependant que de données réduites pour décrire sur l'histoire professionnelle passée. 380 000 personnes de 18 ans et plus vivant en logement individuel ont répondu au questionnaire auto-administré en France métropolitaine : 145 000 hommes et 235 000 femmes. Le questionnaire porte essentiellement sur les parcours familiaux (enfants et unions), l'origine sociale et la transmission familiale des langues. Les résultats présentés dans la troisième partie portent en majorité sur les personnes qui ont connu au moins une séparation, quelle que soit sa date. L'échantillon est alors de 37774 femmes et 18956 hommes.

- *L'enquête Jeunes et Carrières*, réalisée en 1997 par l'INSEE, concerne un peu plus de 20 000 individus, âgés de 19 à 45 ans (environ 9000 ménages) et issus du tiers sortant de l'enquête Emploi de 1997. C'est une enquête rétrospective qui relate les itinéraires professionnels, familiaux et résidentiels des enquêtés grâce à des calendriers.

L'échantillon est composé de deux groupes dont le degré de précision des calendriers diffère :

- les « jeunes », qui ont moins de trente ans, nés entre 1968 et 1978 ou qui ont terminé les études depuis moins de sept ans, au nombre de 8 373.

- les « carrières », qui ont plus de trente ans, nés avant 1968, au nombre de 12 397.

Nous ne mobilisons ici que les données « carrières » sur les 30-45 ans, soit 12397 individus nés avant 1968, parmi lesquels 1385 femmes et 900 hommes ont connu une séparation de leur première union. Dans le cas de plusieurs séparations, seule la première est prise en compte.

- *L'enquête Familles et Employeurs* est une enquête réalisée par l'INED en 2004, qui porte sur le thème de la conciliation vie familiale et vie professionnelle tant du point de vue des travailleurs que de celui des employeurs. Nous n'utilisons ici que le volet ménages, soit 9745 personnes dont 1155 femmes et 853 hommes ont connu une séparation de leur première union.

Ces deux enquêtes rétrospectives abordent des thèmes différents mais ont la particularité de disposer d'un calendrier professionnel et familial quasi similaire. Dans chacune de ces enquêtes sont renseignées les unions et on connaît l'année de mise en couple et l'année de séparation. Une union est définie comme une vie de couple, en union libre ou mariée, avec partage du logement pendant au moins 6 mois. Nous considérons non seulement les divorces mais aussi les séparations de couples non mariés.

Du côté professionnel, l'individu renseigne chaque année depuis ses 18 ans sa ou ses situations professionnelles. Dans ces deux enquêtes, 7 statuts sont toujours distingués : les études, les périodes d'apprentissage ou de stage, le service militaire, les périodes d'emploi long (plus de 6 mois), les périodes de chômage long, les périodes d'inactivité et les périodes d'alternance (chômage court, emploi court,...etc). Chaque enquête est un peu plus détaillée sur sa thématique centrale. Ainsi, l'enquête Jeunes et Carrières distingue au sein des périodes d'études, les périodes de reprises d'études ou de formation et au sein des emplois longs, les changements d'employeurs. L'enquête Familles et employeurs permet de distinguer au sein de l'inactivité, les périodes de congé parental et au sein des emplois longs, les périodes de temps partiel.

L'originalité de notre approche est d'avoir regroupé ces deux échantillons. Si grouper ces données réduit la comparabilité aux situations professionnelles communes, c'est à dire aux sept mentionnées plus haut, elle permet de doubler notre échantillon de séparés obtenu à partir d'une seule des enquêtes et ainsi, de s'assurer de la robustesse de nos résultats. Par ailleurs, des études plus approfondies sur les sous-échantillons d'une seule enquête sont toujours possible pour affiner les analyses. Les deux enquêtes n'ont pas été réalisées exactement à la même période, mais étant donné que l'on s'intéresse ici à l'histoire conjugale et professionnelle passées, une grande partie des périodes d'observation des unions est commune (cf. diagramme de Lexis en annexe 1).

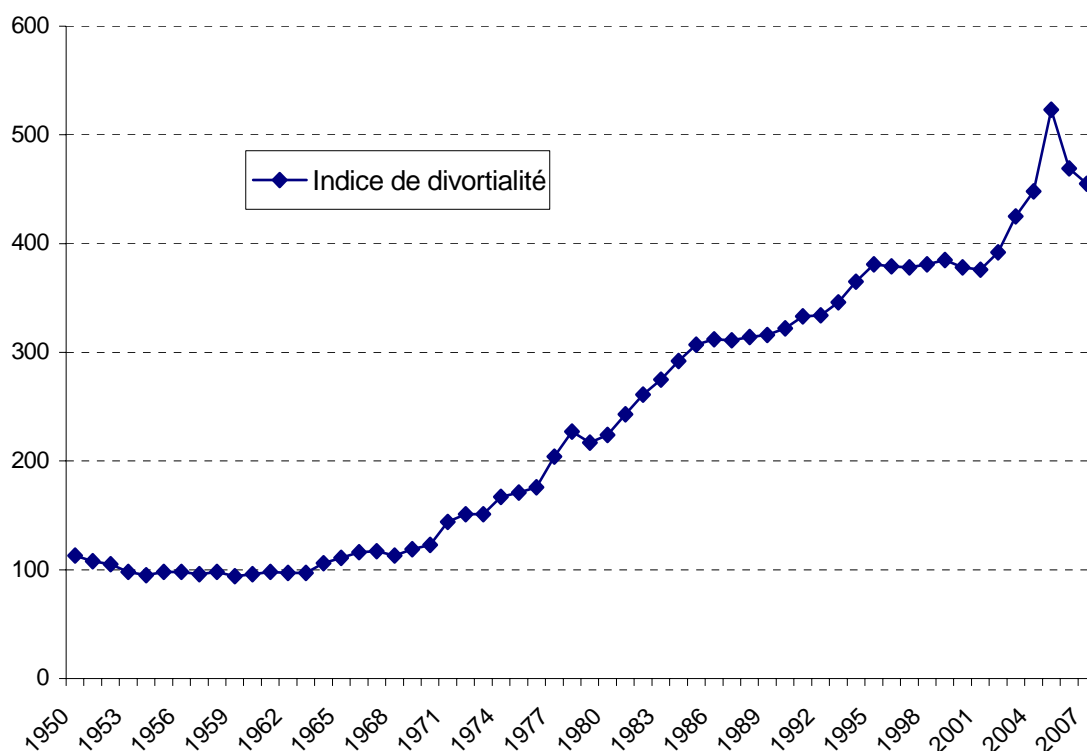
III. Éléments de contexte sur les séparations en France

1. Divorce et séparation

Le divorce a fortement augmenté en France comme dans la plupart des pays développés. Si l'indice conjoncturel de divortialité⁹ s'établissait à 10 % en 1975, il atteint aujourd'hui 46,9 % (en 2006 cf. figure 1). Il faut y ajouter les séparations de couples cohabitants. Nous analysons en effet les séparations quel que soit le type d'union (mariée ou cohabitante). Nous prenons pour les couples anciennement mariés leur date de séparation (à partir de la date d'arrêt de vie commune) plutôt que la date de divorce. En effet, la première est plus significative que la date de divorce, qui peut avoir lieu plusieurs années après la séparation, sans que le délai ne résulte nécessairement du comportement des conjoints. Il peut par exemple dépendre de l'encombrement du système judiciaire ou d'une nouvelle législation. Ainsi, en 2005 la loi a raccourci le délai pour divorcer par consentement mutuel. La hausse des divorces que cela a entraîné est visible sur la figure 1.

⁹ L'indice conjoncturel de divortialité donne le nombre de divorces que compteraient à terme 100 mariages si les taux par durée de mariage restaient ceux de l'année considérée (Fabienne Daguet 1996).

Figure 1 : Indice conjoncturel de divortialité en France depuis 1950

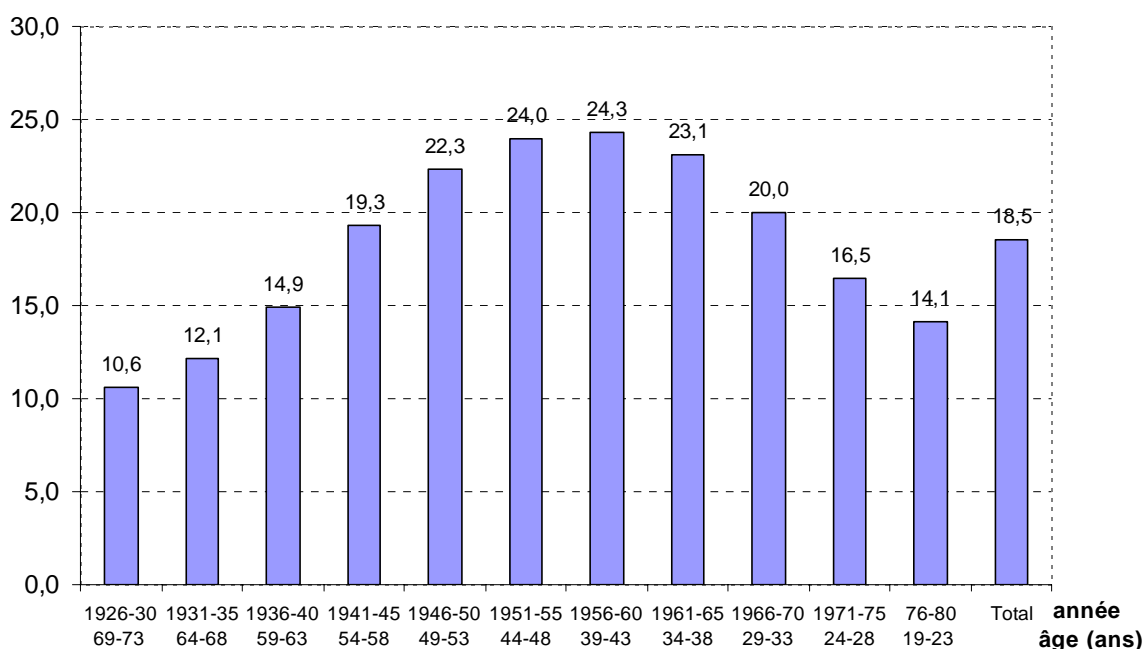


Source : INED

Au total, en 1999, 18,5% des individus âgés de 18 à 73 ans, ayant vécu au moins une fois en couple ont connu une rupture de leur première union (cf. figure 2). Les ruptures d'union libre prennent une importance croissante au sein de l'ensemble des séparations : 52 % des femmes et 56 % des hommes de moins de 60 ans qui se sont séparés de leur conjoint en 1998-99 n'étaient pas mariés. Leur prise en compte est donc importante. Par contre, rares sont les personnes qui ont connu plusieurs séparations. Sur 100 personnes ayant vécu au moins une séparation, 15 en ont vécu deux, 5 trois ou plus¹⁰. De ce fait, et pour simplifier l'analyse ultérieure, notre analyse sera centrée sur les premières ruptures d'union.

¹⁰ Source : Enquête Histoire de Vie, Insee, 2003.

Figure 2 - Fréquence des séparations selon le sexe et l'âge

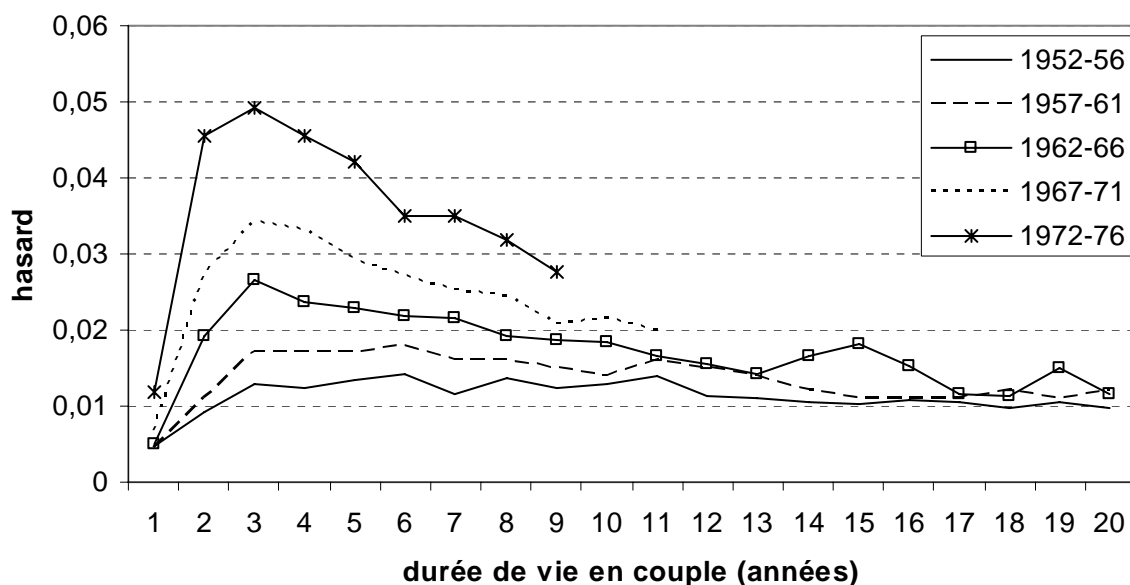


Source : Enquête Étude de l'histoire familiale, Insee-Ined, 1999

Champ : Ensemble des personnes de 18-73 ans ayant connu au moins une vie en couple.

Les personnes des générations d'après guerre, nées entre 1945 et 1965 et donc âgées de 34 à 53 ans en 1999 sont celles qui ont le plus fréquemment connu au moins une séparation ou un divorce : entre 22 et 24 % d'entre elles en ont fait l'expérience. Elles appartiennent par ailleurs aussi à des générations nombreuses (baby-boomers) qui vont prochainement arriver à la retraite. Etudier l'impact que le divorce a pu avoir sur les trajectoires professionnelles permet aussi d'apporter des éléments aux travaux sur les conséquences que les ruptures d'union peuvent avoir sur le futur niveau de vie à la retraite (COR, 2008). Les générations plus âgées ont connu des périodes de plus grande stabilité des mariages. Celles plus jeunes vont probablement faire l'expérience de taux de séparation bien plus élevés au vu des évolutions récentes. Cette différence entre générations s'observe aussi lorsqu'on estime des probabilités de séparation selon la durée écoulée depuis la première mise en couple. On constate que la probabilité de se séparer est plus élevée pour les générations les plus récentes à durée d'union identique (cf. figure 3).

Figure 3 – Probabilité de séparation (modèle Kaplan Meier), selon la génération de naissance



Source : Enquête Étude de l'histoire familiale, Insee-Ined, 1999

Champ : Ensemble des personnes de 18 ans et plus vivant en couple, nés entre 1952 et 1976

A l'exception des trois premières années où le risque de séparation croît, la probabilité de se séparer décroît ensuite pour les générations les plus récentes (nées entre 1967 et 1976). Ce risque est en revanche stable pour les générations plus anciennes, les séparations survenant de manière presque uniforme tout au long de la vie de couple ensuite. Cette période de trois ans peut s'interpréter comme une période d'essai du couple.

Autre fait marquant, la séparation de la première union intervient dans la plupart des cas aux âges actifs : plus des trois quarts des personnes qui se sont séparées en 1998-99 étaient âgées de 25 à 54 ans (cf. tableau 2). L'âge moyen à la rupture d'union en 1998-1999 est de 34 ans pour les femmes et de 37 ans pour les hommes.

Tableau 2 - Répartition des âges à la séparation

| | Hommes | Femmes |
|--|--------|--------|
| Age moyen | 36.9 | 34.4 |
| Proportion de personnes ayant entre 25 et 54 ans | 81 % | 76 % |

Champ : Personnes ayant rompu leur première union en 1998-99

Source : Enquête Étude de l'histoire familiale, Insee-Ined, 1999

Si bien évidemment l'âge conditionne les possibilités et les conditions de reprise, de maintien ou d'arrêt d'une activité professionnelle, la présence d'enfants au moment de la rupture est également déterminante. Environ 40 % des personnes qui ont rompu leur première union avaient à ce moment-là des enfants mineurs (cf. tableau 3). C'est le cas de la nette majorité de ceux âgés de 30 à 39 ans. Compte tenu des âges moyens à la séparation, nombre d'entre elles concernent des parents de jeunes enfants : 42 % des hommes et 46 % des femmes qui se sont séparés de leur première conjoint l'ont fait alors qu'ils avaient des enfants

de moins de 10 ans (cf. tableau 3) (14 % des hommes et 17 % des femmes alors qu'ils avaient un enfant de moins de 3 ans, en règle générale non scolarisé).

Tableau 3 - Enfants de moins de 18 ans au moment de la séparation

| Age du parent au moment de la séparation | Proportion de personnes sans enfant de moins de 18 ans | | Proportion de personnes dont le plus jeune enfant a moins de 10 ans | |
|--|--|--------|---|--------|
| | Hommes | Femmes | Hommes | Femmes |
| Moins de 29 ans | 62 | 49 | 38 | 50 |
| 30-39 ans | 26 | 17 | 62 | 61 |
| 40-49 ans | 30 | 36 | 27 | 20 |
| 50-59 ans | 71 | 82 | 6 | 1 |
| 60ans et plus | 93 | 99 | 2 | 0 |
| Ensemble | 44 | 39 | 42 | 46 |

Champ : Personnes séparées de leur premier conjoint

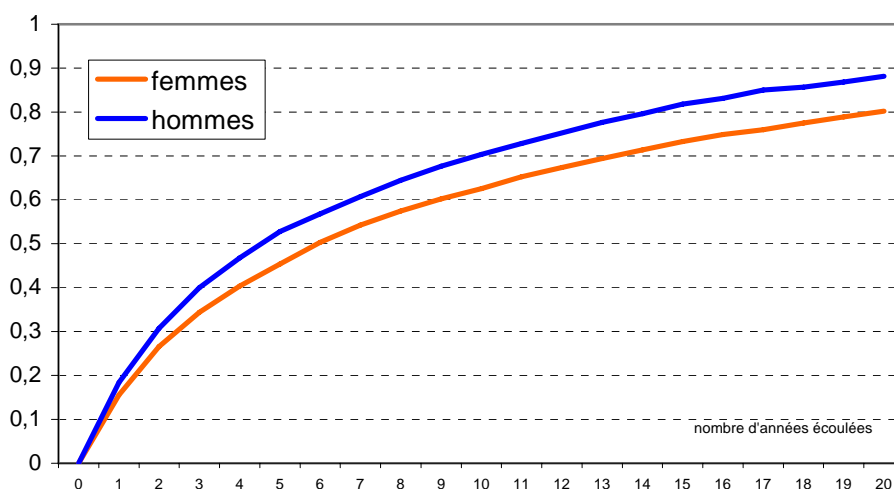
Source : Enquête Étude de l'histoire familiale, Insee-Ined, 1999

Ces données ne sont pas sans influence sur les trajectoires professionnelles, notamment pour les femmes qui ont généralement la charge des jeunes enfants en cas de séparation. La reprise d'une activité implique alors de trouver une solution pour la garde.

2. Après la séparation : la probabilité de se remettre en couple

Les remises en couple sont un autre facteur.

Figure 4 : Fonction de répartition des remises en couple selon la durée écoulée depuis la séparation



Champ : Personnes vivant ou ayant vécu en couple

Source : Enquête Étude de l'histoire familiale, Insee-Ined, 1999

IV. Ruptures d'union et modifications de la trajectoire professionnelle vont de pair...

Etudier l'effet de la séparation sur l'activité implique de prendre en compte la manière dont cette dernière aurait évolué s'il n'y avait pas eu de séparation. Par exemple, si on met en évidence une transition de l'inactivité vers l'activité des femmes suite à la séparation, il est important de savoir si en l'absence de cet événement, ces femmes auraient eu un parcours

professionnel différent. Cette question simple soulève plusieurs difficultés, tenant au fait qu'on ne peut observer simultanément les deux situations pour un même individu. On va alors comparer la situation des individus qui se séparent à celles des individus non séparés. Le premier problème est alors du choix de la date de comparaison des individus séparés et non séparés. A supposer que ces individus aient des caractéristiques identiques, à quel moment observer les membres des couples stables pour les comparer à des individus séparés après la séparation ? Le second problème réside dans le caractère non aléatoire du divorce. On peut en effet penser que les individus qui se séparent ne sont pas les mêmes que ceux qui ne se séparent pas et que ces différences de caractéristiques pourraient aussi avoir une influence sur la trajectoire professionnelle. Comparer directement cette dernière entre séparés et non séparés et attribuer les modifications à la séparation pourrait conduire à des biais et à une interprétation erronée de l'effet de la rupture d'union. Ce problème classique de sélection ou d'endogénéité peut être résolu de plusieurs manières. Les méthodes d'appariement, utilisées ici, en sont une. Elles consistent à construire une population de non séparés identique en tout point à la population des séparés, de telle sorte que le divorce devient un événement aléatoire. D'autres méthodes en deux étapes de type variables instrumentales ou modèle de sélection (Heckman 1979) existent. Elles reposent sur l'estimation dans une première étape de la probabilité de se séparer. Mais ces méthodes présentent plusieurs inconvénients. Le problème de la date de comparaison demeure pour les non séparés. Il est ensuite difficile de trouver une variable exogène (instrument) expliquant le divorce mais pas la trajectoire professionnelle¹¹. Le pouvoir prédictif d'un tel modèle explicatif est en général faible (Mueller, 2005). Enfin, l'estimation de ces modèles se fait de manière paramétrique, plus contraignante en termes d'hypothèses que les méthodes d'appariement.

Les estimateurs par appariement sont adaptés si les caractéristiques qui distinguent les individus qui se séparent de ceux qui vivent des unions stables sont observables (par exemple, éducation, âge, durée d'union, nombre d'enfants,...). Mais il est envisageable que des caractéristiques inobservables comme le mauvais caractère par exemple les distinguent aussi. Dans le cadre de ce travail, le recours à une combinaison des méthodes d'appariement et des méthodes de doubles différences permet de tenir compte aussi de cette hétérogénéité inobservée.

L'utilisation d'un groupe témoin est donc la seule solution réalisable dans le cadre de ce travail. L'hypothèse implicite est que l'on dispose d'une population en tout point semblable (caractéristiques observables et inobservables) à notre population de séparés, sauf que l'une des populations a connu le divorce entre deux dates d'observation tandis que l'autre non. Les différences observées, si elles sont significatives sont alors imputables à la séparation conjugale.

1. Une évaluation par les méthodes d'appariement¹²

Si on note T le fait de se séparer (le traitement, par analogie avec la littérature épidémiologique) et Y le résultat que l'on cherche à observer (Y_1 si traitement, Y_0 dans le cas contraire), ici l'activité professionnelle, alors l'effet causal de la séparation est égale à $Y_1 - Y_0$. Mais la situation Y_0 n'est pas observée (on la qualifie de contrefactuelle), de même que ne l'est pas, l'effet qu'aurait une séparation sur l'activité des individus qui ne se sont pas séparés. On n'observe jamais pour un même individu les deux situations. Le tableau 4 résume les scénarios envisageables :

¹¹ Dans les travaux sur le divorce, un instrument fréquemment utilisé est le fait que les parents de l'individu aient divorcé, mais cette variable n'est pas disponible dans nos données.

¹² Pour une description détaillée des méthodes d'appariement, voir Brodaty *et al.* 2002.

Tableau 4

| | Traitement T (Séparation) | |
|----------------|------------------------------------|--------------------------------------|
| | Pop. des non séparés (« traités ») | Population des séparés (« traités ») |
| Y ₁ | Y ₁ T=0 (non observé) | Y ₁ T=1 (observé) |
| Y ₀ | Y ₀ T=0 (observé) | Y ₀ T=1 (non observé) |

L'effet causal du divorce a alors deux caractéristiques :

- il est inobservable, puisqu'une seule des deux variables de résultat est disponible.
- il est individuel : il existe une distribution de l'effet causal dans la population.

On va en général chercher à identifier deux paramètres :

- l'effet moyen du traitement dans la population (*Average Treatment Effect*)
- l'effet du traitement sur les traités (*Treatment on the Treated*), que l'on note ΔTT et qui est égal à $E(Y_1 - Y_0 | T=1)$, soit $E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1)$. Si le premier terme est observé, le second ne l'est pas (tableau 4).

Une manière d'estimer cet effet pourrait être de calculer $E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=0)$, qu'on qualifie d'estimateur naïf. Cela conduit à faire la différence de la variable de résultat Y entre la population des traités et des non traités. Cependant, un biais apparaît.

$$E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1) + E(Y_0 | T=1) - E(Y_0 | T=0), \text{ soit } \Delta TT + \text{Biais}$$

Ce biais résulte du fait que la situation moyenne des individus qui ont reçu le traitement n'aurait pas été la même en l'absence de traitement que celle des individus n'ayant pas reçu le traitement. Il en est ainsi car les populations des séparés et des non séparés ne sont pas identiques.

L'égalité des deux s'obtient dans le cas où Y et T sont indépendants¹³. C'est le cas des expériences contrôlées dans lesquelles on utilise l'affectation aléatoire (randomization) pour construire le groupe des non traités (qualifié de population de contrôle). Dans des données d'enquête, cette hypothèse est plus difficile à admettre. L'hypothèse des méthodes d'appariement est alors de supposer que conditionnellement à un certain ensemble de variables X, le fait d'être « traité » est aléatoire (ou tout du moins indépendant de la variable de résultat). Il s'agit de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (Conditional Independence Assumption, CIA). Cette dernière implique que :

$$E(Y_0 | T=1, X) - E(Y_0 | T=0, X) = 0$$

On suppose ainsi que la sélection dans le traitement ne dépend que des caractéristiques observées¹⁴. Conditionnellement à X, le contrefactuel que l'on n'observe pas $E(Y_0 | T=1, X)$ est alors estimé par $E(Y_0 | T=0, X)$.

L'effet du traitement sur les traités s'obtient alors comme à $E(Y_1 | T=1, X) - E(Y_0 | T=0, X)$

L'objectif de l'estimation par appariement est alors de construire un groupe de contrôle, une population de non séparés, qui, conditionnellement à X, est comparable à celles des « séparés ». Pour chaque individu qui connaît une séparation l'année t (individu séparé), on va

¹³ c'est-à-dire où $E(Y_0 | T=1) = E(Y_0 | T=0)$

¹⁴ A l'origine, Rosenbaum et Rubin (1983) parlaient « d'ignorabilité » du traitement.

chercher un individu « jumeau » qui, sans s'être séparé, aurait en t les mêmes caractéristiques, c'est-à-dire qui se trouverait par exemple dans la même configuration familiale, au même moment de son parcours professionnel et dans un même contexte économique que l'individu séparé.

Le raisonnement ci-dessus suppose que conditionnellement à un certain nombre de variables X , les résultats sont indépendants en moyenne du traitement. Mais il est envisageable que des différences subsistent entre la population des séparés et des non séparés, même après avoir conditionné sur les variables observées X . L'existence d'hétérogénéité inobservée peut avoir un impact. Une manière de résoudre cette difficulté consiste à combiner un estimateur de différences de différences avec la procédure d'appariement (Heckman *et al.* 1998). L'effet du traitement est alors calculé comme : $E((Y_1^{t+1} - Y_1^{t-1})|T=1, X) - E((Y_0^{t+1} - Y_0^{t-1})|T=0, X)$. On utilise alors la dimension temporelle et on fait l'hypothèse que si les niveaux de contrefactuels des traités et des non traités sont différents, leur variation dans le temps est identique.

L'avantage d'un tel estimateur, basé sur la différence première des variables de résultat, est d'éliminer toutes les différences systématiques entre traités et groupe de contrôle. Cela permet ainsi de contrôler la sélection dans le traitement causée par des variables inobservées, à condition que cette hétérogénéité inobservée soit invariante dans le temps.

2. Un appariement par la méthode des scores de propension

En pratique, plusieurs méthodes d'appariement sont possibles. Une première méthode consiste à associer à chaque individu i traité un individu non traité, dont les caractéristiques X sont identiques à celles de l'individu i ¹⁵. Cependant, si on souhaite que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle soit crédible, il faut un nombre de caractéristiques X suffisamment élevé. L'inconvénient est que dès que le nombre de variables X est trop important (ou si certaines d'entre elles sont continues), l'appariement devient difficile.

Une deuxième méthode proposée par Rosembaum et Rubin (1983) consiste alors non plus à appairer les individus sur les caractéristiques X mais sur une fonction de ces variables, le score de propension. Ce dernier est la probabilité d'être assignée au traitement conditionnellement aux valeurs de X ($P(X_i) = P(D_i = 1|X_i)$). Conditionner sur le score de propension est alors équivalent à conditionner sur les variables X retenues (Rosembaum et Rubin, 1983).

Différents algorithmes peuvent ensuite être utilisés pour choisir le ou les individus jumeaux qui ont des scores de propension proches des individus séparés. On peut prendre le ou les plus proches voisins (« k nearest-neighbour method »), minimiser une fonction de la somme des distances entre jumeaux et séparés (distance de Mahalanobis) ou encore utiliser un estimateur à noyau (voir Afssa et Givord, 2009).

Une fois la population de contrôle construite, l'effet de la séparation sur les trajectoires sur le marché du travail s'obtient en comparant les deux sous-populations.

¹⁵ Cette méthode s'apparente à un hot-deck séquentiel utilisée pour les imputations de valeurs manquantes. Elle est généralement utilisée pour la correction de la non-réponse. Elle consiste à classer l'échantillon dans un certain ordre selon les caractéristiques retenues et à donner pour chaque valeur manquante la valeur du répondant qui la précède.

On réalise les estimations en utilisant la procédure Stata `psmatch2` développée par Leuven et Sianesi (2003). Cette procédure effectue plusieurs étapes.

Etape 1 :

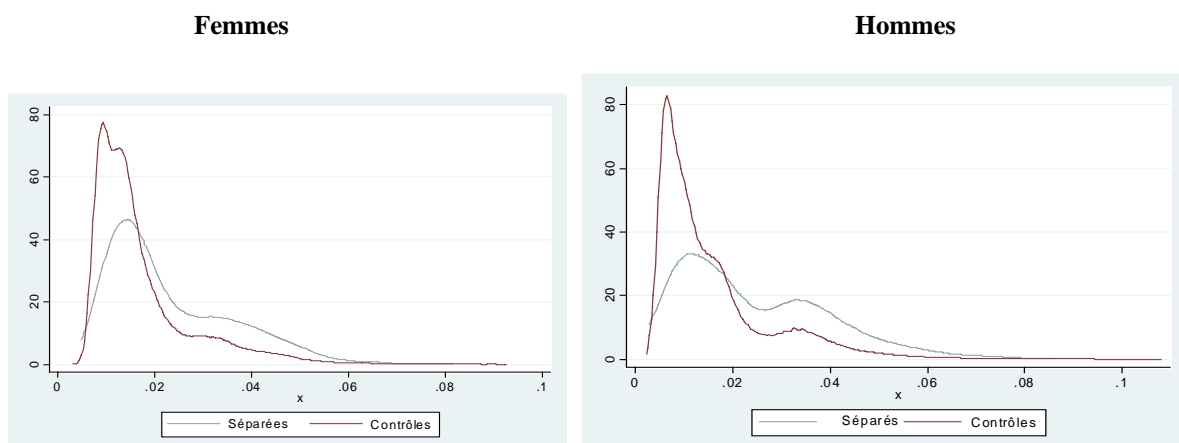
On estime la probabilité de divorcer selon un ensemble de caractéristiques X (tableau 5, annexe 2).

L'objectif est d'utiliser des variables qui expliquent à la fois la probabilité de divorcer et la trajectoire sur le marché du travail. On retient ainsi des variables décrivant la situation familiale : le nombre et l'âge des enfants, la durée d'union (en deux modalités), l'état matrimonial (marié ou pas), ainsi que l'âge et le niveau d'éducation (le diplôme) et une variable de conjoncture (l'année). La situation professionnelle l'année précédant la séparation est aussi introduite. Cela permet de tenir compte de l'emploi des femmes – hypothèse dite d'indépendance souvent testée dans les études sur les déterminants du divorce (Kalmijn Poortman 2006) – mais aussi de résoudre en partie un éventuel problème de causalité inverse. Il est en effet possible que la situation professionnelle occupée en $t-1$ joue sur la probabilité de divorce en t . Les personnes au chômage pourraient par exemple être amenées à connaître davantage de séparation que celles occupant un emploi stable ou encore, les femmes inactives auraient une propension moindre à divorcer que les femmes actives. Mais en considérant des personnes dans les mêmes situations à la fois professionnelle et familiale (même génération et durée de couple, même composition familiale) avant la séparation, on peut supposer que les variations de situation professionnelle après séparation entre ceux qui ont connu ou pas la séparation est imputable à la séparation. Bien entendu ceci est conditionné à l'hypothèse que les caractéristiques inobservées des séparés et des non séparés sont identiques. Pour lever cette hypothèse, nous faisons appel à des estimateurs en différences de différences (cf. plus loin).

On peut alors calculer la probabilité de connaître une rupture d'union pour l'ensemble des individus de l'échantillon (score de propension). Cette estimation n'a pour objectif d'être prédictive mais d'obtenir un score permettant d'apparier les individus.

Avant de procéder à l'appariement, il faut vérifier que les distributions des scores de propension se recouvrent partiellement (figure 5). Dans notre cas, le support commun est étendu. Ceci assure qu'il sera donc possible pour quasiment tous les individus séparés de trouver un individu non séparé avec un score de propension proche.

Figure 5 – Distribution du score de propension pour les individus séparés et non séparés



Etape 2 – Construction du groupe de contrôle

Plusieurs méthodes existent pour chercher le contrefactuel pour chaque individu séparé. Il est assez naturel d'en utiliser plusieurs afin de s'assurer de la robustesse des résultats. Nous en avons retenu deux qui aboutissent à des résultats proches.

La première consiste à chercher les k plus proches voisins, c'est-à-dire les k individus non séparés avec le score de propension le plus proche de l'individu séparé. Nous avons retenu $k=2$.

La deuxième méthode repose sur un estimateur à noyau. Elle consiste à retenir pour chaque individu séparé tous les individus non séparés, mais en les affectant d'un poids inversement proportionnellement à leur « distance » avec l'individu séparé (c'est-à-dire la différence des scores) (Afsa et Givord, 2009). Ainsi, les appariements exacts ont un large poids, alors que les appariements moins exacts se voient affectés d'un poids plus petit. Le noyau que nous avons retenu est un noyau gaussien avec une fenêtre de Silvermann donnée par $=1,06.\sigma_p.n_0^{-1/5}$ (Silvermann, 1986). σ_p est l'écart-type estimé du score de propension calculé sur la sous-population des non-séparés l'année t et n_0 la taille de ce sous-échantillon.

Etape 3 – Vérification de l'équilibre de la distribution des X entre la population des séparés et des non séparés

On vérifie que l'appariement à l'aide du score de propension conduit à une population de contrôle semblable à celle des séparés du point de vue de la distribution des variables X retenues dans le score de propension. Le « balancing test » de la procédure `psmatch2` permet de juger de la proximité des deux sous-populations. Il s'agit d'un test d'égalité des moyennes consistant à comparer les moyennes des caractéristiques X dans les deux sous-populations¹⁶. On constate que le score de propension estimé équilibre la distribution des variables affectant la probabilité d'accéder au dispositif (tableau, annexe 3).

Etape 4 – Calcul de l'effet de la séparation sur les trajectoires professionnelles

L'effet de la séparation sur la trajectoire professionnelle est obtenu en calculant la moyenne empirique des écarts entre chaque séparé et le contrefactuel calculé. Il est cependant nécessaire de recalculer l'écart-type de cet estimateur. En effet, les résultats issus de la procédure `psmatch2` ne prennent en effet pas en compte le fait que le score de propension est estimé. On utilise à cette fin la méthode de bootstrap, avec 100 répliquions¹⁷. Les résultats sont présentés ci-dessous.

3. Quelle modification du statut professionnel suite à la rupture d'union ?

Afin d'étudier l'impact de la rupture d'union sur le devenir professionnel des individus, on considère le statut d'activité l'année qui précède la séparation et des deux années qui la suivent. Au-delà de deux ans, il semble que l'effet de la séparation soit moins visible mais aussi que trop d'évènements sont susceptibles d'interférer pour que l'on puisse interpréter le statut sur le marché du travail en lien avec la séparation. La situation professionnelle de

¹⁶ « Si le test n'est pas vérifié pour l'une ou l'autre des variables X , il faut modifier la spécification du logit (...) et répéter la procédure avec cette nouvelle spécification », Afsa et Givord, 2009

¹⁷ On ne procède au recalcul des écarts-type que pour la méthode de l'estimateur à noyau. Le bootstrap n'est pas approprié dans le cas de la méthode du plus proche voisin (Abadie et Imbens, 2008).

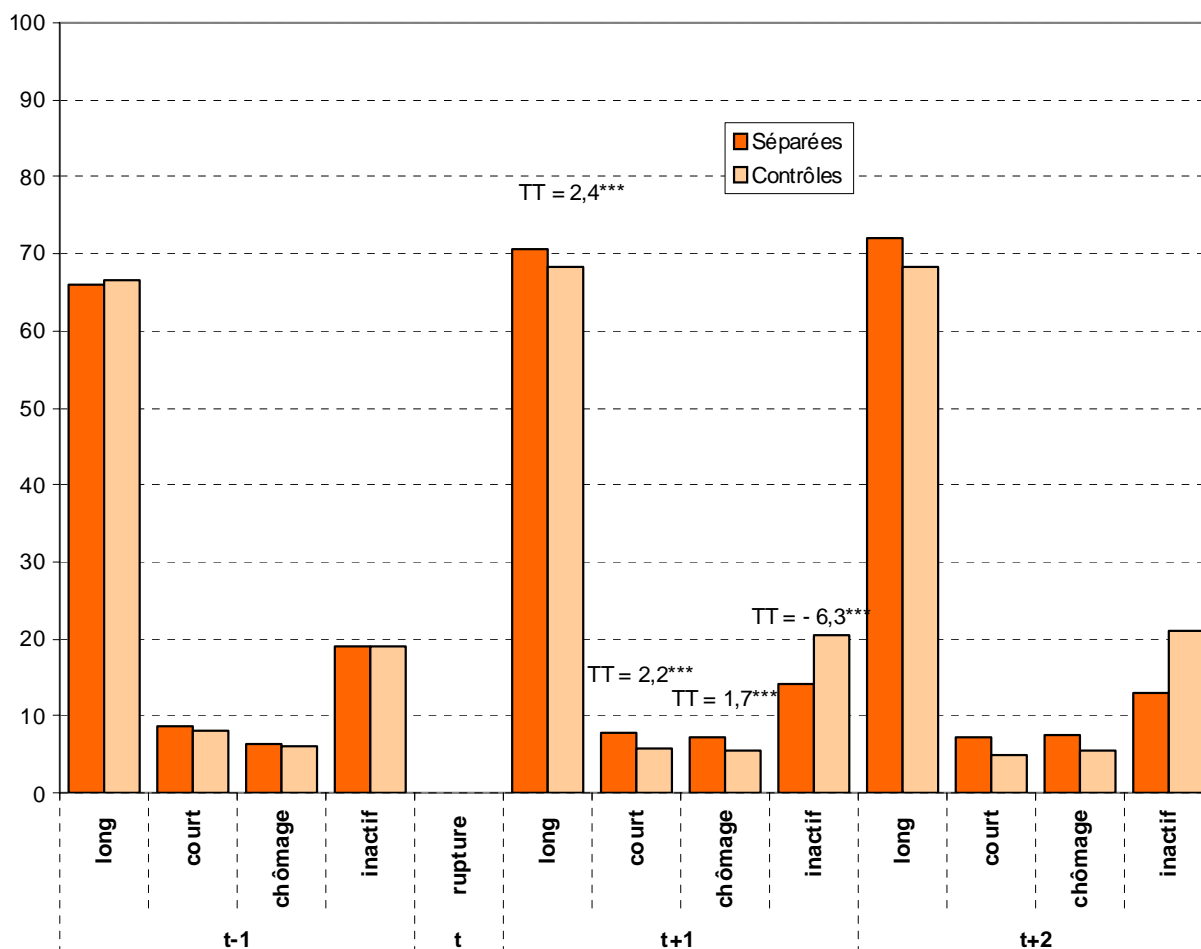
l'année de séparation n'est pas non plus étudiée car il est généralement impossible d'ordonner les événements professionnels et conjugaux les uns par rapport aux autres cette année-là. En effet, l'information sur le mois n'est pas disponible. De plus, cette année est sujette à de trop nombreux changements (séparation, déménagement, changements professionnels) pour être réellement informative sur le devenir professionnel des conjoints séparés.

Nous distinguons quatre statuts sur le marché du travail : être en emploi long, en emploi court ou précaire, être au chômage et être inactif¹⁸ (cf. données). Les étudiants sont volontairement exclus afin de se prémunir des effets « mécaniques » d'entrée sur le marché du travail (et donc de hausse du taux d'activité) lié à la fin des études.

Quand on compare la situation un an avant et un an après la séparation, on constate une chute du taux d'inactivité de 19 % avant la séparation à 14 % l'année qui suit et 13 % deux ans après la rupture (cf. figure 6). Ce phénomène ne se retrouve pas parmi la population témoin, le taux d'inactivité progressant même légèrement sur la période considérée. La part des femmes au chômage connaît une légère hausse (cf. figure 6).

¹⁸ Il est possible que plusieurs statuts coexistent la même année pour un individu. On a alors en général privilégié l'instabilité professionnelle ou l'inactivité pour s'assurer de repérer les changements intervenant autour de la rupture. Ainsi, si une personne déclare une période d'emploi court et une période d'emploi long pour la même année, son statut devient emploi court.

Figure 6 – Statuts professionnels (en %) des femmes autour de la rupture conjugale, estimation par appariement (estimateur à noyau)



Source : Enquête Jeunes et Carrière 1997 et Enquête Familles Employeur 2005 regroupées.

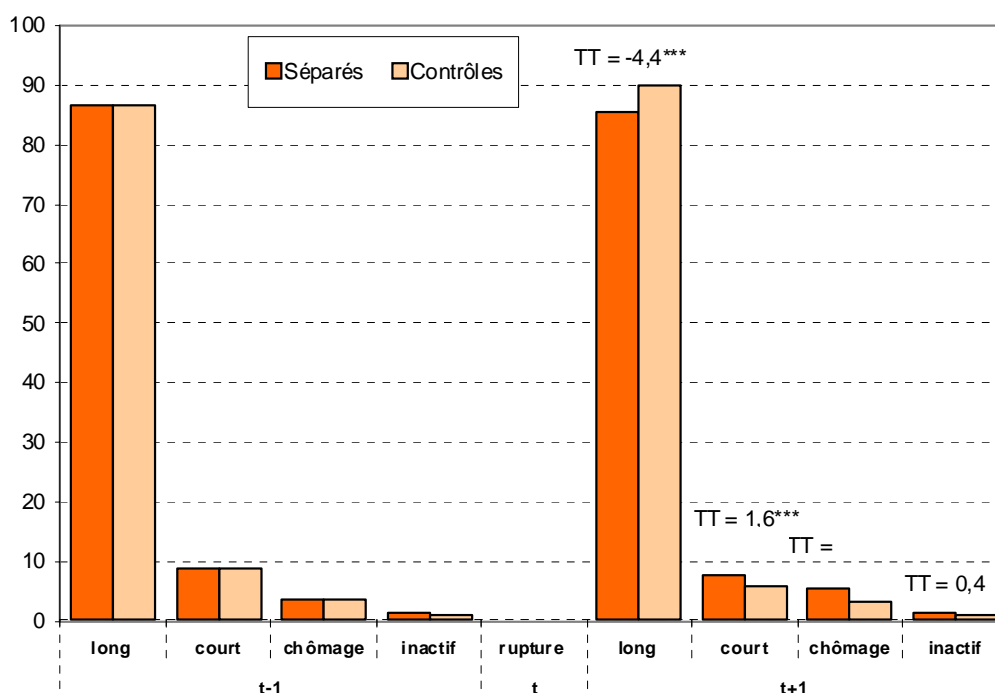
Champ : Femmes séparées en t (première séparation), N= 2428 séparées, taux pondérés

Note : TT représente l'effet de la séparation sur la situation professionnelle après la séparation. Le taux d'inactivité en (t+1) des femmes séparées est ainsi significativement plus faible que celui des non séparées, alors qu'il est quasiment identique en (t-1). La différence est de 6,4 points.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Pour les hommes, l'effet de la séparation sur les statuts d'activité est moins visible, en raison de la moindre hétérogénéité des situations. 95 % des hommes occupent un emploi (long ou court) avant la séparation (cf. figure 7). On observe néanmoins un effet positif de la séparation sur le fait d'être au chômage après. Le taux de chômage des hommes séparés connaît une hausse de 3,5 % à 5,5 %, le taux de chômage des non séparés restant stable sur la période.

Figure 7 - Statuts professionnels (en %) des hommes autour de la rupture conjugale, estimation par appariement (estimateur à noyau)



Source : Enquête Jeunes et Carrière 1997 et Enquête Familles Employeur 2005 regroupées.

Hommes séparés en t (première séparation), N= 1692 séparés, taux pondérés

Note : TT représente l'effet de la séparation sur la situation professionnelle après la séparation. Le taux de chômage en (t+1) des hommes séparés est ainsi significativement plus élevé que celui des non séparés. La différence est de 1,7 points.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nous avons abordé dans la section II, le fait que les individus puissent modifier leur offre de travail avant la séparation, ainsi qu'avaient pu le mettre en évidence Johnson et Skinner (1986). Les femmes inactives pourraient par exemple reprendre un travail avant de se séparer. Auquel cas, on pourrait aussi parler de causalité inverse. Pour contrôler cet effet qui pourrait induire un biais dans nos estimations, nous avons réalisé l'appariement des jumeaux sur leur situation professionnelle et familiale deux ans avant la séparation. Dans les travaux mettant ce phénomène en évidence, la hausse de l'activité avant la séparation est continue sur plusieurs années (tableau 1). Si une anticipation du divorce existe dans le cas de la France, on devrait donc observer une évolution sur le marché du travail un an avant la séparation différente entre la population des (futurs) séparés et des non séparés. Nos résultats ne vont pas dans ce sens, les évolutions étant quasi-similaires entre séparés et non séparés. Il ne semble pas y avoir d'effet d'anticipation ou de préparation au divorce en France, rejoignant ici les résultats de Finnie (1993) sur données canadiennes et de Poortman (2005) sur données néerlandaises.

4. Mobilité professionnelle en cas de rupture d'union

Les modifications de taux d'activité observées précédemment peuvent résulter de différents types de transition entre les statuts d'activité. Afin de mieux identifier ces derniers,

retrouvées sur le marché du travail pour occuper un emploi long le conservent en (t+2). Un quart des inactives qui s'étaient représentées en emploi court occupent en (t+2) un emploi long mais près de 60 % sont toujours dans un emploi court ou précaire. Enfin, les inactives qui s'étaient représentées sur le marché du travail en position de chômage éprouvent davantage de difficultés. Près de 8 d'entre elles sur 10 sont encore au chômage en (t+2). Enfin, et même s'il est plus faible, le retour sur le marché du travail en (t+2) existe et concerne 20 % des inactives en (t+1). On peut aussi noter que les retours vers l'inactivité après s'être présenté sur le marché du travail en (t+1) sont relativement rares. Ils semblent correspondre plus souvent (mais les effectifs sont trop faibles pour le conclure) à des remises en couple rapides (l'année de la séparation ou celle suit). La remise en couple peut en effet être une manière de compenser les conséquences économiques de la séparation et être une alternative au marché du travail comme sources de revenus (Dewilde, Uunk, 2008). Plus simplement, il est aussi probable qu'une partie des individus se séparent pour un nouveau conjoint.

Entrées ou sorties du marché du travail, transitions entre emploi stable, emploi précaire et chômage sont des conséquences des ruptures d'union. Une autre modification liée à la séparation pourrait être de moduler ses heures de travail, en particulier par le temps partiel. Ce dernier pourrait aussi être une manière de concilier la nécessité d'être sur le marché du travail et la présence d'enfants. Si l'information n'est pas disponible dans l'enquête Jeunes et Carrières, elle est disponible dans l'enquête Familles et Employeurs pour les personnes occupant un emploi stable. On procède donc aux mêmes analyses que précédemment en décomposant la variable « Emploi stable » en deux variables distinctes : temps complet et temps partiel. Les ruptures d'union ne semblent pas avoir d'effet sur la part de femmes à temps partiel après la séparation. Cette dernière est légèrement inférieure dans la population de contrôle, en comparaison des séparées (resp. 13,3 % et 12,8 %), mais la différence n'est pas significative. On a vérifié par ailleurs, à l'aide de matrices de mobilités non présentées ici, que cette faible différence ne résulte pas de transitions temps complet – temps partiel qui se compenseraient.

Pour les hommes séparés, on observe que l'inertie dans l'emploi long est plus forte pour la population des jumeaux, les individus séparés quittant davantage l'emploi long pour entrer au chômage, en emploi court ou en inactivité (tableau 6).

Tableau 6 - Matrices de mobilité professionnelle, hommes

| | | Séparés | | | | Contrôles | | | | |
|-------|---------|------------------|----------|---------|---------|-----------|----------|---------|---------|------|
| | | (t+1) | | | | (t+1) | | | | |
| | | Emploi | | Chômage | Inactif | Emploi | | Chômage | Inactif | |
| | | Stable | Précaire | | | Stable | Précaire | | | |
| (t-1) | Emploi | Stable (N=1466) | 92,4 | 2,9 | 3,8 | 0,8 | 96,5 | 1,4 | 1,8 | 0,3 |
| | | Précaire (N=147) | 38,8 | 53,1 | 5,4 | 2,7 | 44,4 | 49,5 | 4,8 | 1,3 |
| | Chômage | Chômage (N=59) | 42,4 | 6,8 | 50,9 | 0,0 | 57,2 | 9,9 | 31,5 | 1,4 |
| | | Inactif (N=20) | 35,0 | 20,0 | 0,0 | 45,0 | 29,0 | 6,9 | 6,1 | 58,0 |

Source : Enquête Jeunes et Carrière 1997 et Enquête Familles Employeur 2005 regroupées.

Hommes séparés en t (première séparation), N= 1692 séparés, taux pondérés

Notes : voir tableau 5

On fait figurer les hommes inactifs un an avant la séparation mais les fréquences ne sont pas commentées en raison de la taille de l'échantillon trop faible.

Les hommes qui connaissent une séparation ont aussi une probabilité plus forte de demeurer au chômage (probabilité comparable à celle des femmes) (tableau 6). Bien que les travaux sur les conséquences des ruptures d'union sur les hommes soient plus rares que pour

les femmes, les résultats obtenus vont dans le même sens. Ainsi Kalmijn (2005), sur données néerlandaises, indique qu'après divorce, les hommes font davantage l'expérience du chômage, de l'invalidité ou de la maladie. Il trouve aussi un effet négatif du divorce sur la mobilité professionnelle. Les hommes divorcés ont ainsi une probabilité plus forte de changer de travail vers un poste moins qualifié. Ce travail est mené en tenant compte d'éventuels effets de sélection. Kalmijn contrôle ainsi des difficultés passées aussi bien dans la vie professionnelle que conjugale et souligne que si leur prise en compte réduit légèrement l'effet de la séparation, ce dernier reste significatif. Covizzi (2008) aboutit aux mêmes résultats.

Ces deux auteurs évoquent trois raisons pour lesquelles le divorce pourrait avoir un impact sur la trajectoire professionnelle des hommes et sur le taux de chômage en particulier. La première raison tient à la fin de la spécialisation au sein du couple induite par la séparation. L'homme perd son rôle de principal pourvoyeur de ressources et cela peut entraîner un affaiblissement de son attachement au marché du travail. Une deuxième raison est que la conjointe représente un capital social pour l'homme (réseau social, conseils, informations, soutien...). Enfin, et c'est cette dernière raison que Kalmijn (2005) et Covizzi (2008) privilégient, la rupture d'union représente un événement stressant. Il peut avoir des conséquences psychologiques (anxiété, dépression, tension) qui se répercutent sur le travail, en particulier au travers d'une dégradation de l'état de santé de la personne divorcée.

Ces deux transitions plus marquées pour les séparés que les non séparés (demeurer au chômage et y entrer) conduisent ainsi à une hausse de la part des chômeurs dans la population des séparés de 3,5 % avant la séparation à 5,6 % un an après (cf. figure 6).

Les résultats présentés ci-dessus reposent sur l'hypothèse que si on contrôle des différences observables entre les caractéristiques des séparés et des non séparés, alors l'évolution sur le marché du travail en l'absence de divorce serait la même pour les deux populations. En particulier, parmi ces différences observables qui participent à l'estimation du score de propension, on a considéré le statut sur le marché du travail en (t-1). Ceci permettait de comparer des populations similaires (en âge, niveau d'éducation,...) mais aussi dans la même situation professionnelle. On minimisait ainsi les éventuels effets de causalité inverse. Or, on peut au contraire supposer l'existence de différences non observables, qui pourrait expliquer à la fois la séparation et l'évolution sur le marché du travail. Pour tenir compte de cette hétérogénéité inobservée, et en faisant l'hypothèse qu'elle soit stable dans le temps, on combine la procédure d'appariement avec un estimateur de différences de différences (cf. partie méthodologique). La méthode étant basée sur les comparaisons de variations de statuts avant et après l'évènement, il n'est plus utile d'inclure la situation professionnelle en t-1 dans l'estimation du score de propension.

Dans le tableau 7 ci-après figurent deux estimations de l'effet de la séparation sur les statuts sur le marché du travail des hommes et des femmes. On rappelle dans les premières colonnes les différences dans la situation professionnelle en (t-1) entre la population de contrôle et la population de séparés²¹ (col 1), l'effet estimé en t+1²² (estimateur TT, col 2) et la différence entre ces taux (col 3). Dans les colonnes 4 à 6 figurent les différences calculées en combinant la méthode d'appariement avec un estimateur de différence de différence. Les colonnes 4 et 5 correspondent respectivement à la différence sur le marché du travail entre (t-

²¹ La situation sur le marché du travail en (t-1) est une variable utilisée dans le score de propension. La recherche des jumeaux pour chaque individu séparé se fait sur la proximité des scores. Cela ne garantit donc pas une égalité parfaite des situations sur le marché du travail en (t-1) des deux populations considérées, mais les statuts restent de ce fait proches.

²² Cet estimateur est celui qui a été détaillé précédemment.

1) et (t+1) pour les séparés et pour les contrôles. L'estimateur de différence de différence est reporté en col 6.

Tableau 7 – Comparaison des différents estimateurs - Modification du statut sur le marché du travail suite à la séparation, estimateur à noyau (Kernel)

| Prise en compte des caractéristiques | Femmes | | | | | | Hommes | | | | | |
|--------------------------------------|-------------------------|---------------------|-----------------------------|--|------|-------------------------|-------------------------|---------------------|-----------------------------|--|------|-------------------------|
| | ...observables | | | ...observables et inobservables | | | ..observables | | | ...observables et inobservables | | |
| | Différence entre S et C | | Différence de taux (a-b) | Variation du statut entre (t-1) et (t+1) | | Estimateur DiD (S-C) | Différence entre S et C | | Différence de taux (a-b) | Variation du statut entre (t-1) et (t+1) | | Estimateur DiD (S-C) |
| | En t-1 (b) | En t+1 TT (a) | | S | C | | En t-1 (b) | En t+1 TT (a) | | S | C | |
| Emploi stable | - 0,6 | 2,4*** | 3,0 | 4,6 | 0,8 | + 3,8*** | 0,1 | -4,4*** | - 4,5 | -1,3 | 1,4 | - 2,7*** |
| Emploi précaire | 0,5 | 2,2*** | 1,7 | -0,8 | -1,6 | + 0,8 | - 0,1 | 1,6*** | + 1,7 | -1,0 | -1,4 | 0,4 |
| Chômage | 0,1 | 1,7*** | 1,6 | 1,1 | 0,0 | + 1,1** | -0,0 | 2,4*** | + 2,4 | 2,1 | 0,1 | 2,0*** |
| Inactivité | 0,0 | -6,3*** | - 6,3 | -4,9 | 0,8 | - 5,7*** | 0,1 | 0,4 | + 0,3 | 0,3 | 0,0 | 0,3 |

Source : Enquête Jeunes et Carrière 1997 et Enquête Familles Employeur 2005 regroupées.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Note : S= séparés, C=Contrôles, DiD=estimateur de différence de différence.

L'estimateur TT tient compte de la situation sur le marché du travail en (t-1) pour la construction du contrefactuel. La différence en (t-1) entre les deux populations (contrôle et séparé) est donc faible. Cet estimateur, ainsi que la différence des statuts sur le marché du travail entre séparés et contrôle en (t-1) correspond aux résultats obtenus précédemment (voir figures 5 et 6). Calculer la différence entre les évolutions des taux entre les deux populations revient à faire la différence entre les différences de taux calculées en t-1 et t+1.

Lecture : La proportion de femmes en emploi stable est de 0,6 points inférieure pour les séparées que pour les témoins en (t-1), elle est de 2,4 points supérieure en t+1, la différence des taux est donc de 3,0 points entre les deux dates.

La prise en compte de la situation sur le marché du travail en (t-1) permet de capter une partie des inobservables. On observe des personnes dans la même situation professionnelle, par exemple le fait d'être au chômage en t-1. Elles ont donc aussi des chances d'avoir d'autres caractéristiques similaires. Une manière de les prendre en compte est alors de combiner à la méthode d'appariement un estimateur de différences de différences (noté DiD) qui permet de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée, cette dernière pouvant jouer à la fois sur le fait d'être au chômage et la probabilité de se séparer (on peut par exemple penser au mauvais caractère de la personne ou bien à son état de santé). On constate alors que les variations de part d'individus au chômage suite à la séparation sont un peu réduites pour les femmes comme pour les hommes, par rapport à l'estimateur qui ne tenait compte que des observables. Une partie de la variation suite à la séparation est donc liée à des différences inobservables entre individus et non à la séparation elle-même. L'effet de la séparation sur l'emploi précaire n'est ainsi plus significatif, pour les hommes comme pour les femmes. Il n'y a plus de différence entre séparés et témoins une fois l'hétérogénéité inobservée prise en compte. La variation à la hausse pour les femmes et à la baisse pour les hommes de l'emploi stable est confirmée par l'estimateur de différences de différences, ainsi que la forte baisse de l'inactivité pour les femmes après séparation. Tenir compte de l'hétérogénéité inobservée réduit ainsi en général l'ampleur de l'effet de la séparation, ce dernier restant cependant significatif. On note cependant une exception : la variation de l'emploi stable pour les femmes. Le coefficient est ainsi plus fort une fois prises en compte les caractéristiques inobservables. Les femmes qui reprennent une activité ont certainement des caractéristiques inobservables qui jouent positivement sur l'offre de travail et la probabilité de se séparer, comme le dynamisme ou la volonté d'autonomie de la personne par exemple.

Ainsi, il est probable que des caractéristiques inobservées des individus jouent à la fois sur l'évolution sur le marché du travail et sur la séparation. En tenir compte n'annule cependant pas l'effet de la séparation sur les trajectoires professionnelles.

V. Déterminants de la reprise d'activité

On a mis en évidence précédemment (figure 5 et tableau 5) que les inactives qui se séparent ont une probabilité plus forte que celles qui restent en couple de se présenter sur le marché du travail après la rupture (environ la moitié d'entre elles est concernée). Il s'agit de la transition la plus fréquente post-séparation. Mais quelles sont les caractéristiques des ces femmes qui cherchent à travailler comparées à celles qui restent inactives ? Il est clair que les incitations financières à reprendre un travail sont plus ou moins fortes selon les transferts privés (prestations compensatoire, pension alimentaire, revenu du patrimoine,...), les transferts publics, le coût des modes de gardes, etc. Malheureusement, nous ne disposons d'aucune information de ce type dans la partie rétrospective des enquêtes utilisées.

La proportion de femmes inactives l'année t-1 qui reprennent un emploi l'année t dépend de multiples facteurs familiaux et professionnels. Afin de les mettre en évidence, on estime la probabilité pour une femme inactive de se présenter sur le marché du travail à une date donnée (cf. tableau 8) à l'aide d'une régression logistique. L'échantillon est composé des inactives qui se sont séparées ainsi que des deux plus proches « voisines » (jumeaux les plus proches en termes de propensity score).

Avoir connu une rupture l'année passée augmente fortement (par presque deux) la probabilité de présenter sur le marché du travail (cf. tableau 8). Si l'union précédente ou actuelle est mariée, les chances de reprise sont moindres. Cet effet est révélateur d'une division du travail plus traditionnelle des couples mariés relativement aux couples cohabitants. Le retour sur le marché du travail est aussi influencé par le nombre d'enfants et l'âge des enfants, la reprise d'activité étant moins importante pour celles ayant au moins deux enfants dont un de moins de deux ans que pour celles n'en ayant qu'un, sans enfant en bas-âge. Piketty (2005) a montré que le bénéfice de l'Allocation Parentale d'Education a pu inciter un certain nombre de femmes à demeurer en inactivité. L'Allocation de Parent Isolé pour les parents séparés peut être aussi, dans ce cas, désincitative. Mais la perception d'une telle ressource étant limitée (à un an pour les parents isolés d'enfants âgés de 3 ans ou plus au moment de la rupture, jusqu'aux 3 ans de l'enfant pour ceux dont la rupture a lieu plus tôt), elle est surtout une phase de transition pour les mères séparées. Le croisement de la variable nombre et âge des enfants avec la variable séparation met en évidence un handicap supplémentaire des inactives venant de se séparer. Les problèmes de garde et de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle sont plus importants quand on les assume seule.

Les probabilités de reprise des femmes inactives sont aussi dépendantes de leur capital humain et leur expérience professionnelle antérieure. Les femmes les moins diplômées ont de plus faibles probabilités de retour que les autres. En revanche, il n'y a pas d'effet différencié supplémentaire du diplôme pour les femmes venant de connaître une séparation. Les femmes restées longtemps éloignées du marché du travail ont des chances de retour sont minimales. Inversement, les femmes qui ont été moins de la moitié du temps inactives depuis leur fin d'études reprennent plus facilement un emploi.

Le taux de chômage joue positivement sur la probabilité de se représenter sur le marché du travail. On ne constate donc pas d'effet découragement des femmes qui, anticipant des difficultés, pourraient renoncer à se présenter sur le marché du travail. Il est peut-être au contraire un marqueur de périodes de conjoncture difficile pendant lesquelles les nécessités financières de (re)trouver un emploi pour les femmes se font plus pressantes. Il ressort donc qu'une séparation conjugale double quasiment à caractéristiques égales les chances de retour. Mais ces chances de retour sont déjà fortement contraintes par la situation familiale et surtout le niveau de capital humain et l'expérience professionnelle.

**Tableau 8 : Probabilité de se (re)présenter sur le marché du travail,
femmes inactives avant la séparation (modèle logit)**

| Variables | Coefficients |
|--|--|
| Rupture | 1.930*** (0.387) |
| Âge | -0.045*** (0.017) |
| Diplôme | Sans -0.594** (0.243) |
| | Moins que le bac Ref |
| | Bac 0.429 (0.331) |
| | > Bac 0.084 (0.385) |
| Statut matrimonial passé | Non marié Ref |
| | Marié -0.333** (0.162) |
| Nombre et âge des enfants | Sans enfant -0.501 (0.370) |
| | Un de moins de 2 ans -0.387 (0.359) |
| | Un de 2 ans et plus Ref |
| | 2 enfants dont au moins un de moins de 2 ans -0.789** (0.331) |
| | 2 enfants de 2 ans et plus -0.225 (0.300) |
| Nombre et âge des enfants * Rupture | Sans enfant * Rupture -0.603 (0.535) |
| | Un de moins de 2 ans * Rupture -0.667 (0.510) |
| | Un de 2 ans et plus * Rupture Réf |
| | 2 enfants dont au moins un de moins de 2 ans * Rupture -1.057** (0.484) |
| | 2 enfants de 2 ans et plus * Rupture -0.138 (0.433) |
| Diplôme * Rupture | Sans * Rupture -0.045 (0.332) |
| | Moins que le bac* Rupture Réf |
| | Bac* Rupture 0.372 (0.519) |
| | Bac23 * Rupture 0.474 (0.554) |
| Taux de chômage | 0.073* (0.042) |
| Ratio d'inactivité depuis la fin des études | Moins de 50 % 0.855*** (0.233) |
| | De 50% à 100 % 0.150 (0.228) |
| | 100% Ref |
| Constante | -0.808 (0.561) |
| Observations | 1208 |

Source : Enquête Jeunes et Carrière 1997 et Enquête Familles Employeur 2005 regroupées.

Entre parenthèses figurent les écarts-type

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Enfin, lorsque les femmes se représentent sur le marché du travail, on peut s'interroger sur les chances d'en trouver effectivement un et auquel cas sur le type d'emploi retrouvé. Algava, Bonnet et Solaz (2006) mettaient ainsi en évidence que la reprise se fait plutôt par le biais d'un emploi court que d'un emploi long, ce qui peut souligner les contraintes financières que connaissent les femmes séparées.

Conclusion

Suite à une rupture d'union, de nombreux changements peuvent être observés sur le marché du travail, à la fois pour les hommes et les femmes, et les modifications sont différentes entre les deux sexes.

Au sein des femmes, la transition professionnelle la plus fréquente concerne les inactives avant la séparation. La moitié d'entre elles entrent sur le marché du travail suite à la rupture d'union. Mais un certain nombre de facteurs diminuent cette propension à se représenter, comme avoir deux enfants ou plus dont un de moins de deux ans. Cela peut en particulier traduire des difficultés à trouver un mode de garde adapté, les femmes ayant le plus souvent la garde principale des enfants après la séparation. En ce qui concerne les hommes, la séparation conduit une part non négligeable d'entre eux à une instabilité professionnelle, passant d'un emploi stable avant séparation à un emploi précaire ou à une situation de chômage.

En termes d'égalité entre hommes et femmes, les conséquences professionnelles de la séparation vont plutôt dans le sens d'un rapprochement des taux d'emploi féminin et masculin. Cependant, ce retour des femmes séparées sur le marché du travail est aussi le signe que le coût de la séparation contraint financièrement certaines femmes, particulièrement celles qui se sont arrêtées de travailler durant leur vie de couple. Cela rejoint les nombreux travaux antérieurs internationaux concluant à une baisse de niveau de vie après la séparation pour les femmes. Cela pourrait-il signifier que les transferts publics ou privés seraient dans certains cas insuffisants ? Cela montre aussi que la spécialisation dans un schéma traditionnel de couple est une stratégie risquée dans le contexte actuel de fort risque de séparations.

Ces résultats appellent à une poursuite des travaux en particulier dans une dimension temporelle plus longue. La première question qui se pose porte sur la persistance ou non des effets de la séparation sur la trajectoire professionnelle. En effet, on peut se demander si les impacts observés perdurent au-delà des deux années qui suivent les ruptures d'union, période étudiée dans le cadre de cet article. Il serait alors nécessaire de porter une attention particulière aux remises en couple, qui peuvent être une manière, volontaire ou pas, de compenser les conséquences négatives de la rupture d'union. Dans le même ordre d'esprit et en allant plus loin, on pourrait aussi s'interroger sur les conséquences sur les futurs niveaux de retraite des hommes et des femmes divorcés. En effet, si les choix d'activité effectués pendant la vie de couple, comme un retrait d'activité ou un passage à temps partiel, conduisent à de moindres droits à la retraite pour un des conjoints, cela est en général compensé par le partage, supposé, des ressources au sein du ménage durant la vie active et la période de retraite. Ce partage des ressources est d'ailleurs prolongé par le système de retraite qui accorde au conjoint (marié) survivant une part de la pension du décédé (pension de réversion). La rupture d'union rompt ce schéma et un retrait partiel ou complet du marché du travail, éventuellement choisi, aura des répercussions à la retraite. Identifier lesquelles en étudiant plus précisément les trajectoires professionnelles des individus séparés, travaux amorcés dans cet article, semble donc important. En particulier si on réfléchit à la manière de compenser les impacts différenciés des ruptures d'union entre hommes et femmes, au moment de la séparation ou au moment de la retraite.

Références

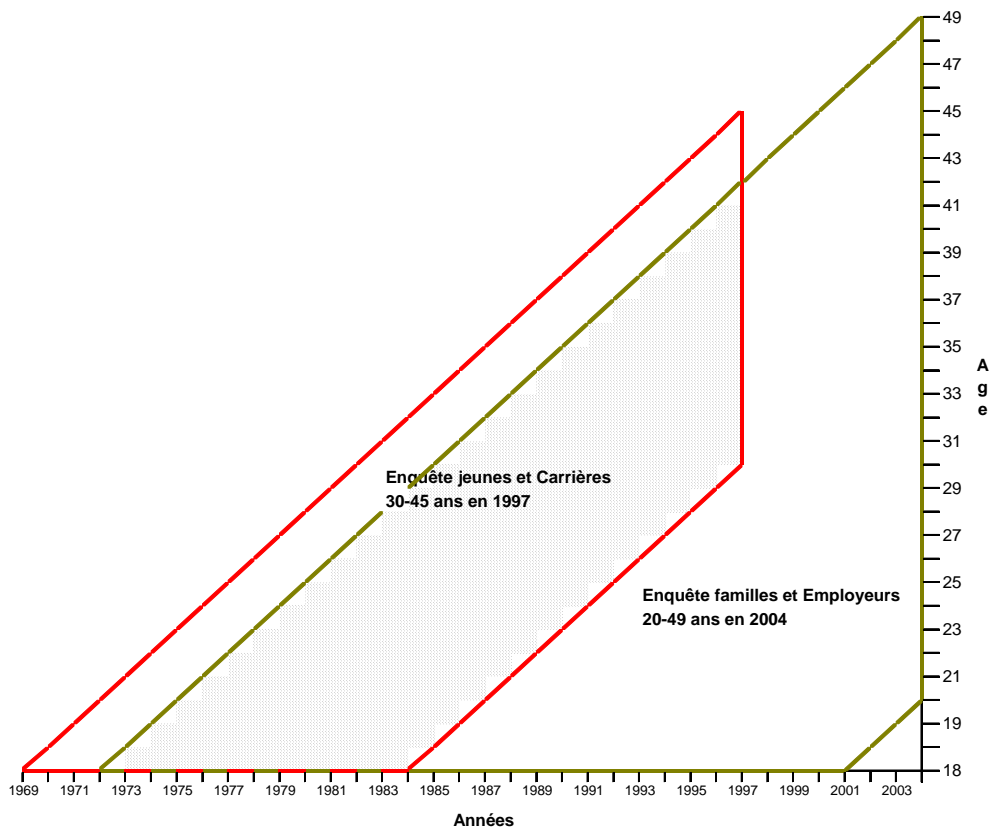
- AASSVE** Arnstein, **BETTI** Gianni, **MAZZUCO** Stefano, **MENCARINI** Letizia, 2007, “Marital disruption and economic well-being: a comparative analysis”, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 170(3), p. 781–799.
- ABADIE** Alberto, **IMBENS** Guido, 2008, “On the failure of the bootstrap for matching estimators”, *Econometrica*, 76(6), p. 1537–1557.
- AFSA** Cédric, **GIVORD** Pauline, 2009, “Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie : le cas des horaires irréguliers”, *Economie et Prévision*, 187, p. 83-103.
- ALGAVA** Elisabeth 2003, « Les familles monoparentales : des caractéristiques liées à leur histoire matrimoniale », *Etudes et Résultats*, 218, DREES.
- ALGAVA** Elisabeth, **LE MINEZ** Sylvie, **BRESSE** Sophie, **PLA** Anne, 2005, « Les familles monoparentales et leurs conditions de vie », *Etudes et Résultats*, 389, DREES.
- ALGAVA** Elisabeth, **BONNET** Carole, **SOLAZ** Anne, 2007, « Après une rupture : quelles modifications des trajectoires professionnelles ? », in *CEREQ Ruptures et irréversibilités dans les trajectoires*, Marseille, p.339-353.
- ANDRESS** Hans-Jürgen, **BORGLOH**, Barbara, **BROCKEL** Miriam, **GIESSELMANN** Marco, **HUMMELSHEIM** Dina, 2006, “The economic consequences of partnership dissolution– a comparative analysis of panel studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden”. *European Sociological Review*, 22, 533–560.
- BRODATY** Thomas, **CREPON** Bruno, **FOUGERE**, Denis, 2002, “Les méthodes microéconométriques d’évaluation: développements récents et applications aux politiques actives de l’emploi”, mimeo, à paraître dans *Economie et Prévision*
- BURKHAUSER** Richard V., **DUNCAN** Greg J., **HAUSER** Richard, **BERNSTEN** Roland 1991, « Wife or Frau, women do worse: a comparison of men and women in the United States and Germany after marital disruption », *Demography*, 28(3), p. 353-360.
- CASSAN** Francine, **CLANCHE** François, **MAZUY** Magali., (2001), « Refaire sa vie de couple est plus fréquent pour les hommes », *INSEE Première*, 797.
- COR**, 2008, « Retraites : droits familiaux et conjugaux », 6ème Rapport du Conseil d’Orientation des Retraites, 2008, 353 p.
- COVIZZI** Ilaria, 2008, « Does union dissolution lead to unemployment? A longitudinal study of health and risk of unemployment for women and men undergoing separation », *European Sociological Review*, 24, p. 347–361.
- van DAMME** Maïke, **KALMIJN** Matthijs, **UUNK** Wilfred, 2009, “The Employment of Separated Women in Europe: Individual and Institutional Determinants”, *European Sociological Review* 25(2), p 183-197.
- DAGUET** Fabienne (1996), « Mariage, divorce et union libre », *Insee première* 482.
- DEWILDE** Caroline, **UUNK** Wilfred, 2008, “Remarriage as a way to overcome the financial consequences of divorce. A test of the economic need-hypotheses for European women” *European Sociological Review*, 24, 393–407.
- DUNCAN** Greg J., **HOFFMAN** Saul D., 1985, « A reconsideration of the economic consequences of marital dissolution », *Demography*, 22(4), p. 485-497.
- FINNIE** Ross, 1993, “Women, men, and the economic consequences of divorce: evidence from Canadian longitudinal data”, *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, 30, p. 205–241.
- HECKMAN** James 1979. “Sample Selection Bias as a Specification Error.” *Econometrica* 47(1), p. 153-161.

- HECKMAN** James, **ICHIMURA** Hidehiko., **SMITH** Jeffrey, **TODD** Petra, 1998. "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," NBER Working Papers 6699, National Bureau of Economic Research, Inc.
- HERPIN** Nicolas, 1990, « La famille à l'épreuve du chômage », *Economie et Statistiques*, 235, p. 31-42.
- HOFFMAN** Saul D., 1977, « Marital instability and the economic status of women », *Demography*, 14, p. 67-76
- INSEE**, 1994, *Les Familles monoparentales*, Contours et Caractères, p 68-69.
- JARVIS** Sarah, **JENKINS** Stephen P., 1999, « Marital splits and income changes: evidence from the British Household Panel Survey », *Population Studies*, 53, p. 237-254
- JEANDIDIER** Bruno, **BOURREAU-DUBOIS** Cécile, 2005, « Les conséquences microéconomiques de la désunion », in M.-E. Joël, J. Wittwer, *Économie du vieillissement. Age et protection sociale*, Paris, L'Harmattan, tome 2, pp. 335-351.
- JOHNSON** William R., **SKINNER** Jonathan, 1986, « Labor supply and marital separation », *The American Economic Review*, 76(3), p. 455-469.
- KALMIJN** Matthijs 2005, "The effects of divorce on men's employment and social security histories." *European Journal of Population*, 21, p. 347–366.
- KALMIJN** Matthijs, **POORTMAN** Anne-Right 2006, "His or Her Divorce? The Gendered Nature of Divorce and its Determinants", *European Sociological Review*, 22(2), p. 201-214.
- LEUVEN** Edwin, **SIANESI** Barbara, 2003, PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing". <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
- MUELLER** Richard E., 2005, « The effet of marital dissolution on the labour supply of males and females : Evidence from Canada », *The Journal of Socio-Economics*, 34, p. 787-809.
- PIKETTY** Thomas, 2003, « The Impact of Divorce on School Performance: Evidence from France, 1968-2002 » CEPR Discussion Paper, 4146.
- PIKETTY** Thomas, 2005, « L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France, 1982 - 2002 », in C. Lefevre, A. Filhon *Histoires de familles, histoires familiales*, Paris, Les Cahiers de l'Ined, n° 156, pp. 79-109.
- POORTMAN** Anne-Right 2000, "Sex Differences in the Economic Consequences of Separation", *European Sociological Review*, 16(4), p 367-383.
- POORTMAN** Anne-Right, **KALMIJN** M. 2002, « Women's labour market position and divorce in the Netherlands. Evaluating Economic Interpretations of the Work Effect », *European Journal of Population*, 18, p. 175-202.
- POORTMAN** Anne-Right, 2005, « Women's Work and Divorce: A Matter of Anticipation ? A Research Note », *European Sociological Review*, 21(3), p. 301-309.
- ROSENBAUM** Paul R., **RUBIN** Donald B., 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1), p. 41-55.
- SILVERMAN** Bernard W., 1986, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall: London.
- SOLAZ** Anne, 2000, « Une réflexion économique sur le lien famille-chômage et la constitution du couple », *Recherches et Prévisions*, 60, p. 19-34.
- SMOCK** Pamela, 1993, « The economic costs of marital disruption for young women over the past two decades », *Demography*, 30(3), p. 353-371.

UUNK Wilfred, 2004, "The economic consequences of Divorce for Women in the European Union: the Impact of Welfare State Arrangements", *European Journal of Population*, 20, p. 251-285.

VILLENEUVE-GOKALP Catherine, 1994, « Après la séparation : conséquences de la rupture et avenir conjugal », in *Constance et inconstances de la famille*, Travaux et Documents, n° 134, INED.

Annexe 1 : Diagramme de Lexis comparant le champ couvert par le calendrier rétrospectif de chaque enquête



Annexe 2 – Estimation du score de propension – Probabilité de séparation à la date t

Tableau 9 - Probabilité de divorcer (modèle logit)

| Variables | | Coefficients | |
|---|--|----------------------|----------------------|
| | | Hommes | Femmes |
| Situation dans l'emploi en (t-1) | Emploi stable | Réf | Réf |
| | Emploi précaire | 0.413*** (0.091) | 0.320*** (0.076) |
| | Chômage | 0.269** (0.136) | 0.222** (0.087) |
| | Inactivité | 0.312 (0.229) | -0.102* (0.058) |
| Âge | | -0.057*** (0.007) | -0.047*** (0.005) |
| Année t | 1967-1984 | -0.238** (0.102) | -0.173** (0.088) |
| | 1985-1989 | -0.250*** (0.092) | -0.067 (0.078) |
| | 1990-1994 | -0.035 (0.081) | 0.037 (0.071) |
| | 1995-1999 | -0.099 (0.086) | -0.021 (0.075) |
| | 2000-2004 | Réf | ref |
| Durée d'union | =< 3 ans | -0.340*** (0.069) | -0.382*** (0.063) |
| | 4 ans et plus | Réf | Réf |
| Diplôme | sans | 0.063 (0.068) | 0.034 (0.056) |
| | Moins que le bac | Ref | Ref |
| | bac | -0.032 (0.082) | -0.115* (0.064) |
| | > Bac | 0.036 (0.068) | -0.000 (0.057) |
| Statut matrimonial en (t-1) | | | Réf |
| | marié | -0.682*** (0.058) | -0.838*** (0.049) |
| Nombre et âge des enfants | Sans enfant | Ref | Ref |
| | Un de moins de 2 ans | -0.969*** (0.092) | -0.425*** (0.072) |
| | Un de 2 ans et plus | 0.018 (0.082) | 0.224*** (0.072) |
| | 2 enfants dont au moins un de moins de 2 ans | -1.150*** (0.108) | -0.596*** (0.084) |
| | 2 enfants de 2 ans et plus | -0.348*** (0.091) | 0.064 (0.077) |
| Constante | | -1.471*** (0.224) | -1.863*** (0.184) |
| Observations / année ²³ | | 108866 | 143439 |
| Pseudo R ² | | . | 0,0304 |

Source : Enquête Jeunes et Carrière 1997 et Enquête Familles Employeur 2005 regroupées.

Entre parenthèses figurent les écarts-type

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

²³ Voir détail dans la section II sur les données.

Annexe 3 – Vérification de l'équilibre entre la population de contrôle et la population des séparés

Tableau 10 – Comparaison de la distribution des variables X dans les deux sous-populations des séparés et des non séparés

| Variable | Echantillon | Femmes | | | Hommes | | |
|---------------------------------------|-------------|--------------------|----------------------|-------------|--------------------|----------------------|-------------|
| | | Moyenne Séparés | Moyenne Contrôles | t-test t | Moyenne Séparés | Moyenne Contrôles | t-test t |
| <i>Situation dans l'emploi en t-1</i> | | | | | | | |
| Emploi stable | Non apparié | 0,660 | 0,659 | -0,12 | 0,866 | 0,927 | -9,43 *** |
| | Apparié | 0,660 | 0,666 | -0,46 | 0,866 | 0,865 | 0,11 |
| Emp. Précaire | Non apparié | 0,087 | 0,049 | 8,54 *** | 0,087 | 0,041 | 9,39 *** |
| | Apparié | 0,087 | 0,081 | 0,74 | 0,087 | 0,088 | -0,11 |
| Chômage | Non apparié | 0,062 | 0,046 | 3,94 *** | 0,035 | 0,024 | 2,99 *** |
| | Apparié | 0,062 | 0,020 | 0,14 | 0,035 | 0,035 | -0,03 |
| Inactivité | Non apparié | 1,190 | 0,246 | -6,37 *** | 0,012 | 0,008 | 1,49 |
| | Apparié | | | *** | 0,012 | 0,012 | 0,01 |
| Age | Non apparié | 29,17 | 30,36 | -9,10 *** | 29,70 | 31,61 | -12,80 *** |
| | Apparié | 29,17 | 29,20 | -0,19 | 29,70 | 29,74 | -0,08 |
| <i>Année de séparation</i> | | | | | | | |
| 1967-1984 | Non apparié | 0,198 | 0,213 | -1,84 * | 0,173 | 0,164 | 1,02 |
| | Apparié | 0,198 | 0,199 | -0,13 | 0,173 | 0,173 | 0,00 |
| 1985-1989 | Non apparié | 0,218 | 0,211 | 0,91 | 0,199 | 0,207 | -0,80 |
| | Apparié | 0,218 | 0,219 | -0,09 | 0,199 | 0,200 | -0,04 |
| 1990-1994 | Non apparié | 0,271 | 0,255 | 1,80 * | 0,294 | 0,280 | 1,27 |
| | Apparié | 0,271 | 0,271 | 0,02 | 0,294 | 0,293 | 0,05 |
| 1995-1999 | Non apparié | 0,177 | 0,181 | -0,52 | 0,185 | 0,199 | -1,45 |
| | Apparié | 0,177 | 0,176 | 0,10 | 0,185 | 0,185 | -0,01 |
| <i>Durée d'union</i> (=<3 ans) | Non apparié | 0,262 | 0,233 | 3,29 *** | 0,350 | 0,262 | 8,10 *** |
| | Apparié | 0,262 | 0,261 | 0,06 | 0,350 | 0,351 | -0,05 |
| <i>Diplôme</i> | | | | | | | |
| sans | Non apparié | 0,204 | 0,201 | 0,29 | 0,178 | 0,166 | 1,27 |
| | Apparié | 0,204 | 0,203 | 0,06 | 0,178 | 0,178 | 0,02 |
| < bac | Non apparié | 0,463 | 0,459 | 0,46 | 0,528 | 0,542 | -1,08 |
| | Apparié | 0,463 | 0,465 | -0,09 | 0,528 | 0,529 | -0,02 |
| bac | Non apparié | 0,135 | 0,143 | -1,18 | 0,108 | 0,110 | -0,18 |
| | Apparié | 0,135 | 0,135 | 0,01 | 0,108 | 0,108 | 0,00 |
| > bac | Non apparié | 0,198 | 0,197 | 0,19 | 0,186 | 0,183 | 0,32 |
| | Apparié | 0,198 | 0,198 | 0,05 | 0,186 | 0,185 | 0,01 |
| <i>marié</i> | Non apparié | 0,595 | 0,792 | -23,68 *** | 0,511 | 0,747 | -22,18 *** |
| | Apparié | 0,595 | 0,604 | -0,63 | 0,511 | 0,510 | 0,05 |
| <i>Nombre et âge des enfants</i> | | | | | | | |
| 1 enf <2 ans | Non apparié | 0,117 | 0,150 | -4,57 *** | 0,087 | 0,159 | -8,03 *** |
| | Apparié | 0,117 | 0,116 | 0,06 | 0,087 | 0,090 | -0,27 |
| 1enf >2 ans | Non apparié | 0,186 | 0,139 | 6,70 *** | 0,171 | 0,134 | 4,42 *** |
| | Apparié | 0,186 | 0,186 | 0,03 | 0,171 | 0,167 | 0,27 |
| > 2enf dt 1 <2 ans | Non apparié | 0,105 | 0,182 | -9,57 *** | 0,070 | 0,174 | -11,24 *** |
| | Apparié | 0,105 | 0,197 | 0,27 | 0,070 | 0,073 | -0,27 |
| > 2enf dt 0 <2 ans | Non apparié | 0,265 | 0,306 | -4,42 *** | 0,174 | 0,256 | -7,72 *** |
| | Apparié | 0,265 | 0,269 | -0,36 | 0,174 | 0,176 | -0,14 |

Source : Enquête Jeunes et Carrière 1997 et Enquête Familles Employeur 2005 regroupées.

Documents de Travail

Ces fascicules vous seront adressés sur simple demande à l'auteur :

Institut national d'études démographiques, 133, bd Davout, 75980 PARIS Cedex 20

Tél : (33) 01 56 06 20 86

Fax : (33) 01 56 06 21 99

- N° 164. – Carole BONNET, Anne SOLAZ, Elisabeth ALGAVA, *La séparation conjugale affecte-t-elle l'activité professionnelle ? Une estimation basée sur les méthodes d'appariement*, 2009, 36 p.
- N° 163. – Olivia EKERT- JAFFE, *Le coût du temps consacré aux enfants : contraintes de temps et activité féminine/The Real Time Cost of Children in France is Equally Shared by Mothers and Fathers*, 2009, 48 p.
- N° 162. – Laurent GOBILLON et François-Charles WOLFF, *Housing and location choices of retiring households : Evidence from France*, 2009, 28 p.
- N° 161. – Matthieu SOLIGNAC, *Les politiques de conciliation vie professionnelle/vie familiale menées par les employeurs : élaboration d'une typologie des établissements de l'Enquête Familles-Employeurs*, 2009, 143 p.
- N° 160. – Géraldine DUTHÉ, Raphaël LAURENT, Gilles PISON, *Vivre et mourir après 60 ans en milieu rural africain. Isolement, recours aux soins et mortalité des personnes âgées à Mlomp*, 2009, 26 p.
- N° 159. – Nathalie DONZEAU et Jean-Louis PAN KÉ SON, *La mobilité résidentielle depuis la fin des Trente Glorieuses*, 2009, 34 p.
- N° 158. – Olivier THÉVENON, *The costs of raising children and the effectiveness of policies to support parenthood in European countries: a Literature Review*, 2009, 612 p.
- N° 157. – Jean-Louis PAN KÉ SON, *L'émergence du sentiment d'insécurité en quartiers défavorisés. Dépassement du seuil de tolérance... aux étrangers ou à la misère ?*, 2009, 20 p.
- N° 156. – Maryse Marpsat, *The Ined Research on Homelessness, 1993-2008*, 2008, 218 p.
- N° 155. – Éva BEAUJOUAN, Anne SOLAZ, *Childbearing after separation: Do second unions make up for earlier missing births? Evidence from France*, 2008, 24 p.
- N° 154. – Carole BONNET, Laurent GOBILLON, Anne LAFERRÈRE, *The effect of widowhood on housing and location choices*, 2008, 40 p.
- N° 153. – Louise MARIE DIOP-MAES, *La population ancienne de l'Afrique subsaharienne. Les éléments d'évaluation*, 2008, 20 p.
- N° 152. – Traduction en Russe du N° 121.
- N° 151. – P. FESTY, J. ACCARDO, D. DEMAILLY, L. PROKOFIEVA, I. KORTCHAGINA, A. SZUKIELOJC-BIENKUNSKA, L. NIVOROZHINA, L. OVTCHAROVA, M. SEBTI, A. PATERNO, S. STROZZA, I. ELISEEVA, A. SHEVYAKOV, *Mesures, formes et facteurs de la pauvreté. Approches comparative*, 2008, 196 p.
- N° 150. – Géraldine DUTHÉ, Serge H. D. FAYE, Emmanuelle GUYAVARCH, Pascal ARDUIN, Malick A. KANTE, Aldiouma DIALLO, Raphaël LAURENT, Adama MARRA, Gilles PISON, *La détermination des causes de décès par autopsie verbale : étude de la mortalité palustre en zone rurale sénégalaise*, 2008, 42 p.
- N° 149. – Maryse MARPSAT, *Services for the Homeless in France. Description, official statistics, client recording of information. A report for the European Commission*, 2007, 84 p.
- N° 148. – Olivier THÉVENON, *L'activité féminine après l'arrivée d'enfants : disparités et évolutions en Europe à partir des enquêtes sur les Forces de travail, 1992-2005*, 2007, 56 p.
- N° 147. – Magali BARBIERI, *Population en transition. Dix communications présentées au XXV^e Congrès général de la population, Tours, France, 18-23 juillet 2005*, 2007, 201 p.
- N° 146. – François CHAPIREAU, *La mortalité des malades mentaux hospitalisés en France pendant la deuxième guerre mondiale*, 2007, 36 p.
- N° 145. – Maryse MARPSAT, *Explorer les frontières. Recherches sur des catégories « en marge »*, Mémoire présenté en vue de l'habilitation à diriger des recherches en sociologie, 2007, 274 p.
- N° 144. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER et Pascal SEBILLE, *Modifications to the Generations and Gender Surveys questionnaire in France (wave 1)*, 192 p.
- N° 143. – Ariane PAILHÉ et Anne SOLAZ, *L'enquête Familles et employeurs. Protocole d'une double enquête et bilan de collecte*, 180 p.

- N° 142. – Annie BACHELOT et Jacques de MOUZON, *Données de l'enquête « Caractéristiques des couples demandant une fécondation in vitro en France »*, 2007, 44 p.
- N° 141. – Olivia EKERT-JAFFÉ, Shoshana GROSSBARD et Rémi MOUGIN, *Economic Analysis of the Childbearing Decision*, 2007, 108 p.
- N° 140. – Véronique HERTRICH and Marie LESCLINGAND, *Transition to adulthood and gender: changes in rural Mali*
- N° 139. – Patrick SIMON et Martin CLÉMENT, *Rapport de l'enquête « Mesure de la diversité ». Une enquête expérimentale pour caractériser l'origine*, 2006, 86 p.
- N° 138. – Magali BARBIERI, Alfred NIZARD et Laurent TOULEMON, *Écart de température et mortalité en France*, 2006, 80 p.
- N° 137. – Jean-Louis PAN KE SHON, *Mobilités internes différentielles en quartiers sensibles et ségrégation*, 2006, 42 p.
- N° 136. – Francisco MUNOZ-PEREZ, Sophie PENNEC, avec la collaboration de Geneviève Houriet Segard, *Évolution future de la population des magistrats et perspectives de carrière, 2001-2040*, 2006, XXX + 114 p.
- N° 135. – Alexandre DJIRIKIAN et Valérie LAFLAMME, sous la direction de Maryse MARPSAT, *Les formes marginales de logement. Étude bibliographique et méthodologique de la prise en compte du logement non ordinaire*, 2006, 240 p.
- N° 134. – Catherine BONVALET et Éva LELIÈVRE, *Publications choisies autour de l'enquête « Biographies et entourage »*, 2006, 134 p.
- N° 133. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER, *Présentation, questionnaire et documentation de l'« Étude des relations familiales et intergénérationnelles » (Erfi). Version française de l'enquête « Generations and Gender Survey » (GGS)*, 2006, 238 p.
- N° 132. – Lucie BONNET et Louis BERTRAND (sous la direction de), *Mobilités, habitat et identités*, Actes de la journée d'étude « Jeunes chercheurs ». Le logement et l'habitat comme objet de recherche. Atelier 3, 2005, 92 p.
- N° 131. – Isabelle FRECHON et Catherine Villeneuve-Gokalp, *Étude sur l'adoption*, 2005, 64 p.
- N° 130. – Dominique MEURS, Ariane PAIHLÉ et Patrick SIMON, *Mobilité intergénérationnelle et persistance des inégalités. L'accès à l'emploi des immigrés et de leurs descendants en France*, 2005, 36 p.
- N° 129. – Magali MAZUY, Nicolas RAZAFINDRATSIMA, Élise de LA ROCHEBROCHARD, *Déperdition dans l'enquête « Intentions de fécondité »*, 2005, 36 p.
- N° 128. – Laure MOGUEROU et Magali BARBIERI, *Population et pauvreté en Afrique. Neuf communications présentées à la IV^e Conférence africaine sur la population*, Tunis, Tunisie, 8-12 décembre 2003, 2005, 184 p.
- N° 127. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, *Les sources de la mobilité résidentielle. Modifications intervenues sur les grandes sources de données dans l'étude des migrations*, 2005, 30 p.
- N° 126. – Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *L'impact des réformes de 1993 et de 2003 sur les retraites. Une analyse à l'aide du modèle de microsimulation Artémis*, 2005, 28 p.
- N° 125. – Kees WAALDIJK (ed), *More or less together: levels of legal consequences of marriage, cohabitation and registered partnership for different-sex and same-sex partners: a comparative study of nine European countries*, 2005, 192 p. (s'adresser à Marie DIGOIX)
- N° 124. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (eds), *Same-sex couples, same-sex partnerships, and homosexual marriages: A Focus on cross-national differentials*, 2004, 304 p.
- N° 123. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (sous la dir.), Séminaire « Comparaisons européennes », années 2001-2002, 2004, 220 p.
- N° 122. – Emmanuelle GUYAVARCH et Gilles PISON, *Les balbutiements de la contraception en Afrique au Sud du Sahara*, septembre 2004, 48 p.
- N° 121. – Maryse JASPARD et Stéphanie CONDON, *Genre, violences sexuelles et justice*. Actes de la journée-séminaire du 20 juin 2003, 2004, 135p.
- N° 120. – Laurent TOULEMON et Magali MAZUY, *Comment prendre en compte l'âge à l'arrivée et la durée de séjour en France dans la mesure de la fécondité des immigrants ?*, 2004, 34 p.
- N° 119. – Céline CLÉMENT et Bénédicte GASTINEAU (coord.), *Démographie et sociétés*. Colloque international « Jeunes Chercheurs », Cerpos-Université Paris X-Nanterre, 1^{er} et 2 octobre 2002, 2003, 350 p.
- N° 118. – Monique BERTRAND, Véronique DUPONT et France GUERIN-PACE (sous la dir.), *Espaces de vie. Une revue des concepts et des applications*, 2003, 188 p.
- N° 117. – Stéphanie CONDON et Armelle ANDRO, *Questions de genre en démographie. Actes de la journée du 22 juin 2001*, 2003, 128 p.

- N° 116. – Maryse JASPARD et l'équipe Enveff, *Le questionnaire de l'enquête Enveff. Enquête nationale sur les violences envers les femmes en France*, 2003, 10 + 88 p.
- N° 115. – Zahia OUADAH-BEDIDI et Jacques VALLIN, *Disparités régionales de l'écart d'âge entre conjoints en Algérie. Évolution depuis 1966*, 2003, 32 p.
- N° 114. – Magali MAZUY, *Situations familiales et fécondité selon le milieu social. Résultats à partir de l'enquête EHF de 1999*, 2002, 60 p.
- N° 113. – Jean-Paul SARDON, *Fécondité et transition en Europe centrale et orientale*, 2002, 38 p.
- N° 112. – Thérèse LOCOH, *Deux études sur la fécondité en Afrique : 1) Structures familiales et évolutions de la fécondité dans les pays à fécondité intermédiaire d'Afrique de l'Ouest ; 2) Baisse de la fécondité et mutations familiales en Afrique sub-saharienne*, 2002, 24 p. et 30 p.
- N° 111. – Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *Individual real wages over business cycle: The impact of macroeconomic variations on individual careers and implications concerning retirement pensions*, 2002, 38 p.
- N° 110. – Recueil préparé par Amandine LEBUGLE et Jacques VALLIN, *Sur le chemin de la transition. Onze communications présentées au XXIV^e Congrès général de la population à Salvador de Bahia, Brésil, août 2001*, 2002, 234 p.
- N° 109. – Éric BRIAN, Jean-Marc ROHRBASSER, Christine THÉRE, Jacques VÉRON (intervenants et organisateurs), *La durée de vie : histoire et calcul*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 7 février 2000, 2002, 70 p.
- N° 108. – France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès*, 2002, 20 p.
- N° 107. – Alexandre AVDEEV, *La mortalité infantile en Russie et en URSS: éléments pour un état des recherches*, 2002, 48 p.
- N° 106. – Isabelle ATTANÉ (organisatrice), *La Chine en transition : questions de population, questions de société*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 31 janvier et 1^{er} février 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2002, 46 p.
- N° 105. – A. AVDEEV, J. BELLENGER, A. BLUM, P. FESTY, A. PAILHE, C. GOUSSEFF, C. LEFÈVRE, A. MONNIER, J.-C. SEBAG, J. VALLIN (intervenants et organisateurs), *La société russe depuis la perestroïka : rupture, crise ou continuité?* Séminaire de la valorisation de la recherche, 1^{er} mars 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2001, 124 p.
- N° 104. – Jacques VÉRON, Sophie PENNEC, Jacques LÉGARÉ, Marie DIGOIX (éds), *Le contrat social à l'épreuve des changements démographiques ~ The Social Contract in the Face of Demographic Change*, Actes des 2^e Rencontres Sauvy, 2001, 386 p.
- N° 103. – Gilles PISON, Alexis GABADINHO, Catherine ENEL, *Mlomp (Sénégal). Niveaux et tendances démographiques; 1985-2000*, 2001, 182 p.
- N° 102. – *La famille en AOF et la condition de la femme*. Rapport présenté au Gouverneur général de l'AOF. par Denise SAVINEAU (1938). Introduction de Pascale Barthélémy, 2001, XXII-222 p.
- N° 101. – Jean-Paul SARDON, *La fécondité dans les Balkans*, 2001, 88 p.
- N° 100. – Jean-Paul SARDON, *L'évolution récente de la fécondité en Europe du Sud*, 26 p.
- N° 99. – S. JUSTEAU, J.H. KALTENBACH, D. LAPEYRONNIE, S. ROCHÉ, J.C. SEBAG, X. THIERRY ET M. TRIBALAT (intervenants et organisateurs), *L'immigration et ses amalgames*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 24 mai 2000, 2001, 94 p.
- N° 98. – Juliette HALIFAX, *L'insertion sociale des enfants adoptés. Résultats de l'enquête « Adoption internationale et insertion sociale », 2000 (Ined – Les Amis des enfants du monde)*, 2001, 58 p.
- N° 97. – Michèle TRIBALAT, *Modéliser, pour quoi faire?*, 2001, 10 p.
- N° 96. – O. EKERT-JAFFÉ, H. LERIDON, S. PENNEC, I. THÉRY, L. TOULEMON et J.-C. SEBAG (intervenants et organisateurs), *Évolution de la structure familiale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 28 juin 2000, 2001, 110 p.
- N° 95. – A. ANDRO, A. LEBUGLE, M. LESCLINGAND, T. LOCOH, M. MOUVAGHA-SOW, Z. OUADAH-BEDIDI, J. VALLIN, C. VANDERMEERSCH, J. VÉRON, *Genre et développement. Huit communications présentées à la Chaire Quetelet 2000*, 2001, 158 p.
- N° 94. – C. BONVALET, C. CLÉMENT, D. MAISON, L. ORTALDA et T. VICHNEVSKAIA, *Réseaux de sociabilité et d'entraide au sein de la parenté : Six contributions*, 2001, 110 p.
- N° 93. – Magali MAZUY et Laurent TOULEMON, *Étude de l'histoire familiale. Premiers résultats de l'enquête en ménages*, 2001, 100 p.
- N° 92. – *Politiques sociales en France et en Russie*, INED/IPSEP, 2001, 246 p.
- N° 91. – Françoise MOREAU, *Commerce des données sur la population et libertés individuelles*, 2001, 20 p. + Annexes.

- N° 90.– Youssef COURBAGE, Sergio DELLAPERGOLA, Alain DIECKHOFF, Philippe FARGUES, Emile MALET, Elias SANBAR et Jean-Claude SEBAG (intervenants et organisateurs), *L'arrière-plan démographique de l'explosion de violence en Israël-Palestine*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 30 novembre 2000, 2000, 106 p.
- N° 89.– Bénédicte GASTINEAU et Elisabete de CARVALHO (coordonné par), *Démographie: nouveaux champs, nouvelles recherches*, 2000, 380 p.
- N° 88.– Gil BELLIS, Jean-Noël BIRABEN, Marie-Hélène CAZES et Marc de BRAEKELEER (modérateur et intervenants), *Généétique et populations*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 26 janvier 2000, 2000, 96 p.
- N° 87.– Jean-Marie FIRDION, Maryse MARPSAT et Gérard MAUGER (intervenants), *Étude des sans-domicile: le cas de Paris et de l'Ile-de-France*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 19 avril 2000, 2000, 90 p.
- N° 86.– François HÉRAN et Jean-Claude SEBAG (responsables modérateurs), *L'utilisation des sources administratives en démographie, sociologie et statistique sociale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 20 septembre 2000, 2000, 170 p.
- N° 85.– Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. II. Genre, population et développement*, 2000, 200 p.
- N° 84.– Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. I. Genre et population, France 2000*, 2000, 260 p.
- N° 83.– Stéphanie CONDON, Michel BOZON et Thérèse LOCOH, *Démographie, sexe et genre: bilan et perspectives*, 2000, 100 p.
- N° 82.– Olivia EKERT-JAFFE et Anne SOLAZ, *Unemployment and family formation in France*, 2000, 26 p.
- N° 81.– Jean-Marie FIRDION, *L'étude des jeunes sans domicile dans les pays occidentaux : état des lieux*, 1999, 28 p.
- N° 80.– *Age, génération et activité : vers un nouveau contrat social ? / Age, cohort and activity: A new "social contract"?*, Actes des 1^{ères} rencontres Sauvy (s'adresser à Marie DIGOIX), 1999, 314 p.
- N° 79.– Maryse MARPSAT, *Les apports réciproques des méthodes quantitatives et qualitatives : le cas particulier des enquêtes sur les personnes sans domicile*, 1999, 24 p.
- N° 78.– *Les populations du monde, le monde des populations. La place de l'expert en sciences sociales dans le débat public*, Actes de la Table ronde pour l'inauguration de l'Ined, 1999, 54 p.
- N° 77.– Isabelle SÉGUY, Fabienne LE SAGER, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive des données informatiques*, 1999, 156 p.
- N° 76.– I. SÉGUY, H. COLENÇON et C. MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive de la partie nominative*, 1999, 120 p.
- N° 75.– Anne-Claude LE VOYER (s'adresser à H. LERIDON), *Les processus menant au désir d'enfant en France*, 1999, 200 p.
- N° 74.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Le rôle des vaccinations dans la baisse de la mortalité*, 1999, 20 p.
- N° 73.– Bernard ZARCA, *Comment passer d'un échantillon de ménages à un échantillon de fratries ? Les enquêtes «Réseaux familiaux» de 1976, «Proches et parents» de 1990 et le calcul d'un coefficient de pondération*, 1999, 20 p.
- N° 72.– Catherine BONVALET, *Famille-logement. Identité statistique ou enjeu politique?* 1998, 262 p.
- N° 71.– Denise ARBONVILLE, *Normalisation de l'habitat et accès au logement. Une étude statistique de l'évolution du parc "social de fait" de 1984 à 1992*, 1998, 36 p.
- N° 70.– *Famille, activité, vieillissement : générations et solidarités*. Bibliographie préparée par le Centre de Documentation de l'Ined, 1998, 44 p.
- N° 69.– XXIII^e Congrès général de la population, Beijing, Chine, 11-17 octobre 1997:
 A) *Contribution des chercheurs de l'Ined au Congrès*, 1997, 178 p.
 B) *Participation of Ined Researchers in the Conference*, 1997, 180 p.
- N° 68.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité aux âges élevés en France depuis 1950*, 1998, 42 p.
- N° 67.– Isabelle SÉGUY, *Enquête Jean-Noël Biraben «La population de la France de 1500 à 1700». Répertoire des sources numériques*, 1998, 36 p.
- N° 66.– Alain BLUM, *I. Statistique, démographie et politique. II. Deux études sur l'histoire de la statistique et de la statistique démographique en URSS (1920-1939)*, 1998, 92 p.
- N° 65.– Annie LABOURIE-RACAPÉ et Thérèse LOCOH, *Genre et démographie : nouvelles problématiques ou effet de mode ?* 1998, 27 p.

- N° 64.– C. BONVALET, A. GOTMAN et Y. GRAFMEYER (éds), et I. Bertaux-Viame, D. Maison et L. Ortalda, *Proches et parents : l'aménagement des territoires*, 1997.
- N° 63.– Corinne BENVENISTE et Benoît RIANDEY, *Les exclus du logement : connaître et agir*, 1997, 20 p.
- N° 62.– Sylvia T. WARGON, *La démographie au Canada, 1945-1995*, 1997, 40 p.
- N° 61.– Claude RENARD, *Enquête Louis Henry. Bibliographie de l'enquête*, 1997, 82 p.
- N° 60.– H. AGHA, J.C. CHASTELAND, Y. COURBAGE, M. LADIER-FOULADI, A.H. MEHRYAR, *Famille et fécondité à Shiraz (1996)*, 1997, 60 p.
- N° 59.– Catherine BONVALET, Dominique MAISON et Laurent ORTALDA, *Analyse textuelle des entretiens «Proches et Parents»*, 1997, 32 p.
- N° 58.– B. BACCAÏNI, M. BARBIERI, S. CONDON et M. DIGOIX (éds), *Questions de population. Actes du Colloque Jeunes Chercheurs:*
I. Mesures démographiques dans des petites populations, 1997, 50 p.
II. Nuptialité – fécondité – reproduction, 1997, 120 p.
III. Histoire des populations, 1997, 90 p.
IV. Économie et emploi, 1997, 50 p.
V. Vieillesse – retraite, 1997, 66 p.
VI. Famille, 1997, 128 p.
VII. Santé – mortalité, 1997, 136 p.
VIII. Population et espace, 1997, 120 p.
IX. Migration – intégration, 1997, 96 p.
- N° 57.– Isabelle SÉGUY et Corinne MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive non nominative*, 1997, 106 p.
- N° 56.– Máire Ní BHROLCHÁIN and Laurent TOULEMON, *Exploratory analysis of demographic data using graphical methods*, 1996, 50 p.
- N° 55.– Laurent TOULEMON et Catherine de GUIBERT-LANTOINE, *Enquêtes sur la fécondité et la famille dans les pays de l'Europe (régions ECE des Nations unies). Résultats de l'enquête française*, 1996, 84 p.
- N° 54.– G. BALLAND, G. BELLIS, M. DE BRAEKELEER, F. DEPOID, M. LEFEBVRE, I. SEGUY, *Généalogies et reconstitutions de familles. Analyse des besoins*, 1996, 44 p.
- N° 53.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Comment suivre l'évolution de la mortalité par cause malgré les discontinuités de la statistique ? Le cas de la France de 1925 à 1993*, 1996, 46p .
- N° 52.– Catherine BONVALET et Eva LELIÈVRE, *La notion d'entourage, un outil pour l'analyse de l'évolution des réseaux individuels*, 1996, 18 p.
- N° 51.– Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *La mortalité a-t-elle vraiment augmenté brutalement entre 1991 et 1995?*, 1996, 80 p.
- N° 50.– France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV, Véronique HERTRICH et Jacques VALLIN, *Tendances récentes de la mortalité par cause en Russie, 1965-1993*, 1995, 70 p.
 Avec, en supplément, 1 volume d'Annexes de 384 p.
- N° 49.– Jacques VALLIN, *Espérance de vie : quelle quantité pour quelle qualité de vie ?*, 1995, 24 p.
- N° 48.– François HÉRAN, *Figures et légendes de la parenté:*
I. Variations sur les figures élémentaires, 1995, 114 p.
II. La modélisation de l'écart d'âge et la relation groupe/individu, 1995, 84 p.
III. Trois études de cas sur l'écart d'âge: Touaregs, Alyawara, Warlpiri, 1995, 102 p.
IV. Le roulement des alliances, 1995, 60 p.
V. Petite géométrie fractale de la parenté, 1995, 42 p.
VI. Arbor juris. Logique des figures de parenté au Moyen Age, 1996, 62 p.
VII. De Granet à Lévi-Strauss, 1996, 162 p.
VIII. Les vies parallèles. Une analyse de la co-alliance chez les Etoro de Nouvelle-Guinée, 1996, 80 p.
IX. Ambrym ou l'énigme de la symétrie oblique : histoire d'une controverse, 1996, 136 p.
- N° 47.– Olivia EKERT-JAFFÉ, Denise ARBONVILLE et Jérôme WITWER, *Ce que coûtent les jeunes de 18 à 25 ans*, 1995, 122 p.
- N° 46.– Laurent TOULEMON, *Régression logistique et régression sur les risques. Deux supports de cours*, 1995, 56 p.
- N° 45.– Graziella CASELLI, France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Le triomphe de la médecine. Évolution de la mortalité en Europe depuis le début de siècle*, 1995, 60 p.
- N° 44.– Magali BARBIERI, Alain BLUM, Elena DOLGIKH, Amon ERGASHEV, *La transition de fécondité en Ouzbékistan*, 1994, 76 p.

- N° 43.– Marc De BRAEKELEER et Gil BELLIS, *Généalogies et reconstitutions de familles en génétique humaine*, 1994, 66 p.
- N° 42.– Serge ADAMETS, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *Disparités et variabilités des catastrophes démographiques en URSS*, 1994, 100 p.
- N° 41.– Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Irina TROITSKAJA, *L'avortement et la contraception en Russie et dans l'ex-URSS : histoire et présent*, 1993, 74 p.
- N° 40.– Gilles PISON et Annabel DESGREES DU LOU, *Bandafassi (Sénégal) : niveaux et tendances démographiques 1971-1991*, 1993, 40 p.
- N° 39.– Michel Louis LÉVY, *La dynamique des populations humaines*, 1993, 20 p.
- N° 38.– Alain BLUM, *Systèmes démographiques soviétiques*, 1992, 14 + X p.
- N° 37.– Emmanuel LAGARDE, Gilles PISON, Bernard LE GUENNO, Catherine ENEL et Cheikh SECK, *Les facteurs de risque de l'infection à VIH2 dans une région rurale du Sénégal*, 1992, 72 p.
- N° 36.– Annabel DESGREES DU LOU et Gilles PISON, *Les obstacles à la vaccination universelle des enfants des pays en développement. Une étude de cas en zone rurale au Sénégal*, 1992, 26 p.
- N° 35.– France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV et Jacques VALLIN, *La mortalité par causes en URSS de 1970 à 1987 : reconstruction de séries statistiques cohérentes*, 1992, 36 p.
- N° 34.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité par cancer et par maladies cardiovasculaires en Europe depuis 1950*, 1992, 48 p.
- N° 33.– Didier BLANCHET, *Vieillesse et perspectives des retraites : analyses démo-économiques*, 1991, 120 p.
- N° 32.– Noël BONNEUIL, *Démographie de la nuptialité au XIX^e siècle*, 1990, 32 p.
- N° 31.– Jean-Paul SARDON, *L'évolution de la fécondité en France depuis un demi-siècle*, 1990, 102 p.
- N° 30.– Benoît RIANDEY, *Répertoire des enquêtes démographiques : bilan pour la France métropolitaine*, 1989, 24 p.
- N° 29.– Thérèse LOCOH, *Changement social et situations matrimoniales : les nouvelles formes d'union à Lomé*, 1989, 44 p.
- N° 28.– Catherine ENEL, Gilles PISON, et Monique LEFEBVRE, *Migrations et évolution de la nuptialité. L'exemple d'un village joola du sud du Sénégal, Mlomp*, 1989, 26 p.
(Sénégal) depuis 50 ans, 1^{ère} édition : 1989, 36 p. ; 2^{ème} édition revue et augmentée : 1990, 48 p.
- N° 27.– Nicolas BROUARD, *L'extinction des noms de famille en France : une approche*, 1989, 22 p.
- N° 26.– Gilles PISON, Monique LEFEBVRE, Catherine ENEL et Jean-François TRAPE, *L'influence des changements sanitaires sur l'évolution de la mortalité : le cas de Mlomp*, 1989, 36 p.
- N° 25.– Alain BLUM et Philippe FARGUES, *Estimation de la mortalité maternelle dans les pays à données incomplètes. Une application à Bamako (1974-1985) et à d'autres pays en développement*, 1989, 36 p.
- N° 24.– Jacques VALLIN et Graziella CASELLI, *Mortalité et vieillissement de la population*, 1989, 30 p.
- N° 23.– Georges TAPINOS, Didier BLANCHET et Olivia EKERT-JAFFÉ, *Population et demande de changements démographiques, demande et structure de consommation*, 1989, 46 p.
- N° 22.– Benoît RIANDEY, *Un échantillon probabiliste de A à Z : l'exemple de l'enquête Peuplement et dépeuplement de Paris. INED (1986)*, 1989, 12 p.
- N° 21.– Noël BONNEUIL et Philippe FARGUES, *Prévoir les « caprices » de la mortalité. Chronique des causes de décès à Bamako de 1964 à 1985*, 1989, 44 p.
- N° 20.– France MESLÉ, *Morbidité et causes de décès chez les personnes âgées*, 1988, 18 p.
- N° 19.– Henri LERIDON, *Analyse des biographies matrimoniales dans l'enquête sur les situations familiales*, 1988, 64 p.
- N° 18.– Jacques VALLIN, *La mortalité en Europe de 1720 à 1914 : tendances à long terme et changements de structure par âge et par sexe*, 1988, 40 p.
- N° 17.– Jacques VALLIN, *Évolution sociale et baisse de la mortalité : conquête ou reconquête d'un avantage féminin ?*, 1988, 36 p.
- N° 16.– Gérard CALOT et Graziella CASELLI, *La mortalité en Chine d'après le recensement de 1982:*
I.– *Analyse selon le sexe et l'âge au niveau national et provincial*, 1988, 72 p.
II.– *Tables de mortalité par province*, 1988, 112 p.
- N° 15.– Peter AABY (s'adresser à J. VALLIN), *Le surpeuplement, un facteur déterminant de la mortalité par rougeole en Afrique*, 1987, 52 p.
- N° 14.– Jacques VALLIN, *Théorie(s) de la baisse de la mortalité et situation africaine*, 1987, 44 p.
- N° 13.– Kuakivi GBENYON et Thérèse LOCOH, *Différences de mortalité selon le sexe, dans l'enfance en Afrique au Sud du Sahara*, 1987, 30 p.

- N° 12.– Philippe FARGUES, *Les saisons et la mortalité urbaine en Afrique. Les décès à Bamako de 1974 à 1985*, 1987, 38 p.
- N° 11.– Gilles PISON, *Les jumeaux en Afrique au Sud du Sahara : fréquence, statut social et mortalité*, 1987, 48 p.
- N° 10.– Philippe FARGUES, *La migration obéit-elle à la conjoncture pétrolière dans le Golfe ? L'exemple du Koweït*, 1987, 30 p.
- N° 9.– Didier BLANCHET, *Deux études sur les relations entre démographie et systèmes de retraite*, 1986, 26 p.
- N° 8.– Didier BLANCHET, *Équilibre malthusien et liaison entre croissances économique et démographique dans les pays en développement : un modèle*, 1986, 20 p.
- N° 7.– Jacques VALLIN, France MESLÉ et Alfred NIZARD, *Reclassement des rubriques de la 8ème révision de la Classification internationale des maladies selon l'étiologie et l'anatomie*, 1986, 56 p.
- N° 6.– Philippe FARGUES, *Un apport potentiel des formations sanitaires pour mesurer la mortalité dans l'enfance en Afrique*, 1986, 34 p.
- N° 5.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Les causes de décès en France de 1925 à 1978*, 1986, 36 p.
- N° 4.– Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, J. VAUPEL et A. YASHIN, *L'évolution de la structure par âge de la mortalité en Italie et en France depuis 1900*, 1986, 28 p.
- N° 3.– Paul PAILLAT, *Le vécu du vieillissement en 1979*, 1981, 114 p.
- N° 2.– Claude LÉVY, *Aspects socio-politiques et démographiques de la planification familiale en France, en Hongrie et en Roumanie*, 1977, 248 p.
- N° 1.– Georges TAPINOS, *Les méthodes d'analyse en démographie économique*, 1976, 288 p.