

LES CHANGEMENTS PROFESSIONNELS EN FRANCE AUTOUR DE LA SÉPARATION CONJUGALE

Carole Bonnet *et al.*

I.N.E.D | *Population*

**2010/2 - Vol. 65
pages 273 à 308**

ISSN 0032-4663

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-population-2010-2-page-273.htm>

Pour citer cet article :

Bonnet Carole *et al.*, « Les changements professionnels en France autour de la séparation conjugale »,
Population, 2010/2 Vol. 65, p. 273-308. DOI : 10.3917/popu.1002.0273

Distribution électronique Cairn.info pour I.N.E.D.

© I.N.E.D. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.



Carole BONNET*, Anne SOLAZ*, Elisabeth ALGAVA**

Les changements professionnels en France autour de la séparation conjugale

Les trajectoires professionnelles des femmes et des hommes restent fortement différenciées, notamment parce que les femmes, davantage que les hommes, sont contraintes par les activités domestiques. Avec la naissance des enfants, les divergences s'accroissent. Mais quel est l'effet d'une rupture conjugale sur la situation professionnelle des hommes et des femmes ? À partir de deux enquêtes rétrospectives conduites en France en 1997 et 2005, Carole BONNET, Anne SOLAZ et Elisabeth ALGAVA analysent ici l'offre de travail des hommes et des femmes dans les années qui suivent une rupture conjugale. Pour évaluer finement la part des comportements professionnels attribuable à la séparation en évitant les biais de sélection et les effets d'autres événements biographiques, elles concentrent leurs analyses sur l'année qui précède et les deux années qui suivent la séparation, et utilisent des méthodes d'appariement. Après une rupture, la situation professionnelle des hommes est fragilisée. Les femmes inactives reprennent massivement un emploi, notamment si elles ont un enfant de plus de deux ans et si elles avaient déjà travaillé avant la séparation.

Une forte croissance des ruptures d'union (hors veuvage) est observée dans la plupart des pays développés depuis une trentaine d'années. La littérature internationale, abondante sur les conséquences économiques du divorce, a mis en évidence des différences entre hommes et femmes séparés, notamment en termes de niveau de vie. En France, l'indice conjoncturel des divorces⁽¹⁾ pour 100 mariages est passé de 11 à 45,1 entre 1950 et 2008, sans compter les séparations d'unions non mariées, forme d'union de plus en plus fréquente. Si la France n'échappe pas à l'augmentation du nombre de séparations conjugales, les travaux sur leurs conséquences économiques sont encore rares.

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

* Institut national d'études démographiques.

** Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques, Ministère du travail.

Correspondance : Carole Bonnet, Institut national d'études démographiques, 133 boulevard Davout, 75980 Paris Cedex 20, tél : 33 (0)1 56 06 22 36, courriel : carole.bonnet@ined.fr

Les informations disponibles sur la France, issues de comparaisons européennes, mettent en évidence que la baisse du revenu équivalent⁽²⁾ des femmes divorcées après la séparation en France serait parmi les plus élevées, juste après le Royaume-Uni (Uunk, 2004). Le revenu médian des femmes diminuerait de 32 % (36 % au Royaume-Uni) dans l'année qui suit le divorce. Ces résultats sont certainement à considérer avec prudence en raison de la taille restreinte des échantillons pour chaque pays.

Des travaux récents (van Damme *et al.*, 2009 ; Covizzi, 2008) soulignent que la littérature s'est surtout intéressée à l'impact des ruptures d'union sur la variation de niveau de vie, mais moins souvent à leur impact sur l'offre de travail, bien que les deux soient évidemment liées. La participation au marché du travail permet de limiter la baisse de ressources consécutive à la perte de revenu du conjoint et de réduire la dépendance vis-à-vis du versement de transferts publics.

Étudier les modifications des trajectoires professionnelles suite à une rupture d'union, en particulier dans le cadre d'une comparaison entre hommes et femmes, est important 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 souvent une spécialisation croissante au cours du cycle de vie, en donnant une préférence à la carrière de l'un des conjoints lorsque 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 partiellement ou totalement spécialisé dans la sphère domestique. 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 de travail durant la vie en couple (congé de maternité, congé parental, passage à temps partiel). Elles ont d'autre part plus souvent et plus longtemps la garde hebdomadaire des enfants après la séparation, particulièrement quand ils sont jeunes, ce qui peut accroître leurs difficultés sur le marché du travail si elles sont seules.

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 (Conseil d'orientation des retraites, 2008). Cela vient en particulier compenser certaines inégalités entre hommes et femmes. La manière dont les ruptures d'union modifient la

(2) Le revenu équivalent tient compte de la composition du ménage.

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 professionnels induits par les séparations.

Cet article a pour objectif d'étudier la dynamique de l'offre de travail des individus qui connaissent une séparation. Nous avons choisi de nous concentrer sur une fenêtre temporelle restreinte autour de la séparation : l'année qui la précède et les deux années qui suivent. En effet, avec un horizon plus lointain après la séparation, d'autres phénomènes risquent d'interférer, comme la remise en union (Dewilde et Uunk, 2008) ou les variations de conjoncture économique. Il devient alors plus difficile d'isoler l'effet spécifique de la rupture.

La trajectoire professionnelle est-elle modifiée dans les deux années qui suivent la séparation en France ? Si c'est le cas, quels sont les changements observés ? Poser cette question conduit inévitablement à s'interroger sur les caractéristiques des individus qui se séparent. 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. Avoir recours à des méthodes d'appariement permet de résoudre ce problème. Originellement développées dans le domaine de l'évaluation de programmes de santé et de politiques publiques, ces méthodes sont de plus en plus utilisées en démographie (Aassve *et al.*, 2007 ; Ongaro *et al.*, 2009). 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 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 antérieurs.

Cet article présente tout d'abord les travaux antérieurs existant sur ce thème, notamment dans la littérature internationale (section 1), puis les différentes bases de données utilisées (section 2), les éléments de contexte sur les séparations en France (section 3), les méthodes d'appariement, en particulier celles fondées sur le score de propension (section 4), l'analyse des résultats sur l'offre de travail après séparation des hommes et des femmes (section 5), et les déterminants de la reprise d'activité (section 6).

I. Revue de littérature

Des travaux ponctuels sur les 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 dû (ou voulu) changer d'emploi (8 %) ». La recherche

d'emploi s'avère aussi plus difficile pour les femmes que pour les hommes séparés. Les travaux de l'Insee (1994) indiquent que si la grande majorité des mères (70 %) ayant connu une rupture d'union (sans distinction du veuvage et de la séparation) ne connaissaient 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.

Il existe tout d'abord des travaux sur le niveau de vie des familles monoparentales, même si la situation de ces familles ne recouvre que partiellement celle des séparés⁽³⁾. Le risque de pauvreté de ces familles reste en moyenne deux fois plus élevé que celui de l'ensemble des ménages (Algava *et al.*, 2005) avec des disparités importantes. Le niveau de vie des familles monoparentales – et, de manière plus générale, des individus après séparation – dépend de plusieurs éléments, et particulièrement du type de ressources : les transferts publics (Allocation de parent isolé, 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 généralement du risque de pauvreté. La question de la position sur le marché du travail après une séparation conjugale et d'éventuelles modifications de trajectoire professionnelle est donc primordiale.

Enfin, des travaux se sont intéressés aux appréciations subjectives de la situation financière suite à la séparation. Bonnet *et al.* (2009), à partir de l'enquête *Histoire de vie* réalisée par l'Insee en 2003, montrent 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 général. Ce résultat subjectif rejoint ainsi les résultats objectifs mentionnés précédemment.

Des travaux internationaux centrés sur la variation du niveau de vie et les modifications de l'offre de travail

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

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 comparant des données européennes, mettent en évidence une dégradation du niveau de

(3) Les trois quarts des familles monoparentales sont issues de couples séparés, mais toutes les personnes ayant connu une rupture ne vivent pas forcément dans une famille monoparentale, 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 remise en couple depuis.

vie des femmes suite à la séparation. Uunk (2004) souligne 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 la séparation (les enfants sont en moyenne plus souvent et plus durablement gardés par les mères)⁽⁴⁾, pouvant conduire à une moindre participation au marché du travail. Inversement, ces travaux montrent que la séparation entraîne pour les hommes une hausse de niveau de vie, dont l'ampleur varie selon les auteurs.

Les résultats sont moins convergents quant à l'effet du divorce sur l'offre de travail. Résumés dans le tableau 1, les effets diffèrent selon les pays. Le taux d'emploi des femmes après la séparation a tendance à augmenter aux États-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 anciennes, le taux d'emploi des femmes augmentait suite à la séparation⁽⁵⁾ (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 de la taille réduite de certains échantillons. Nous avons reporté dans le tableau 1 (dernière colonne) les tests de significativité des différences de proportions. 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 restant en général à des niveaux élevés. La plupart des résultats concluent à une stagnation ou une légère baisse⁽⁶⁾.

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 du panel suisse des ménages (1999-2004) que les hommes séparés sont soumis à un risque accru de chômage, y compris lorsqu'on tient compte des problèmes de santé pouvant influencer à la fois sur les risques de divorce et de chômage. Ces risques existent aussi pour les femmes, mais de manière moins prononcée. Kalmijn (2005) obtient le même résultat : un risque accru de chômage et de mobilité professionnelle descendante (changement d'emploi vers un poste moins qualifié) 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.

(4) Seul Uunk (2004) étudie exclusivement les divorces, les autres travaux portent sur les ruptures d'unions mariées ou cohabitantes.

(5) Les différences de conclusion entre les résultats de Finnie (1993) et Mueller (2005) pourraient aussi provenir de leur définition différente des taux d'activité.

(6) À l'exception de Mueller (2005), mais les faibles effectifs incitent là aussi à rester prudent dans l'interprétation des résultats.

Tableau 1. Résultats des études sur la séparation des couples (à la date t) et l'offre de travail

Source		Données	Échantillon		Offre de travail (taux d'activité ou taux d'emploi, T) ^(a)							Taux significativement différents ? ^(b)
Auteurs (année)	Période étudiée	(Pays)	Sexe	Taille	t - 5	t - 2	t - 1	t + 1	t + 2	t + 3	t + 5	$T_{t-1} \neq T_{t+1}$?
Johnson et Skinner (1986)	1969-1977	PSID (États-Unis)	F	329	0,67	0,71	0,76	0,88	0,87	0,86		Oui
Duncan et Hoffman (1985)	1969-1975	PSID (États-Unis)	F	349			0,67	0,82		0,85	0,85	Oui
Finnie (1993)	1982-1986	LAD (Canada)	H	2 150	0,91	0,91	0,90	0,89	0,89	0,85		Non
			F	2 375	0,68	0,68	0,69	0,74	0,75	0,73		Oui
Jarvis et Jenkins (1999)	1991-1994	BHPS (Grande-Bretagne)	H	135			0,74	0,68				Non
			F	194			0,59	0,51				Non
Mueller (2005)	1988-1990	LMAS (Canada)	H	180			0,74	0,82				Non
			F	195			0,67	0,63				Non
Jeandrier et Bourreau- Dubois (2005a)	1994-2001	ECHP (Europe)	H	1 917			0,86	0,84				Non ^(c)
			F				0,68	0,71				Non ^(c)
		ECHP (Europe)										
van Damme, Kalmijn et Uunk (2009)	1994-2001	Allemagne	F	275			68,7	76,0				Oui à 10%
		Autriche	F	106			73,5	75,5				Non
		Belgique	F	119			56,3	64,7				Non
		Danemark	F	152			64,5	76,3				Oui
		Espagne	F	132			56,1	64,4				Non
		Finlande	F	123			77,2	75,6				Non
		France	F	158			54,4	63,3				Non
		Grande-Bretagne	F	304			67,4	62,5				Non
		Grèce	F	52			65,4	63,5				Non
		Irlande	F	46			41,3	45,7				Non
		Italie	F	105			61,9	73,3				Oui à 10%
		Pays-Bas	F	177			53,1	65,0				Oui
		Portugal	F	99			58,6	67,7				Non

Note : BHPS : British Household Panel Survey, ECHP : European Community Household Panel, LAD : Longitudinal Administrative Database, LMAS : Labour Market Activity Survey, PSID : Panel Study of Income Dynamics.

^(a) Il s'agit des taux d'activité dans les trois premiers travaux, ainsi que chez Mueller (2005), des taux d'emploi sinon.

^(b) Résultat du test d'égalité des taux entre (t-1) et (t+1).

^(c) Dans cet article, l'effectif par sexe n'est pas disponible, mais même en prenant une hypothèse haute de 1 200 hommes ou 1 200 femmes, les proportions ne sont pas significativement différentes.

Quels sont les liens entre offre de travail et ruptures d'unions ?

Un certain nombre de facteurs peuvent influencer 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 et les économies d'échelle liées au couple disparaissent, sauf en cas d'immédiate 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 sous condition de ressources et/ou de transferts privés (pensions alimentaires par exemple) peut diminuer l'incitation financière à rejoindre le marché du travail.

La séparation a aussi pour conséquence une nouvelle organisation domestique et éventuellement parentale. L'arrêt brutal de la spécialisation conjugale peut avoir des effets variés. La présence d'enfants, en particulier en bas âge, est généralement un frein à la reprise ou au maintien sur le marché du travail. Il est donc possible que le conjoint qui conserve la garde des enfants subisse des contraintes domestiques et parentales plus fortes, tandis qu'elles seront assouplies pour l'autre. Dans le cas d'un partage égal du temps de garde des enfants, cela entraînera sans doute des besoins de réorganisation des horaires de travail, en particulier pour les pères peu investis dans les tâches parentales durant la vie de couple. Ils pourront être amenés à diminuer leur temps de travail pour y faire face.

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

Il apparaît donc difficile de prédire l'évolution des transitions sur le marché du travail (sortie, entrée, passage à temps partiel...) à partir de ces différentes transformations qu'implique le divorce. L'impact de la séparation est lié au poids respectif des contraintes financières et familiales. Cet article analyse de manière détaillée un certain nombre de 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 ?

Plusieurs problèmes sont à prendre en compte dans les travaux portant sur les modifications de l'offre de travail, suite à la séparation. Le premier tient à l'ordre des événements et l'éventuelle causalité inverse. 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. Johnson et Skinner (1986) mettent en évidence une hausse de la participation au marché du travail⁽⁷⁾ des femmes avant la rupture d'union (tableau 1). Il n'est cependant pas possible de distinguer l'effet d'anticipation de l'effet « d'aubaine » : la reprise d'activité, en permettant une nouvelle autonomie, peut conduire à envisager d'autres horizons conjugaux. 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).

Le deuxième problème tient à la difficulté d'isoler les effets propres de la séparation de ceux liés à d'autres événements qui pourraient interférer. Une solution consiste à choisir un temps d'étude suffisamment court des conséquences de la rupture d'union. Ce choix permet de limiter les effets des recompositions conjugales, car la remise en couple – qui intervient assez rapidement en moyenne – peut conduire à modérer volontairement (s'il s'agit d'une stratégie) ou non les conséquences négatives de la rupture (Dewilde et Uunk, 2008). Enfin, il convient aussi de savoir si le comportement d'activité des séparés est différent seulement parce que les séparés sont différents des personnes en couple stable, ou parce que la séparation affecte réellement leur trajectoire. Les méthodes d'appariement, détaillées par la suite, sont un outil efficace de traiter ce problème de sélection.

II. Les données

Une des principales raisons de l'absence de travaux en France sur les transitions professionnelles après la séparation est sans doute le manque de données adéquates (encadré 1).

Faute de données de panel de taille suffisante, nous avons empilé deux enquêtes ponctuelles au calendrier rétrospectif quasi similaire : *Jeunes et carrières* et *Familles et employeurs* (encadré 2). Chacune de ces enquêtes indique l'année de formation de l'union et celle de sa dissolution. Une union est définie comme une vie de couple, en union libre ou mariée, avec partage du logement pendant au moins 6 mois. Nous tenons compte ici des séparations de tous les couples, qu'ils soient mariés ou non.

(7) Ces auteurs ne trouvent cependant pas de variations du nombre d'heures de travail avant la séparation pour les femmes actives.

Encadré 1. Une insuffisance de données adéquates pour étudier les conséquences des séparations en France

Les données de panel sont généralement les mieux adaptées pour étudier les conséquences des séparations. Cependant, les trajectoires professionnelles postdivorce 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. Le taux de séparation annuel est de l'ordre de 1 % à 2 %, et il faut observer un nombre important de couples durant une période longue pour disposer d'un échantillon suffisant. Les échantillons de couples séparés observés restent donc limités (tableau 1). Dans la partie française du panel européen des ménages (EHP), seules 60 femmes ont connu un divorce (environ 150 une séparation ou un divorce) sur la période d'observation 1994-2001 (Uunk, 2004). Ces petites tailles d'échantillon conduisent à des résultats variables entre les différentes études. D'autre part, le divorce modifie la composition du ménage par définition et souvent sa localisation, étant donné qu'il implique quasi systématiquement un déménagement d'au moins l'un des conjoints, voire des deux. Même si les consignes des 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 aussi à interroger. Cela crée à la fois une réduction de l'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 le domicile conjugal que les autres).

L'enquête Emploi, parfois utilisée pour traiter des sujets en lien avec les séparations (Piketty, 2003), pourrait être de taille suffisante, mais elle a l'inconvénient d'être basée sur un échantillon de logements et non de ménages. Or, comme souligné précédemment, il existe un fort risque de non représentativité de cet échantillon du fait du caractère non aléatoire des choix de localisation (rester dans l'ancien logement ou partir ailleurs) souvent liés à des contraintes financières et donc de statut sur le marché du travail.

Encadré 2. Les enquêtes *Jeunes et carrières* et *Familles et employeurs*

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 9 000 ménages), 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 30 ans, nés entre 1968 et 1978, ou qui ont terminé leurs études depuis moins de sept ans, soit 8 373 individus.
- les « carrières » qui ont plus de 30 ans, nés avant 1968, soit 12 397 individus.

Nous ne mobilisons ici que les données « carrières » sur les 30-45 ans, soit 12 397 individus, parmi lesquels 1 385 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* a été réalisée par l'Ined en 2004, et porte sur le thème de la conciliation entre 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 9 745 personnes dont 1 155 femmes et 853 hommes ont connu une séparation de leur première union.

Dans la partie professionnelle, l'individu renseigne chaque année depuis l'âge de 18 ans sa (ou ses) situation(s) professionnelle(s). Dans ces deux enquêtes, sept statuts sont systématiquement distingués : les études, les périodes d'apprentissage ou de stage, le service militaire, les périodes d'emploi long (correspondant aux périodes d'emploi de plus de 6 mois), les périodes de chômage long (plus de 6 mois) et les périodes d'inactivité. Tous les autres statuts (période de moins de 6 mois de chômage, d'emploi court...) qui correspondent à des périodes d'alternance sont regroupés, et on qualifiera ce septième statut indifféremment de périodes d'emploi court ou d'emploi précaire. Chaque enquête est un peu plus détaillée sur sa thématique centrale. L'enquête *Jeunes et carrières* distingue parmi les différentes périodes d'études, celles de reprises d'études et celles de formation, et parmi les 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 consiste à regrouper ces deux échantillons. Si cela réduit la comparabilité aux situations professionnelles communes, c'est-à-dire aux sept mentionnées précédemment, cela permet de doubler la taille de notre échantillon de séparés obtenu à partir d'une seule des enquêtes, et ainsi d'augmenter la puissance statistique de nos tests. Par ailleurs, des études plus approfondies sur les sous-échantillons d'une seule enquête sont toujours possibles pour affiner les analyses. Les deux enquêtes n'ont pas été réalisées à la même date, mais étant donné que l'on s'intéresse ici aux histoires conjugales et professionnelles passées, une grande partie des périodes d'observation des unions est commune (figure annexe A.1).

III. Éléments de contexte sur les séparations en France

Le divorce a fortement augmenté en France, comme dans la plupart des pays développés. Si l'indice conjoncturel de divortialité s'établissait à 10 % en 1975, il atteint aujourd'hui 45,1 %. Il faut y ajouter les séparations de couples cohabitants. Nous analysons en effet toutes les séparations quel que soit le type d'union (mariée ou cohabitante) et prenons comme date de séparation pour les couples mariés la date de fin de vie commune plutôt que la date de divorce⁽⁸⁾.

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⁽⁹⁾. 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 1998-1999 n'étaient pas mariés. Leur

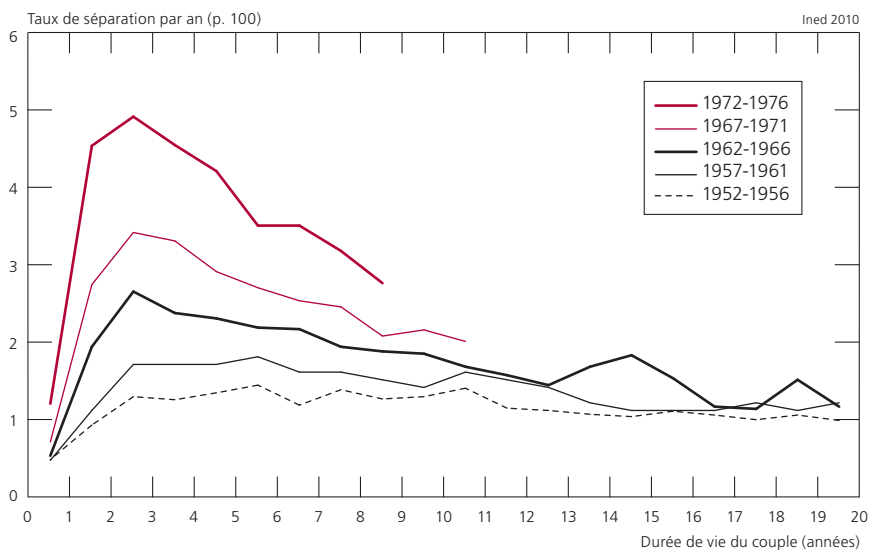
(8) La fin de vie de commune est plus significative, puisque le divorce peut être prononcé plusieurs années après la séparation sans que le délai résulte nécessairement du comportement des conjoints. Il est sensible à l'encombrement du système judiciaire ou à un changement de législation.

(9) Dans cette partie de données de cadrage, à défaut de précision supplémentaire, nous utilisons l'enquête *Étude de l'histoire familiale* 1999, qui repose sur un large échantillon (plus de 300 000 personnes).

prise en compte est donc nécessaire. Par contre, rares sont les personnes ayant connu plusieurs séparations. Sur 100 personnes ayant vécu au moins une séparation, 15 en ont vécu deux et 5 trois ou plus⁽¹⁰⁾. De ce fait, pour simplifier l'analyse ultérieure et par souci d'homogénéité⁽¹¹⁾, notre analyse sera centrée sur les premières ruptures d'union.

Les personnes des générations d'après-guerre, nées entre 1945 et 1965 et donc âgées de 34 à 54 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 l'âge de la retraite. Étudier l'impact du divorce sur les trajectoires professionnelles permet aussi de contribuer à l'analyse des conséquences des ruptures d'union sur le futur niveau de vie à la retraite (Conseil d'orientation des retraites, 2008). Les générations plus âgées ont connu des périodes de plus grande stabilité des mariages. Les plus jeunes feront probablement 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 (figure 1).

Figure 1. Taux de séparation selon la génération de naissance en France (fonction de risque estimée par le modèle Kaplan Meier)



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

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

(10) Enquête *Histoire de vie*, Insee, 2003.

(11) Les personnes qui ont connu deux séparations conjugales restent très particulières. Il est par exemple plus difficile d'écarter dans ce cas les effets d'anticipation de la seconde séparation.

À l'exception des trois premières années pendant lesquelles le risque de séparation augmente, la probabilité de se séparer décroît ensuite principalement 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 pour le 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 1998-1999 étaient âgées de 25 à 54 ans. L'âge moyen à la rupture d'union en 1998-1999 était de 34 ans pour les femmes et de 37 ans pour les hommes⁽¹²⁾.

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 n'avaient pas à ce moment-là d'enfants mineurs (tableau 2), proportion qui varie beaucoup selon l'âge des personnes, puisque c'est le cas de seulement 17 % des femmes et 26 % des hommes de 30 à 39 ans. On observe aussi que 42 % des hommes et 46 % des femmes se sont séparés de leur premier conjoint alors qu'ils avaient des enfants de moins de 10 ans (14 % des hommes et 17 % des femmes alors qu'ils avaient un enfant de moins de 3 ans, en règle générale non scolarisé).

Tableau 2. Proportions d'hommes et de femmes selon leur âge, la présence et l'âge des enfants au moment de la première séparation (%)

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

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 des enfants.

(12) Calcul des auteures à partir de l'enquête *Étude de l'histoire familiale*, Insee-Ined, 1999.

Enfin, la probabilité de se remettre en couple est un autre facteur qui peut affecter les trajectoires professionnelles postséparation. La présence d'un autre salaire dans le ménage (celui du nouveau partenaire) modifie les contraintes budgétaires (Dewilde et Uunk, 2008). Les chances de reformer un couple après une séparation sont différentes selon le sexe (Cassan *et al.*, 2001). Les femmes ont moins de chances de se remettre en couple après une séparation que les hommes. Au bout de cinq ans, 46 % d'entre elles ont reformé une union contre 55 % des hommes (Bonnet *et al.*, 2009).

IV. Méthode

L'intérêt d'une évaluation par les méthodes d'appariement

Étudier 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 après 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, du fait qu'on ne peut observer simultanément les deux situations pour un même individu. On va donc comparer la situation des individus qui se séparent à celles des individus non séparés.

Le premier problème est celui du choix de la date de comparaison des individus séparés et non séparés. À 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 indépendant (et non aléatoire au sens statistique) 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 les trajectoires des séparés à celles des non séparés, en attribuer les modifications à la séparation, pourrait conduire à des biais et à une interprétation erronée de l'effet de la rupture d'union.

Recourir aux méthodes d'appariement⁽¹³⁾ peut permettre de résoudre ce problème. Elles consistent à construire une population de non-séparés identique à la population des séparés sur un certain nombre de caractéristiques individuelles observables, de telle sorte que le divorce devienne un événement aléatoire, une fois ces caractéristiques prises en compte. Les méthodes d'appariement ont l'avantage, par rapport à la régression linéaire, de ne pas supposer une forme paramétrique pour l'estimation. D'autres méthodes permettant de tenir compte du caractère non aléatoire du divorce existent. On pourrait utiliser la technique des variables instrumentales pour corriger l'éventuelle endogénéité

(13) Pour une description détaillée des méthodes d'appariement, voir Brodaty *et al.* (2007), ainsi que Givord (2010).

du divorce, ou bien traiter le biais de sélection (Heckman, 1979) afin de tenir compte du fait que les individus qui divorcent sont « sélectionnés ». Cependant, dans ces méthodes en deux étapes, il est nécessaire dans la première étape d'estimer la probabilité de se séparer en ayant recours à une variable d'exclusion, c'est-à-dire une variable exogène (instrument) expliquant le divorce mais pas la trajectoire professionnelle. Trouver une telle variable est difficile. L'instrument fréquemment utilisé dans la littérature sur le divorce – le fait que les parents de l'individu aient divorcé – n'est pas disponible dans nos bases de données. Par ailleurs, Mueller (2005), qui étudie l'effet du divorce sur l'offre de travail, conclut à un faible pouvoir prédictif de l'équation de première étape.

Les estimateurs par appariement comportent aussi des limites. Ils sont adaptés si les caractéristiques qui distinguent les individus qui se séparent de ceux qui vivent des unions stables sont observables (instruction, âge, durée d'union, nombre d'enfants...) mais moins si ces caractéristiques sont inobservables. Il est cependant aussi possible de tenir compte des caractéristiques inobservables en combinant un estimateur de différences de différences avec la procédure d'appariement (Heckman *et al.*, 1997).

Ces estimateurs par appariement nécessitent l'utilisation d'un groupe témoin. L'hypothèse implicite est que l'on dispose d'une population 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, dite aussi population de jumeaux, non. Les différences observées, si elles sont significatives, sont alors imputables à la séparation conjugale.

Les méthodes d'appariement

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 égal 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 non séparés. On n'observe jamais, pour un même individu, les deux situations. Le tableau 3 résume les scénarios envisageables :

Tableau 3. Les différents cas de figure

	Traitement T (Séparation)	
	Population des non séparés (non « 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)

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 TT 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 3).

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. On peut en effet réécrire :

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

Ce biais résulte du fait que la situation moyenne des individus ayant reçu le traitement n'aurait pas été la même en l'absence de traitement que celle des individus n'ayant pas reçu le traitement, car les populations des séparés et des non séparés ne sont pas identiques. 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 observées⁽¹⁴⁾. Conditionnellement à X , le contrefactuel que l'on n'observe pas $E(Y_0 | T = 1, X)$ est estimé par $E(Y_0 | T = 0, X)$. L'effet du traitement sur les traités s'obtient alors comme :

$$E(Y_1 | T = 1, X) - E(Y_0 | T = 0, X).$$

L'objectif de l'estimation par appariement est ainsi de construire un groupe de contrôle, une population de non-séparés qui, conditionnellement à X , est comparable à celles des séparés. Dans notre travail, pour chaque individu qui connaît une séparation l'année t (individu séparé), on cherche 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.

Conditionnellement à un certain nombre de variables X , les résultats sont donc indépendants, en moyenne, du traitement. Mais il est envisageable que des différences subsistent entre les populations des séparés et des non-séparés. Une manière de résoudre cette difficulté consiste à combiner un estimateur de différences de différences avec la procédure d'appariement (Heckman *et al.*, 1997). L'effet du traitement est alors calculé comme :

$$E(Y_1^{t+1} - Y_1^{t-1} | T = 1, X) - E(Y_0^{t+1} - Y_0^{t-1} | T = 0, X).$$

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

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

L'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 Rosenbaum et Rubin (1983) consiste 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 assigné au traitement conditionnellement aux valeurs de X , c'est-à-dire $P(T = 1 | X)$. Conditionner sur le score de propension est alors équivalent à conditionner sur les variables X retenues (Rosenbaum 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 (Afsa 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. On réalise les estimations en utilisant la procédure Stata `psmatch2` développée par Leuven et Sianesi (2003). Cette procédure s'effectue en plusieurs étapes.

Étape 1. Calcul des scores de propension

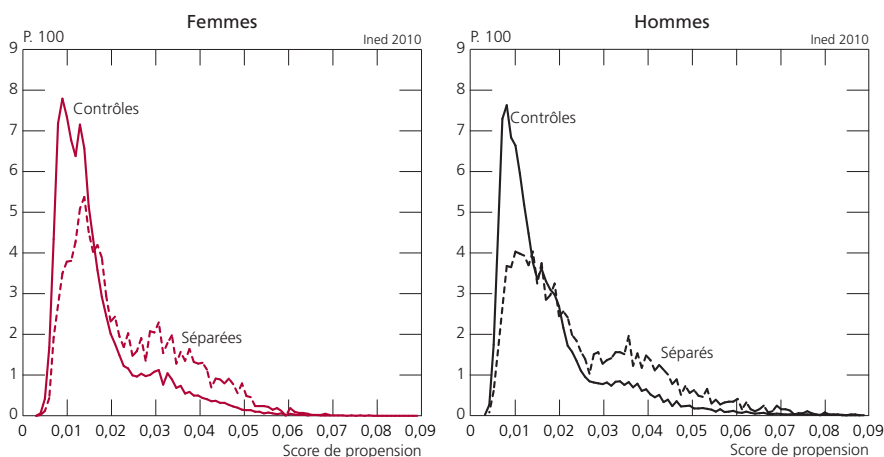
On estime la probabilité de se séparer selon un ensemble de caractéristiques X (tableau annexe A.2). L'objectif est d'utiliser des variables qui expliquent à la fois la probabilité de séparation et la trajectoire sur le marché du travail. On retient ainsi des variables décrivant la situation familiale : le nombre et l'âge des enfants, la durée d'union (en deux modalités), l'état matrimonial (marié ou pas), ainsi que l'âge, le niveau d'instruction (le diplôme) et une variable de

(15) Cette méthode s'apparente à un *hot-deck* séquentiel utilisé 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.

conjoncture (l'année). Occuper un emploi est, en particulier pour les femmes, synonyme d'autonomie et d'indépendance financière. Cette hypothèse est souvent testée dans la littérature sur les déterminants du divorce (Kalmijn et Poortman, 2006). Par ailleurs, l'introduction de la situation professionnelle en $t - 1$ permet, en partie, de résoudre un éventuel problème de causalité inverse. Il est en effet possible que cette situation joue sur la probabilité de séparation en t . Les personnes au chômage pourraient par exemple être amenées à connaître davantage de séparations que celles occupant un emploi stable, ou encore les femmes inactives pourraient avoir une propension moindre à se séparer que les femmes actives. On contrôle ainsi une partie des caractéristiques inobservables des individus. 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 inobservées similaires⁽¹⁶⁾.

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 pas pour objectif d'être prédictive mais d'obtenir un score permettant d'apparier les individus.

Figure 2. Distribution du score de propension pour les individus séparés et non séparés



Source : Calculs des auteures à partir des enquêtes *Jeunes et carrières 1997* et *Familles et employeurs 2005*.

Avant de procéder à l'appariement, il faut vérifier que les distributions des scores de propension se recouvrent partiellement (figure 2). Dans notre cas, le support commun est étendu. Ceci assure qu'il sera donc possible pour quasiment

(16) Dans notre cas où la variable dépendante est qualitative, combiner un estimateur de différences de différences avec la procédure d'appariement, afin de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée, supposerait de formuler des hypothèses sur la forme prise par cette hétérogénéité. En effet, on ne raisonne plus dans un cadre linéaire, tel que celui présenté ci-dessus (IV.1). Voir Givord (2010) pour une explication plus détaillée et Athey et Imbens (2006) pour des méthodes permettant de gérer ces difficultés.

tous les individus séparés de trouver un individu non séparé avec un score de propension proche.

Étape 2. Construction du groupe de contrôle

Plusieurs algorithmes peuvent être utilisés pour chercher le contrefactuel de chaque individu séparé. L'estimateur par noyau⁽¹⁷⁾, qui consiste à retenir pour chaque individu séparé tous les individus non séparés en les affectant d'un poids inversement proportionnel à leur « distance » avec l'individu séparé⁽¹⁸⁾ (la différence des scores), a été ici choisi. Le noyau que nous avons retenu est un noyau gaussien avec une fenêtre de Silverman donnée par $1,06 \cdot \sigma_p \cdot n_0^{-1/5}$ (Silverman, 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.

Étape 3. Vérification de l'équilibre de la distribution des X entre la population des séparés et celle 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-populations⁽¹⁹⁾. On constate que le score de propension estimé équilibre la distribution des variables affectant la probabilité de connaître une séparation (tableau annexe A.3).

Étape 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 pas en compte le fait que le score de propension est estimé. On réplique alors 50 fois la procédure d'estimation par la méthode du bootstrap⁽²⁰⁾, dont les résultats sont présentés ci-dessous.

(17) Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons aussi essayé la méthode des k plus proches voisins qui retient les k individus au score de propension le plus proche de l'individu séparé. Les résultats obtenus en conservant deux voisins ($k = 2$) sont très similaires à ceux obtenus par la méthode du noyau.

(18) Notre population comprend l'ensemble des années d'observation pour chaque individu. Cela conduit à des observations répétées par individu. Pour étudier l'impact de ce choix, on a réitéré l'ensemble de la procédure d'estimation en constituant la population pouvant servir de contrôle avec une seule année d'observation (tirée aléatoirement) pour chaque individu n'ayant pas connu de séparation. Les résultats sont peu différents et disponibles auprès des auteures.

(19) « 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).

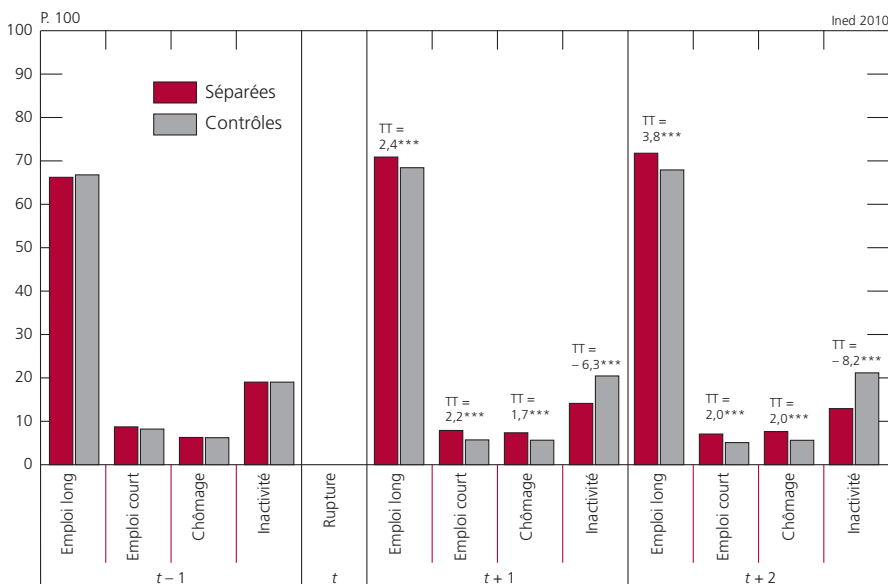
(20) On ne procède au recalcul des écarts types que pour la méthode de l'estimateur à noyau. Le bootstrap n'est pas approprié dans le cas de la méthode du plus proche voisin (Abadie et Imbens, 2008).

V. Résultats : Ruptures d'union et changements de statut professionnel vont de pair

Quelles sont les modifications du statut professionnel après la rupture ?

Afin d'étudier le devenir professionnel des individus après une rupture d'union, on considère le statut d'activité de l'année qui précède la séparation et des deux années qui la suivent⁽²¹⁾. Quatre statuts y sont distingués sur le marché du travail : être en emploi long, en emploi court ou précaire, être au chômage et être inactif⁽²²⁾ (section 2). 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) liés à la fin des études.

Figure 3. Répartition (%) des femmes séparées selon leur statut professionnel avant et après la rupture, par comparaison avec les femmes non séparées (Appariement par noyau)



Note : TT représente l'effet de la séparation sur la situation professionnelle après la séparation.

Lecture : Le taux d'inactivité en (t + 1) des femmes séparées est significativement plus faible que celui des non séparées, alors qu'il est identique en (t - 1). La différence est de 6,3 points.

Significativité statistique : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,1.

Champ : Femmes séparées en t (première séparation) ; N = 2 428 séparées, taux pondérés.

Source : Calculs des auteurs à partir des enquêtes *Jeunes et carrières 1997* et *Familles et employeurs 2005*.

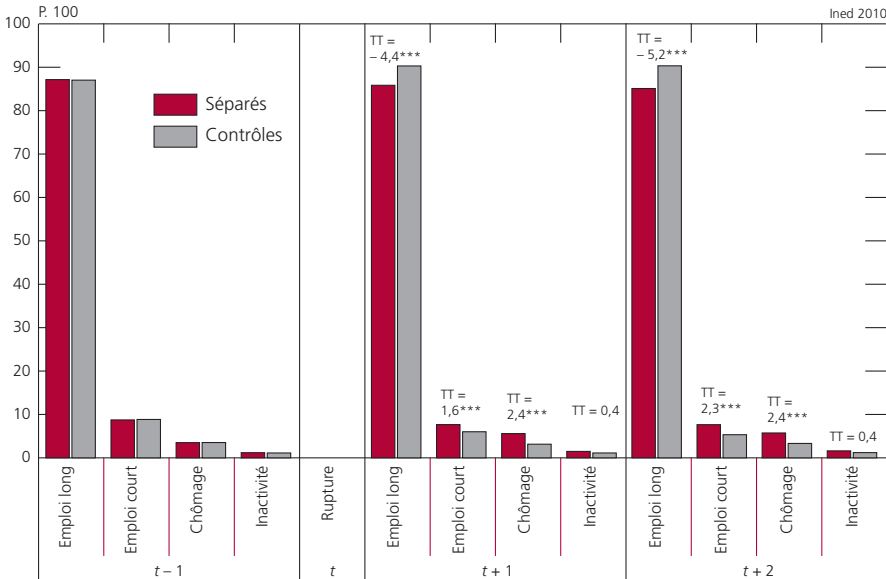
(21) La situation professionnelle de l'année de séparation n'est pas non plus étudiée. Il est en effet généralement impossible d'ordonner les événements professionnels et conjugaux les uns par rapport aux autres cette année-là. L'information sur le mois n'est pas disponible. De plus, cette année est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

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

Quand on compare la situation des femmes 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 (figure 3). Ce phénomène ne se retrouve pas parmi la population témoin, dont le taux d'inactivité progresse même légèrement sur la période considérée. La part des femmes séparées au chômage connaît une légère hausse.

Pour les hommes, l'effet de la séparation sur les statuts d'activité est moins visible, en raison de la plus faible diversité des situations : 95 % des hommes occupent un emploi (long ou court) avant la séparation (figure 4). On observe néanmoins un effet positif de la séparation sur la situation de chômage : la part des hommes séparés au chômage augmente, passant de 3,5 % à 5,6 %, alors que le chômage des non séparés reste stable sur la période.

Figure 4. Répartition (%) des hommes séparés selon leur statut professionnel avant et après la rupture, par comparaison avec les hommes non séparés (Appariement par noyau)



Note : TT représente l'effet de la séparation sur la situation professionnelle après la séparation.

Lecture : La part des hommes séparés au chômage en (t + 1) des hommes séparés est ainsi significativement

plus élevée que celui des non séparés. La différence est de 2,4 points.

Significativité statistique : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,1.

Champ : Hommes séparés en t (première séparation), N = 1 692 séparés, taux pondérés.

Source : Calculs des auteures à partir des enquêtes *Jeunes et carrières 1997* et *Familles et employeurs 2005*.

Nous avons abordé dans la section I le fait que les individus puissent modifier leur offre de travail avant la séparation. Les femmes inactives pourraient par exemple reprendre un travail avant de se séparer, et on pourrait alors 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 intervient quelques années avant la séparation et s'accroît jusqu'à la date de séparation (tableau 1). Si une anticipation de la séparation existe dans le cas de la France, on devrait observer une évolution différente sur le marché du travail un an avant la séparation entre la population des (futurs) séparées et celle des non-séparées. Nos résultats ne corroborent pas cette hypothèse, les trajectoires des séparées et non-séparées étant quasiment similaires. Il ne semble donc pas y avoir d'effet d'anticipation ou de préparation de la séparation en France, rejoignant ici les résultats de Finnie (1993) et de Poortman (2005).

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, on construit des matrices de mobilité professionnelle entre $(t - 1)$ et $(t + 1)$. Ce type d'investigation est rendu possible par le regroupement des deux enquêtes, conduisant à une taille d'échantillon suffisante. Pour construire les matrices, on stratifie les populations des séparés et des non-séparés selon leur situation sur le marché du travail en $(t - 1)$. Cela revient à construire quatre groupes de contrôle pour la population des séparés selon leur statut professionnel en $(t - 1)$: emploi long, emploi court, chômage, inactivité. La méthodologie est identique à celle utilisée dans la partie précédente et revient à combiner l'appariement avec un estimateur de différence de différence, ce qui permet de tenir compte d'une partie de l'hétérogénéité inobservée.

Les femmes séparées disposant d'un emploi long l'année précédant la séparation le gardent dans presque 90 % des cas l'année qui suit (tableau 4), 4 % quittent le marché du travail et 3,5 % deviennent chômeuses. Ces proportions ne se distinguent pas de celles de leurs homologues non séparées. En revanche, les femmes séparées qui occupaient un emploi long ont un risque supérieur d'occuper un emploi court ou précaire (2,7 % au lieu de 1,6 %). Le devenir des salariées en emploi court ayant connu une séparation diffère peu des autres, elles ont une moindre chance de quitter le marché du travail : 5 % ont quitté le marché du travail en $t + 1$ contre 9 % chez les femmes non séparées dans la même situation professionnelle. Pour les chômeuses avant la séparation, on note que seules 2,6 % d'entre elles quittent le marché du travail après la rupture, alors qu'elles sont presque 12 % parmi les non-séparées. Il apparaît une volonté ou une nécessité de maintien sur le marché du travail plus forte pour les femmes séparées occupant des positions précaires. Pour les femmes non séparées, un phénomène de chômage découragé ou des contraintes financières moindres peuvent expliquer ces sorties plus fréquentes du marché du travail. Mais l'effet le plus massif concerne les inactives. Si 56 % le demeurent, 44 % se présentent sur le marché du travail et 37 % travaillent effectivement l'année qui suit la séparation. Trois quarts de ces dernières occupent un emploi

long (tableau 4). L'entrée importante d'inactives sur le marché du travail suite à la séparation ne s'observe pas dans la population de contrôle. En effet, 82 % des inactives parmi cette population demeurent en inactivité sur la période considérée.

Tableau 4. Matrice de mobilité professionnelle des femmes

		Situation professionnelle en (t + 1)					
			Emploi long	Emploi court	Chômage	Inactivité	Ensemble
Situation professionnelle en (t - 1)	Emploi long	Séparées (N = 1 604)	89,7	2,7	3,5	4,2	100
		Contrôles	90,2	1,6	3,1	5,1	100
		Différence	- 0,5	+ 1,1***	+ 0,4	- 0,9	
	Emploi court	Séparées (N = 211)	41,7	44,1	9,0	5,2	100
		Contrôles	36,0	48,8	5,8	9,4	100
		Différence	+ 5,7	- 4,7	+ 3,2	- 4,2***	
	Chômage	Séparées (N = 152)	39,5	10,5	47,4	2,6	100
		Contrôles	37,9	6,2	43,6	12,3	100
		Différence	+ 1,6	+ 4,3*	+ 3,8	- 9,7***	
	Inactivité	Séparées (N = 461)	28,4	8,5	6,7	56,4	100
		Contrôles	14,0	1,9	2,4	81,7	100
		Différence	+ 14,4***	+ 6,6***	+ 4,3***	- 25,3***	

Lecture : 43,6 % (soit 100 % - 56,4 %) des femmes inactives un an avant la séparation entrent sur le marché du travail l'année qui suit la séparation. Dans la population de contrôle, elles ne sont que 18,3 % dans ce cas.
Significativité statistique : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,1.
Champ : Femmes séparées en t (première séparation) ; N = 2 428 séparées.
Source : Calculs des auteures à partir des enquêtes *Jeunes et carrières 1997* et *Familles et employeurs 2005*.

Pour approfondir ce constat de retour sur le marché du travail d'une part importante des inactives avant la séparation, on peut suivre ces dernières en (t + 2), c'est-à-dire observer leur statut d'activité deux ans après leur séparation. On constate que les femmes qui étaient entrées 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. 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, 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 présentées 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 qui suit).

Outre les entrées et sorties du marché du travail et les transitions entre emploi long, emploi précaire et chômage, une autre modification liée à la séparation pourrait être de moduler ses heures de travail. Par exemple, la reprise d'un travail à temps partiel pourrait 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 long. On procède donc aux mêmes analyses que précédemment en décomposant la variable « emploi long » 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 part est légèrement inférieure dans la population de contrôle, en comparaison des séparées (respectivement 12,8 % et 13,3 %), mais la différence n'est pas significative. On a vérifié par ailleurs, à l'aide de matrices de mobilité non présentées ici, que cette faible différence ne résulte pas de transitions entre temps complet et temps partiel qui se compenseraient.

Concernant les hommes, on observe une inertie dans l'emploi long plus forte et significative pour la population des contrôles. Les individus séparés quittent davantage l'emploi long pour le chômage (4 % contre 2 % pour les contrôles), un emploi court (3 % contre 1,4 %) ou l'inactivité (tableau 5).

Tableau 5. Matrice de mobilité professionnelle des hommes

		Situation professionnelle en (t + 1)					
			Emploi long	Emploi court	Chômage	Inactivité	Ensemble
Situation professionnelle en (t - 1)	Emploi long	Séparés (N = 1 466)	92,4	2,9	3,8	0,8	100
		Contrôles	96,5	1,4	1,8	0,3	100
		Différence	- 4,1***	+ 1,5***	+ 2,0***	+ 0,5***	
	Emploi court	Séparés (N = 147)	38,8	53,1	5,4	2,7	100
		Contrôles	46,7	47,9	4,2	1,3	100
		Différence	- 7,9*	+ 5,2	+ 1,2	+ 1,4	
	Chômage	Séparés (N = 59)	42,4	6,8	50,8	0,0	100
		Contrôles	49,1	9,1	40,1	1,7	100
		Différence	- 6,7	- 2,3	+ 10,7*	- 1,7***	

Note : On ne fait pas figurer les hommes inactifs un an avant la séparation en raison d'une taille d'échantillon trop faible (20 individus).
Lecture : 3,8 % des hommes occupant un emploi long un an avant la séparation sont au chômage l'année qui suit la séparation. Dans la population de contrôle, ils ne sont que 1,8 % dans ce cas.
Significativité statistique : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,1.
Champ : Hommes séparés en t (première séparation), N = 1 692 séparés.
Source : Calculs des auteures à partir des enquêtes *Jeunes et carrières* 1997 et *Familles et employeurs* 2005.

Les hommes chômeurs qui connaissent une séparation ont une probabilité plus forte d'y demeurer (probabilité comparable à celle des femmes). Bien que les travaux sur les conséquences des ruptures d'union pour les hommes soient plus rares que pour les femmes, nos résultats vont dans le même sens que ceux de la littérature (Kalmijn, 2005 ; Covizzi, 2008 ; section I). Ces deux auteurs évoquent trois raisons pour lesquelles le divorce pourrait avoir un impact sur la trajectoire professionnelle des hommes et sur leur risque de chômage en particulier. La première tient à la fin de la spécialisation au sein du couple induite par la séparation. La perte par l'homme de son rôle de principal pourvoyeur de ressources peut entraîner un affaiblissement de son attachement au marché du travail. Une deuxième raison tient au capital social de la conjointe (réseau social, conseils, informations, soutien...), qui peut permettre à l'homme de retrouver plus rapidement du travail que s'il est seul. Enfin, et c'est cette dernière raison que Kalmijn (2005) et Covizzi (2008) privilégient, la rupture d'union représente un événement stressant. Elle 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. Une quatrième raison, que nous pouvons ajouter, est issue de la théorie microéconomique. La fin de la spécialisation implique que l'homme, une fois sans conjointe, doit réaliser de nouvelles tâches domestiques auparavant effectuées par la femme. Ces nouvelles contraintes devraient se traduire par une baisse de son temps de travail marchand, qui peut accroître son risque de chômage s'il s'investit moins dans la sphère professionnelle. Il peut aussi décider de changer d'emploi pour un emploi moins prenant et connaître une situation transitionnelle de chômage.

Des effets différenciés de la séparation selon la période et le diplôme

Jusqu'alors, nous avons estimé un effet moyen de la séparation sur le statut professionnel. On peut cependant penser que la séparation a un impact différencié selon les caractéristiques des individus (par exemple le niveau de diplôme) ou suivant les périodes auxquelles il se produit. Nous avons reconduit la méthodologie précédente en distinguant deux périodes différentes (avant et après 1990)⁽²³⁾ et deux niveaux d'instruction (avec ou sans le baccalauréat), en s'assurant à chaque fois de disposer d'échantillons de taille suffisante pour un bon appariement.

On observe que si les trajectoires professionnelles après séparation sont affectées dans le même sens, que la séparation ait lieu avant ou après 1990, la hausse de la part d'hommes et de femmes au chômage après la séparation n'est significative que sur la période qui suit 1990 (tableaux 6 et 7). La dégradation de la conjoncture économique, aggravée par la crise de 1993, semble rendre plus difficile le maintien ou la reprise d'un emploi.

(23) La hausse de la divortialité, continue depuis les années 1970, semble marquer une pause dans la deuxième partie des années 1980 avant d'augmenter à nouveau (Prioux, 2007).

Tableau 6. Modification des statuts professionnels des femmes autour de la rupture conjugale (appariement par noyau gaussien)

	Période		Diplôme		Ensemble
	Avant 1990	Après 1990	Sans baccalauréat	Avec baccalauréat	
Emploi long	2,6*	1,7**	3,4***	1,1	2,4***
Emploi court	3,6***	1,2**	2,3***	1,6**	2,2***
Chômage	1,1	2,2***	1,9***	1,1	1,7***
Inactivité	-7,3***	-5,1***	-7,6***	-3,7***	-6,3***

Lecture : Sur la période qui suit 1990, la part de femmes au chômage après la séparation est significativement plus élevée que celle des non-séparées. La différence est de 2,2 points. Cette différence, de 1,1 point sur la période précédant 1990, n'est pas significative.

Significativité statistique : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,1.

Source : Calculs des auteures à partir des enquêtes *Jeunes et carrières 1997* et *Familles et employeurs 2005*.

Tableau 7. Modification des statuts professionnels des hommes autour de la rupture conjugale (appariement par noyau gaussien)

	Période		Diplôme		Ensemble
	Avant 1990	Après 1990	Sans baccalauréat	Avec baccalauréat	
Emploi long	-3,6***	-5,1***	-5,5***	-1,9*	-4,4***
Emploi court	2,3***	1,5***	2,1***	0,7	1,6***
Chômage	0,6	3,4***	3,1***	0,8	2,4***
Inactivité	0,8	0,1	0,3	0,4	0,4

Lecture : Sur la période qui suit 1990, la part d'hommes au chômage après la séparation est significativement plus élevée que celle des non séparés. La différence est de 3,4 points. Cette différence, de 0,6 point sur la période précédant 1990, n'est pas significative.

Significativité statistique : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,1.

Source : Calculs des auteures à partir des enquêtes *Jeunes et carrières 1997* et *Familles et employeurs 2005*.

Le niveau d'instruction conditionne aussi fortement la reprise ou le maintien dans l'emploi. Les trajectoires professionnelles des individus ayant au moins le baccalauréat sont nettement moins affectées par la séparation que celles des non-bacheliers (tableaux 6 et 7). Les hommes et femmes sans le baccalauréat présentent davantage de risques de chômage que leurs homologues bacheliers. Les hommes non bacheliers ont en outre plus de risque d'occuper un emploi précaire⁽²⁴⁾. Pour les femmes bachelières, plus souvent actives, avoir connu une séparation conjugale implique de moindres changements professionnels que pour les femmes sans baccalauréat.

(24) La part des femmes occupant un emploi précaire après la séparation est significativement plus élevée que pour les non-séparées, aussi bien chez les non-bachelières que les bachelières. En termes de niveau, la différence de proportions est plus importante au sein des non-bachelières, mais le calcul du contraste logistique (calculé comme le logarithme des rapports des risques ou log *odds ratio*) conduit à des résultats similaires sur les deux sous-populations.

VI. Les déterminants de la reprise d'activité

On a mis en évidence le fait que la transition postséparation la plus fréquente est la reprise d'activité par les inactives qui viennent de se séparer (environ la moitié d'entre elles sont concernées). Mais quelles sont les caractéristiques de ces femmes qui cherchent à travailler par rapport à celles qui restent inactives ? Les incitations financières pour la reprise du travail sont plus ou moins fortes selon les transferts privés (prestation compensatoire, pension alimentaire, revenu du patrimoine...), les transferts publics, le coût des modes de garde, 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 retrouvent un emploi dépend de multiples facteurs familiaux et professionnels. Afin de les mettre en évidence, une estimation de la probabilité de se présenter sur le marché du travail à une date donnée pour une femme inactive est réalisée à l'aide d'une régression logistique (tableau 8).

Avoir connu une rupture l'année précédente multiplie par près de quatre les chances de se présenter sur le marché du travail. Le retour sur le marché du travail est influencé par l'âge des enfants, la probabilité de reprise d'activité étant moins importante pour les femmes avec un enfant en bas âge (moins de 2 ans). Piketty (2005) a montré que le bénéfice de l'Allocation parentale d'éducation (APE) a pu inciter un certain nombre de femmes à demeurer en situation d'inactivité. L'Allocation de parent isolé (API) pour les parents séparés peut être aussi, dans ce cas, désincitative. Mais la perception de cette prestation étant limitée (à un an pour les parents isolés d'enfants âgés de 2 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. Avoir des enfants conduit à se présenter davantage sur le marché du travail que ne pas en avoir. Ce constat *a priori* contre-intuitif peut s'expliquer par les caractéristiques particulières des femmes sans enfant et inactives qu'un moins bon état de santé par exemple peut caractériser.

Si le mariage est une forme d'union conjugale plus protectrice financièrement que la cohabitation en cas de séparation (existence des prestations compensatoires), on n'observe cependant pas de comportement différencié de reprise d'emploi des inactives selon le statut de l'union dissoute.

La probabilité de reprise d'activité des femmes inactives est aussi dépendante de leur capital humain et de leur expérience professionnelle antérieure. Les femmes les moins diplômées ont une plus faible probabilité de retour à l'emploi que les autres, alors que c'est le contraire pour les plus diplômées. Les femmes restées longtemps inactives ont des chances de retour réduites, tandis que celles qui ont été moins de la moitié du temps inactives depuis leur fin d'études retrouvent plus facilement un emploi.

Enfin, la probabilité de se représenter sur le marché du travail est d'autant plus élevée que la période est récente, reflétant ainsi la hausse tendancielle de l'activité des femmes depuis les années 1970.

Tableau 8. Probabilité de se (re)présenter sur le marché du travail pour les femmes inactives avant la séparation (modèle logit)

	Modèle 1		Modèle 2	
	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type
Rupture	1,447***	0,125	1,561***	0,417
Âge _(t-1) (âge _(t-1) - 30 ans)	- 0,055***	0,013	- 0,054***	0,014
Statut matrimonial_(t-1)				
Non marié	Réf.		Réf.	
Marié	- 0,154	0,149	- 0,164	0,150
Nombre d'enfants_(t-1)				
Sans enfant	Réf.		Réf.	
Un enfant	0,888***	0,231	0,769**	0,306
2 enfants et plus	0,725***	0,226	0,770***	0,295
Nombre d'enfants_(t-1) X Rupture				
Un enfant et Rupture			0,490	0,472
2 enfants et plus et Rupture			- 0,096	0,431
Âge des enfants_(t-1)				
Moins de deux ans	- 1,009***	0,132	- 0,885***	0,149
Deux ans et plus	Réf.		Réf.	
Âge des enfants_(t-1) X Rupture				
Moins de deux ans et Rupture			- 0,454*	0,265
Diplôme				
Sans diplôme	- 0,531***	0,132	- 0,455***	0,163
Inférieur au baccalauréat	Réf.		Réf.	
Baccalauréat	0,445**	0,175	0,374*	0,200
Supérieur au baccalauréat	0,541***	0,178	0,532***	0,198
Diplôme X Rupture				
Sans diplôme et Rupture			- 0,209	0,279
Baccalauréat et Rupture			0,421	0,450
Supérieur au baccalauréat et Rupture			- 0,017	0,448
Année au risque				
1967-1984	Réf.		Réf.	
1985-1989	0,409**	0,197	0,405**	0,199
1990-1994	0,517***	0,198	0,507**	0,200
1995-1999	0,740***	0,222	0,734***	0,224
2000-2004	0,799***	0,230	0,803***	0,232
Ratio d'inactivité depuis la fin des études				
Moins de 50 %	0,944***	0,171	0,971***	0,173
De 50 % à 100 %	0,184	0,171	0,215	0,174
100 %	Réf.		Réf.	
Constante	- 2,678***	0,323	- 2,746***	0,369
Nombre d'observations ^(a)	2 218		2 218	

^(a) La population est ici constituée des individus ayant connu une séparation et d'une année d'observation (tirée aléatoirement) pour chaque individu n'ayant pas connu de séparation.
Significativité statistique : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,1.
Sources : Calculs des auteures à partir des données de l'enquête *Jeunes et carrières 1997* et l'enquête *Familles et employeurs 2005*.

Dans le premier modèle, l'effet de l'ensemble de ces variables est estimé globalement, que les femmes aient ou non connu une séparation. Or on peut s'interroger sur le fait que certaines caractéristiques des individus aient plus d'impact en cas de séparation. On introduit alors dans la régression des effets croisés (modèle 2). Le croisement de la variable « âge des enfants » avec la variable « séparation » met en évidence un handicap supplémentaire (coefficient négatif) pour les inactives avec de jeunes enfants et 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. En revanche, le nombre d'enfants ne semble pas jouer davantage sur le retour sur le marché du travail, que l'on soit séparé ou pas. De même, le niveau de diplôme n'a pas d'effet différencié.

Enfin, lorsque les femmes se représentent sur le marché du travail, on peut s'interroger sur les chances de trouver effectivement un emploi et, dans ce cas, sur le type d'emploi retrouvé. On a ainsi mis en évidence que, lorsque les femmes séparées reprennent un emploi, il est de court terme dans près de 20 % des cas, alors que pour les non séparées, cette part n'est que de 10 % (tableau 4). Cette différence peut refléter des contraintes financières plus fortes pour les femmes séparées, qui les obligent à reprendre un emploi rapidement, quel que soit le niveau de sécurité qu'il présente.

Conclusion

Après une rupture d'union, pour les hommes comme les femmes, de nombreux changements de statuts sont observés sur le marché du travail, bien que différents selon le sexe. Pour les femmes, la transition professionnelle la plus fréquente concerne les inactives avant la séparation, dont la moitié se (re)présentent sur le marché du travail après la rupture. Un certain nombre de facteurs diminuent la propension à se (re)présenter, comme le fait d'avoir un enfant en bas âge. Cela peut en particulier traduire des difficultés à trouver un mode de garde adapté, les femmes obtenant le plus souvent la garde principale des enfants après la séparation. Concernant les hommes, la séparation induit pour une partie d'entre eux une instabilité professionnelle, avec de plus fréquents passages d'un emploi long à un emploi précaire ou à une situation de chômage. Les effets de la séparation sur les trajectoires professionnelles sont aussi d'autant plus forts que l'accès au marché du travail est difficile. En particulier, les hommes et femmes diplômés (titulaires du baccalauréat et plus) s'avèrent plus protégés des effets de la séparation que les moins diplômés, qui subissent des situations de cumul d'instabilité à la fois conjugale et professionnelle.

En termes de conséquences professionnelles, la séparation entraîne plutôt 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 pour les femmes après la séparation. Peut-on en conclure que les transferts publics ou privés seraient, dans certains cas, insuffisants ? Pour les femmes comme pour les hommes la spécialisation selon un schéma traditionnel de couple est une stratégie risquée dans le contexte actuel de risque de séparation élevé.

Notre travail est cependant limité par l'absence dans les données de variables décrivant la situation économique. Nous ne disposons ni des revenus, ni d'indicateurs de patrimoine rétrospectifs. Ces résultats appellent à une poursuite des travaux, en particulier sur une période plus longue. La première question 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 non, de compenser les conséquences négatives de la rupture d'union.

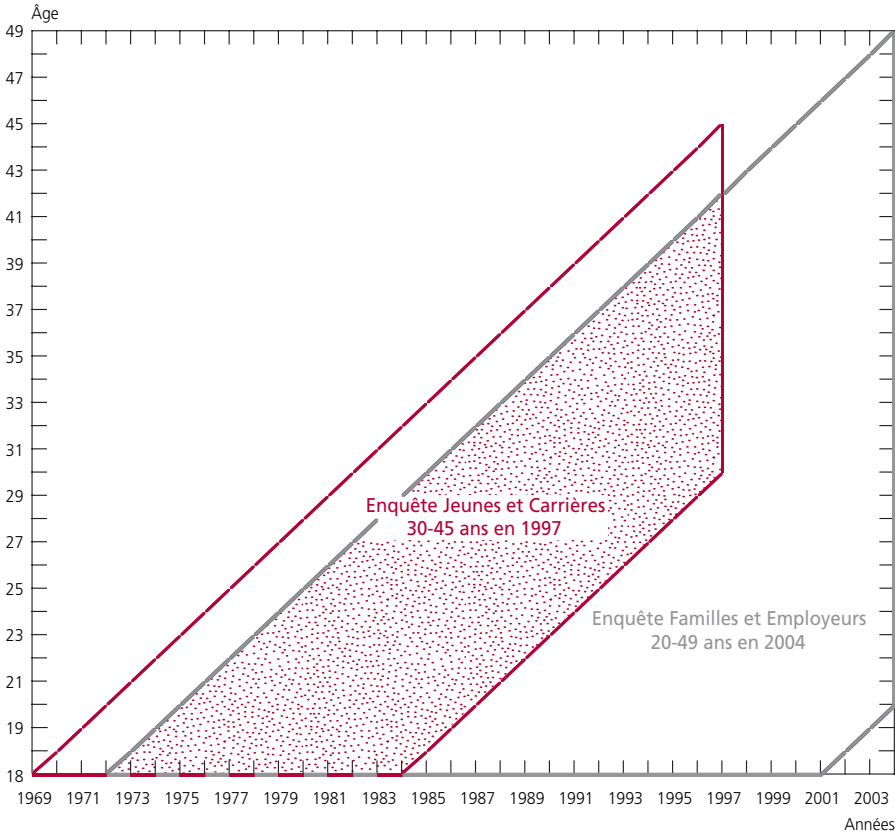
On pourrait aussi s'interroger sur les futurs niveaux de retraite des hommes et des femmes divorcés. Si les choix d'activité effectués pendant la vie de couple, comme un retrait d'activité ou un passage à temps partiel, conduisent à de moindres droits à la retraite pour l'un des conjoints, cela est, en cas d'union stable, compensé par le partage, supposé, des ressources au sein du ménage durant la vie active et la période de retraite. La rupture d'union rompt ce schéma et un retrait partiel ou complet du marché du travail aura des répercussions au moment de la retraite. Le contexte de réforme des droits à la retraite accordés en tant que conjoint et les questionnements récurrents sur l'égalité entre hommes et femmes à la retraite (Conseil d'orientation des retraites, 2008) invitent à poursuivre les travaux engagés dans cet article sur les trajectoires professionnelles des individus séparés.

Remerciements : Nous remercions Laurent Gobillon, Herbert Smith, Laurent Toulemon, Valérie Ulrich et François-Charles Wolff, les participants du séminaire « Emploi et travail » (Dares-CEE) pour leurs remarques et commentaires ainsi que les rapporteurs anonymes de la revue *Population*, en particulier pour leurs suggestions sur la méthodologie. Nous restons cependant seules responsables des erreurs qui pourraient subsister.



ANNEXE STATISTIQUE

Figure A.1. Calendrier rétrospectif couvert par chaque enquête.
Diagramme de Lexis



Sources : Enquête *Jeunes et Carrières* 1997 ; enquête *Familles et Employeurs* 2005.

Bien que les deux enquêtes aient été réalisées à 7 ans d'intervalle, leur caractère rétrospectif ainsi que le champ un peu décalé (20-49 ans en 2004 et 30-45 ans en 1997) conduisent à ce qu'une part importante des trajectoires professionnelles et conjugales soient observables dans les deux enquêtes. C'est le cas pour les générations nées entre 1955 et 1967 (âgées de 30 à 42 ans en 1997, de 37 à 49 ans en 2004). Les cohortes de naissance 3 ans auparavant ne sont observables que dans l'enquête *Jeunes et carrières*, tandis que celles nées après 1967 ne sont observables que dans l'enquête *Familles et employeurs*.

Tableau A.2. Probabilité de séparation à la date t .
Estimation du score de propension (modèle logit)

Variable en ($t - 1$)	Hommes		Femmes	
	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type
Situation dans l'emploi				
Emploi long	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 au risque				
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.		Réf.	
Durée d'union				
Moins de 3 ans	-0,340***	0,069	-0,382***	0,063
4 ans et plus	Réf.		Réf.	
Diplôme				
Sans diplôme	0,063	0,068	0,034	0,056
Inférieur au baccalauréat	Réf.		Réf.	
Baccalauréat	-0,032	0,082	-0,115*	0,064
Supérieur au baccalauréat	0,036	0,068	-0,000	0,057
Statut matrimonial				
Cohabitant	Réf.		Réf.	
Marié	-0,682***	0,058	-0,838***	0,049
Nombre et âge des enfants				
Sans enfant	Réf.		Réf.	
Un enfant de moins de 2 ans	-0,969***	0,092	-0,425***	0,072
Un enfant de 2 ans et plus	0,018	0,082	0,224***	0,072
Plus de deux enfants dont un de moins de 2 ans	-1,150***	0,108	-0,596***	0,084
Plus de deux 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 ^(a)	108 755		143 210	
Pseudo R2	0,0463		0,0304	
<p>^(a) Voir détail sur les données dans la section II. Significativité statistique : *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. Sources : Calculs des auteurs à partir des données de l'enquête <i>Jeunes et carrières</i> 1997 et l'enquête <i>Familles et employeurs</i> 2005.</p>				

Tableau A.3. Comparaison de la distribution des variables X dans les sous-populations des séparés et des non-séparés

Variable	Échantillon	Femmes			Hommes		
		Moyenne		t – test	Moyenne		t – test
		Séparées	Contrôles	t	Séparés	Contrôles	t
Situation dans l'emploi en t – 1							
Emploi long	Non apparié	0,660	0,659	– 0,18	0,866	0,927	– 9,43***
	Apparié	0,660	0,667	– 0,47	0,866	0,865	0,11
Emploi court	Non apparié	0,087	0,049	8,52***	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	3,98***	0,035	0,024	2,99***
	Apparié	0,062	0,062	0,14	0,035	0,035	– 0,03
Inactivité	Non apparié	1,190	0,247	– 6,44***	0,012	0,008	1,49
	Apparié	1,190	0,190	– 0,04	0,012	0,012	0,01
Âge	Non apparié	29,17	30,37	– 9,15***	29,72	31,61	– 12,80***
	Apparié	29,17	29,20	– 0,19	29,72	29,74	– 0,08
Année au risque							
1967-1984	Non apparié	0,198	0,213	– 1,73*	0,173	0,164	1,02
	Apparié	0,198	0,200	– 0,13	0,173	0,173	0,00
1985-1989	Non apparié	0,217	0,211	0,76	0,199	0,207	– 0,80
	Apparié	0,217	0,218	– 0,08	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
Durée d'union de moins de 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
Diplôme							
Sans diplôme	Non apparié	0,204	0,201	0,29	0,178	0,166	1,27
	Apparié	0,204	0,202	0,06	0,178	0,178	0,02
Inférieur au baccalauréat	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
Baccalauréat	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
Supérieur au baccalauréat	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
Marié	Non apparié	0,595	0,792	– 23,66***	0,511	0,747	– 22,18***
	Apparié	0,595	0,604	– 0,63	0,511	0,510	0,05
Nombre et âge des enfants							
Un enfant de moins de 2 ans	Non apparié	0,117	0,150	– 4,52***	0,087	0,159	– 8,03***
	Apparié	0,117	0,117	0,06	0,087	0,090	– 0,27
Un enfant de plus de 2 ans	Non apparié	0,186	0,139	6,72***	0,171	0,134	4,42***
	Apparié	0,186	0,186	0,03	0,171	0,167	0,27
Plus de deux enfants dont un de moins de 2 ans	Non apparié	0,107	0,182	– 9,59***	0,070	0,174	– 11,24***
	Apparié	0,107	0,104	0,27	0,070	0,073	– 0,27
Plus de deux enfants de 2 ans et plus	Non apparié	0,265	0,307	– 4,49***	0,174	0,256	– 7,72***
	Apparié	0,265	0,269	– 0,36	0,174	0,176	– 0,14
Sources : Calculs des auteures à partir des données de l'enquête <i>Jeunes et carrières 1997</i> et l'enquête <i>Familles et employeurs 2005</i> .							



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 », *Économie et prévision*, 187, p. 83-103.
- ALGAVA Elisabeth, LE MINEZ Sylvie, BRESSÉ Sophie, PLA Anne, 2005, « Les familles monoparentales et leurs conditions de vie », DREES, *Études et résultats*, 389.
- 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, p. 533–560.
- ATHEY Susan, IMBENS Guido, 2006, « Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models », *Econometrica*, 74, p. 431–497.
- BONNET Carole, SOLAZ Anne, ALGAVA Elisabeth, 2009, *La séparation conjugale affecte-t-elle l'activité professionnelle ?*, Ined, Document de travail, n° 164, 143 p.
- BRODATY Thomas, CRÉPON Bruno, FOUGÈRE Denis, 2007, « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et prévision*, 177, p. 93-118.
- 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, CLANCHÉ François, MAZUY Magali, 2001, « Refaire sa vie de couple est plus fréquent pour les hommes », *Insee première*, 797.
- CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES, 2008, « Retraites : droits familiaux et conjugaux », Sixième rapport du COR, 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 Maike, KALMIJN Matthijs, UUNK Wilfred, 2009, « The employment of separated women in Europe: Individual and institutional determinants », *European Sociological Review*, 25(2), p. 183-197.
- 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, p. 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.

- GIVORD Pauline, 2010, *Méthodes économétriques pour l'évaluation des politiques publiques*, Insee, Document de travail, n° G 2010/08.
- HECKMAN James, 1979, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, 47(1), p. 153-161.
- HECKMAN James, ICHIMURA Hidehiko, SMITH Jeffrey, TODD Petra, 1997, « Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme », *Review of Economic Studies*, 64, p. 605-654.
- HERPIN Nicolas, 1990, « La famille à l'épreuve du chômage », *Économie et statistique*, 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, 2005a, « Les conséquences microéconomiques de la désunion », in Joël M.-E., Wittwer J., *Économie du vieillissement. Âge et protection sociale*, Paris, L'Harmattan, tome 2, p. 335-351.
- JEANDIDIER Bruno, BOURREAU-DUBOIS Cécile, 2005b, « Pauvreté des enfants et structures familiales : familles nombreuses, familles monoparentales, enfants de parents divorcés », in Godet M., Sullerot E., *La famille, une affaire publique*, Rapport du Conseil d'analyse économique n° 57.
- 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-Rigt, 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 effect of marital dissolution on the labour supply of males and females: Evidence from Canada », *The Journal of Socio-Economics*, 34, p. 787-809.
- ONGARO Fausto, MAZZUCO Stefano, MEGGIOLARO Silvia, 2009, « Economic consequences of union dissolution in Italy: Findings from the European Community Household Panel », *European Journal of Population*, 25, p. 45-65.
- 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 Lefèvre C., Filhon A., *Histoires de familles, histoires familiales*, Paris, Ined, Cahier n° 156, p. 79-109.
- POORTMAN Anne-Rigt, 2000, « Sex differences in the economic consequences of separation », *European Sociological Review*, 16(4), p. 367-383.
- POORTMAN Anne-Rigt, 2005, « Women's work and divorce: A matter of anticipation? A research note », *European Sociological Review*, 21(3), p. 301-309.
- PRIOX France, 2007, « L'évolution démographique récente en France : la fécondité à son plus haut niveau depuis plus de trente ans », *Population*, 62(3), p. 489-532.

- 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*, London, Chapman and Hall.
- 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 Leridon H., Villeneuve-Gokalp C., *Constance et instabilités de la famille*, Ined, Cahier n° 134.

Carole BONNET, Anne SOLAZ et Elisabeth ALGAVA • LES CHANGEMENTS PROFESSIONNELS EN FRANCE AUTOUR DE LA SÉPARATION CONJUGALE

En France, comme dans de nombreux pays, les séparations conjugales ont fortement augmenté durant les dernières décennies. Si les conséquences économiques de la séparation ont donné lieu à une littérature internationale fournie, les recherches sur ce thème restent encore rares en France, sans doute par manque de données adéquates. Cet article analyse l'offre de travail des hommes et des femmes lors des deux années qui suivent la première séparation. Afin de disposer d'un échantillon de taille suffisante, deux enquêtes rétrospectives au calendrier professionnel semblable (*Jeunes et Carrières 1997* et *Familles et Employeurs 2005*) sont regroupées. Le recours aux méthodes d'appariement par score de propension permet de comparer les hommes et les femmes ayant connu une séparation à ceux qui sont restés en couple. Pour les hommes séparés, le risque de chômage augmente après la séparation. Les femmes séparées inactives avant la séparation retournent davantage sur le marché du travail que les autres femmes inactives. Cette reprise d'activité est fortement influencée par l'âge des enfants au moment de la rupture d'union, de manière encore plus marquée que pour les femmes restées en couple. Les effets de la séparation sont d'autant plus forts que l'accès au marché du travail est difficile. Ainsi, la hausse de la part d'individus au chômage suite à la séparation s'observe principalement sur la période qui suit 1990. Enfin, les hommes et femmes diplômés (titulaires du baccalauréat et plus) s'avèrent plus protégés des effets de la séparation que les moins diplômés.

Carole BONNET, Anne SOLAZ et Elisabeth ALGAVA • CHANGES IN STATUS SURROUNDING LABOUR MARKET CONJUGAL SEPARATION IN FRANCE

In France, as in many other countries, conjugal separation has become increasingly common over the last few decades. While the economic consequences of separation have generated an abundant international literature, research on this question is still rare in France, doubtless for lack of suitable data. This article analyses the labour force participation of men and women in the two years following the first separation. To obtain a sample of sufficient size, two retrospective surveys based on similar occupational history calendars (*Jeunes et Carrières 1997* and *Familles et Employeurs 2005*) were grouped together. Propensity score matching techniques were used to compare separated men and women with those still in a union. For separated men, the risk of unemployment increases after separation. Inactive women who separate return to the labour force more frequently than other inactive women. Their return to work is strongly influenced by the age of their children at the time of separation, much more markedly so than for women who remain in a union. The effects of separation are stronger when access to the labour market is difficult; the sharpest rise in unemployment after separation is observed in the period just after 1990. Last, high-educated men and women (who have completed upper secondary education or higher) are better protected against the effects of separation than the low-educated.

Carole BONNET, Anne SOLAZ et Elisabeth ALGAVA • LOS CAMBIOS PROFESIONALES EN FRANCIA EN TORNO A LA SEPARACIÓN CONYUGAL

En Francia, como en numerosos países, las separaciones conyugales han aumentado fuertemente durante los últimos decenios. Si las consecuencias económicas de la separación han dado lugar a una literatura internacional importante, en Francia las investigaciones sobre este tema son todavía raras, sin duda por falta de datos adecuados. Este artículo analiza la oferta de trabajo de los hombres y de las mujeres durante los dos años que siguen a la primera separación. A fin de disponer de una muestra de tamaño suficiente, se han reunido los datos de dos encuestas retrospectivas con un calendario profesional similar (*Jeunes et Carrières 1997* y *Familles et Employeurs 2005*). El recurso a métodos de emparejamiento por score de propensión permite comparar los hombres y las mujeres que han conocido una separación a los que han permanecido viviendo en pareja. En los hombres separados, el riesgo de paro aumenta después de la separación. Las mujeres inactivas antes de la separación se presentan más frecuentemente al mercado del trabajo que las otras inactivas. Este comportamiento está fuertemente influido por la edad de los hijos en el momento de la ruptura de unión, y ello de manera más pronunciada que en las mujeres que han permanecido en pareja. El efecto de la separación aumenta con la dificultad del acceso al mercado del trabajo. Así, el alza de la proporción de individuos que están en paro después de una separación se observa principalmente después de 1990. En fin, los hombres y mujeres diplomados (titulares del bachillerato o más) aparecen más protegidos contra los efectos de la separación que los menos diplomados.