



Jorik VERGAUWEN*, Karel NEELS*, Jonas WOOD*

Impact de la situation économique sur la mise en couple en France (1993-2008) selon le niveau d'études

En France, l'accès à un emploi stable à la sortie des études est parfois long en raison d'un taux de chômage élevé des jeunes, particularité qui existait déjà avant la crise économique récente. Parallèlement, la formation du premier couple est de plus en plus tardive. Dans quelle mesure cette insertion difficile sur le marché du travail des jeunes affecte-t-elle la formation de la première union ? Observe-t-on des différences selon le sexe et le niveau d'instruction ? À partir des données longitudinales de l'enquête Étude des relations familiales et intergénérationnelles, la version française de l'enquête européenne Generation and Gender Survey (GGS), Jorik VERGAUWEN, Karel NEELS et Jonas WOOD examinent à la fois les effets du parcours individuel scolaire et professionnel des jeunes depuis leurs 16 ans, et les effets de la conjoncture économique entre 1993 et 2008, sur le calendrier de la première union. Ils mettent en évidence ces deux effets sur la formation du premier couple, mais de façon différenciée selon le sexe et le niveau d'études.

Un certain nombre de publications ont analysé les liens entre la situation professionnelle individuelle et les conditions économiques d'une part, et la fécondité d'autre part. Bien que la mise en couple ait souvent été considérée comme l'un des principaux canaux par lesquels le contexte économique défavorable influe sur la constitution des familles, les effets du chômage aux niveaux individuel et global sur la mise en couple ont été moins étudiés (De Lange *et al.*, 2014 ; Neels *et al.*, 2013 ; Sobotka *et al.*, 2011). S'appuyant sur des données individuelles longitudinales issues de l'Étude des relations familiales et intergénérationnelles (Erfi-GGS) et des données contextuelles décrivant les conditions économiques, cet article examine la manière dont les situations professionnelles individuelles et le contexte macro-économique ont affecté la formation des premières unions cohabitantes en France entre 1993 et 2008.

* Université d'Anvers, Belgique.

Correspondance : Jorik Vergauwen, Université d'Anvers, Sint-Jacobstraat 2, 2000 Antwerp, Belgique, courriel : jorik.vergauwen@uantwerpen.be

La plupart des recherches sur le lien entre conjoncture économique et mise en couple se sont concentrées sur l'importance des caractéristiques du marché du travail au niveau individuel (revenu, emploi, etc.) (Kalmijn, 2011) sans distinguer leurs effets en fonction du niveau d'études. Notre analyse contribue à ces recherches de deux façons. Premièrement, nous cherchons à déterminer si la relation entre le contexte économique, à la fois général et individuel, et la mise en couple varient selon le niveau d'études. D'un côté, par comparaison aux personnes peu diplômées, les groupes les plus instruits ont des perspectives plus favorables en termes d'emploi et de revenu et se sentent moins en situation précaire sur le plan professionnel (Anderson et Pontusson, 2007). En outre, lorsque la conjoncture économique est difficile, on constate que les personnes plus qualifiées évincent les autres dans la course aux emplois peu qualifiés (Pollmann-Schult, 2005). Cela semble indiquer qu'en période de chômage ou de difficultés macroéconomiques, des perspectives d'emploi défavorables pénalisent moins la mise en couple des personnes qualifiées. D'un autre côté, comme leurs investissements professionnels en début de parcours professionnel se révèlent plus rentables pour la carrière (Liefbroer et Corijn, 1999), le chômage, la surqualification ou l'incertitude professionnelle peuvent conduire les plus qualifiés à retarder leur mise en couple en attendant d'avoir une situation professionnelle suffisamment stable. Les personnes ayant fait moins d'études, en revanche, ont des perspectives d'emploi et de revenu moins favorables. En période de difficultés économiques, il est fréquent qu'elles soient excessivement désavantagées, car elles travaillent souvent dans des secteurs sensibles à la récession. En outre, elles peuvent se trouver en concurrence avec des personnes plus diplômées pour des postes à faible qualification. Bien que la précarité de l'emploi puisse conduire à différer la mise en couple, quel que soit le niveau d'études des intéressés, il semblerait que les personnes avec un niveau d'études particulièrement faible décident finalement de se mettre en couple et de fonder une famille pour s'assurer un avenir moins incertain quand les perspectives d'emploi sont limitées (Friedman *et al.*, 1994).

Deuxièmement, nous cherchons à établir si le lien entre niveau d'études, conjoncture économique et entrée en union cohabitante diffère selon le sexe. Alors que la situation professionnelle des hommes est importante à la fois dans les ménages où l'homme est le seul pourvoyeur de ressources et ceux où les deux conjoints perçoivent un salaire, l'importance de la situation professionnelle des femmes est plus susceptible de dépendre de la part de leurs revenus dans le ménage. Comme les femmes très peu diplômées sont plus susceptibles d'avoir le revenu le moins élevé du couple, leur situation professionnelle est moins décisive en ce qui concerne la cohabitation ou le mariage. Chez les femmes très diplômées, la stabilité de l'emploi et des revenus plus élevés peuvent soit favoriser la mise en couple en facilitant le partage des coûts liés à la constitution d'un ménage indépendant (Jalovaraa, 2012), soit favoriser le célibat, l'indépendance financière des femmes leur permettant de différer l'entrée en couple jusqu'à ce qu'elles trouvent un partenaire approprié (Dykstra et Poortman, 2010).

I. Contexte théorique et hypothèses

Dans cette section, nous examinons en premier lieu les modèles de mise en couple et la situation économique des jeunes adultes en France ; nous présentons ensuite une synthèse des travaux liant les conditions macroéconomiques et les situations professionnelles individuelles à la mise en couple, en nous intéressant plus particulièrement à l'hétérogénéité des relations selon le sexe et le niveau d'études.

1. Le contexte français

La première mise en couple

Depuis le début des années 1970, on assiste à un fort recul de la nuptialité en France, comparable à celui observé dans de nombreux autres pays d'Europe du Nord et de l'Ouest (Prioux, 2005). Cette tendance est liée à une mise en couple tardive et à la progression de la cohabitation hors mariage comme premier type d'union. Prioux (2003) montre que l'âge moyen à la première entrée en couple dans les générations nées entre la fin des années 1950 et le début des années 1970 a augmenté de 1,4 année (de 22,5 à 23,9 ans pour les femmes et de 24,6 à 26,0 ans pour les hommes). D'après nos calculs fondés sur les données Erfi-GGS pour la France, l'âge moyen à la première union était de 22,1 ans pour les femmes au début des années 1980, puis de 23,2 ans entre 1995 et 1999. En outre, la part des couples dont la première union est une cohabitation hors mariage a augmenté de 10 % à 90 % au cours de cette période (Toulemon, 1996). Selon les critères européens et comme le confirment les conclusions de Heuveline et Timberlake (2004), en France, les cohabitations durent longtemps et sont moins souvent suivies d'un mariage. Nos calculs (fondés sur les données Erfi-GGS) montrent que le pourcentage de femmes (15 à 49 ans) qui se marient dans les cinq ans suivant leur première union cohabitante est passé de 50 % chez celles qui s'étaient mises en couple durant la période 1985-1994 à 44 % chez celles dont la première union remonte à 1995-1999.

La France est devenue un précurseur en matière de fécondité hors mariage (Klüsener *et al.*, 2013). Par rapport à d'autres pays européens, la cohabitation y est désormais considérée comme un cadre « normal » pour avoir des enfants. Néanmoins, la majorité des parents français continuent de se marier quelque temps avant ou après la naissance d'un enfant ; il semble donc que le mariage ne soit pas complètement écarté mais que l'ordre des transitions soit devenu plus flexible. Perelli-Harris *et al.* (2012) constatent que 90 % des mères françaises dont le premier enfant est né entre 1995 et 2005 avaient commencé leur vie de couple par une cohabitation hors mariage, tandis que seules 47 % des mères étaient toujours en union cohabitante à la naissance de leur premier enfant.

Situation économique des jeunes adultes

En France, l'insertion des jeunes adultes sur le marché de l'emploi est souvent difficile (Boulhol, 2013 ; Boulhol et Sicari, 2012 ; Wolbers, 2007) en raison, semble-t-il, de différents facteurs, notamment du caractère général des compétences acquises en milieu scolaire, souvent en décalage avec les besoins du marché du travail français, ainsi que de la rigidité de ce marché (particulièrement protecteur) (Boulhol, 2013 ; Brzinsky-Fay, 2007 ; Quintini et Martin, 2006). En outre, un pourcentage relativement élevé de jeunes adultes quittent l'école sans diplôme (Batard *et al.*, 2012). Alors que la France figurait parmi les pays d'Europe les mieux classés pour son taux de scolarisation en 1995 (89 % des 15-19 ans)⁽¹⁾, le chiffre était tombé à 84 % en 2008 (OCDE, 2011). C'est une évolution préoccupante, car seuls 29 % des 15-19 ans non scolarisés en 2010 occupaient un emploi (les autres 71 % étaient au chômage ou absents du marché du travail (OCDE, 2012).

Les difficultés d'entrée sur le marché du travail sont associées à des taux de chômage élevés dans les groupes d'âges jeunes (Boulhol et Sicari, 2012 ; Germe *et al.*, 2003 ; Rouaud et Joseph, 2014). Tout au long des années 1990 et au début de la décennie suivante, le taux de chômage des 15-39 ans oscillait entre 11,2 % et 15,9 % en France. Parmi les pays de l'UE-15, seuls les pays méditerranéens affichaient des taux supérieurs (Eurostat, 2014a). En France, le chômage varie aussi considérablement en fonction du sexe et du niveau d'études (Eurostat, 2014a). Les moins diplômés sont toujours plus souvent au chômage. Par ailleurs, un écart entre hommes et femmes continue d'être observé, au détriment des secondes. Cependant malgré des taux de chômage plus importants, les femmes françaises préfèrent travailler à plein temps et une minorité d'entre elles privilégient leur rôle familial (Kieffer *et al.*, 2005).

En dépit des taux de chômage plus élevés des jeunes, ces derniers quittent le foyer parental relativement tôt, puisque l'âge médian était d'environ 23 ans à la fin des années 1990 et dans les années 2000. En Europe, il n'y a que dans les pays nordiques que le départ est plus précoce (Iacovou, 2002 ; Iacovou et Skew, 2010). En France, du fait de leur insertion difficile sur le marché de l'emploi, les jeunes adultes sont souvent aidés par leurs parents, car ils ne peuvent pas prétendre aux allocations de chômage avant d'avoir acquis une certaine expérience professionnelle, ni aux minima sociaux avant l'âge de 25 ans (Dormont et Dufour-Kippelen, 2000 ; Galland et Meron, 1996 ; Pailhé et Solaz, 2012).

2. Contexte économique individuel et mise en couple

Le manque de perspectives professionnelles empêche les jeunes adultes d'accéder à l'indépendance financière (Bell *et al.*, 2007). Bien que l'État providence offre certaines aides limitées (allocations logement par exemple), le

(1) Bien que l'école soit obligatoire jusqu'à 16 ans en France, nous utilisons ici les groupes d'âges habituellement utilisés dans les publications de l'OCDE.

revenu des jeunes adultes est étroitement lié à leur situation professionnelle. Comme il faut une source de revenu pour fonder un foyer indépendant, l'emploi est supposé encourager la mise en couple (Kalmijn, 2011). Conformément à l'hypothèse sur les effets de l'incertitude formulée par Oppenheimer (1988; 1997), un début de carrière difficile est supposé retarder la mise en couple tardive, quel que soit le niveau de revenu. Des parcours professionnels instables, caractérisés par des périodes de chômage, des emplois irréguliers ou temporaires, créent une insécurité liée à la crainte de ne pas parvenir à l'autonomie financière. Comme le travail structure la vie des individus, le mode de vie futur d'une personne au parcours professionnel instable est incertain et il lui est donc difficile d'anticiper ce que sera sa vie de couple (Kalmijn, 2011). Certains auteurs considèrent toutefois que l'emploi est davantage un préalable au mariage qu'à la cohabitation hors mariage (Jalovaara, 2012; Kalmijn, 2011), qui est devenue le principal mode d'entrée en union en France. Pour Cherlin (2004), les attentes normatives concernant l'indépendance économique et le niveau de vie matériel sont singulièrement plus importantes pour le mariage. Par comparaison, la cohabitation est jugée plus compatible avec des situations économiques (temporairement) instables, car elle est associée à de moindres exigences préalables en termes financiers et matériels, tout en offrant certains des avantages liés au mariage, comme les économies d'échelle (Oppenheimer, 2003). Confirmant l'hypothèse de l'incertitude, plusieurs études ont constaté une association fortement négative entre le chômage ou l'emploi irrégulier et la mise en couple, y compris en France (Ekert-Jaffé et Solaz, 2002; Kalmijn, 2011). Le concept d'incertitude peut tout aussi bien s'appliquer aux étudiants, compte tenu de leur situation en matière de revenus et du fait que leur réussite professionnelle future reste incertaine. La plupart des recherches montrent d'ailleurs que la poursuite d'études à plein temps est incompatible avec l'établissement d'un ménage indépendant en France (Prioux, 2003; Robert-Bobée et Mazuy, 2003; Robette, 2010). En résumé, l'emploi au niveau individuel favorise la formation du couple, car il est associé à un moindre degré d'incertitude et des revenus plus élevés. Malheureusement, dans cet article, nous ne pouvons pas distinguer les effets de l'incertitude des effets revenus, notamment parce que l'enquête Erfi-GGS ne fournit pas de données longitudinales sur les niveaux de revenus ou la nature des emplois (durée des contrats, par exemple).

De précédents travaux ont montré que le lien entre situation professionnelle et mise en couple différait en fonction du sexe. Le rôle différentiel de l'emploi résulterait de la division sexuelle du travail, en particulier dans les ménages où le principal pourvoyeur de ressources est un homme (Becker, 1981; Thomson et Bernhardt, 2010). De ce fait, la plupart des études postulent que la situation professionnelle des hommes est plus importante que l'emploi des femmes pour la mise en couple (hypothèse 1a). Quant au statut d'activité des femmes, les études sur la France semblent pointer une distinction importante entre chômage et inactivité féminine. Alors que l'un et l'autre cas de figure impliquent des

limites financières, le chômage (caractérisé par l'absence d'emploi rémunéré et la recherche d'un travail) a été identifié comme un facteur faisant particulièrement obstacle à la mise en couple. Au contraire, on a constaté que ne pas être sur le marché du travail renforçait les probabilités de mise en couple, car la majorité des femmes inactives avant leur première union choisissent délibérément de ne pas travailler (Ekert-Jaffé et Solaz, 2001, 2002). En l'occurrence, l'inactivité volontaire reflète une division traditionnelle du travail au sein du couple (Ekert-Jaffé et Solaz, 2002).

Depuis 50 ans, le taux d'activité féminine n'a pas cessé d'augmenter en France. Entre 1990 et 2008, la proportion de femmes par rapport aux hommes dans la population active (15-64 ans) a encore progressé, passant de 0,71 à 0,82 (OIT, 2012). Compte tenu de cette convergence des taux de participation au marché du travail entre hommes et femmes, les ressources économiques des femmes ont peut-être pu progressivement faciliter la mise en couple en soulageant les hommes de la seule responsabilité financière de la conjugalité (Bracher et Santow, 1998 ; Jalovaara, 2012 ; Oppenheimer, 1988). Une étude empirique sur la France semble indiquer que les effets de la situation professionnelle respective des hommes et des femmes sur la mise en couple ont convergé entre 1955 et 1998 (Winkler-Dworak et Toulemon, 2007). Nous fondant sur ce corpus d'éléments empiriques, nous postulons que l'emploi féminin est devenu un préalable important pour l'entrée en union cohabitante, en particulier dans les couples où la femme a de très bonnes perspectives de revenu (hypothèse 1b).

3. Conditions macroéconomiques et mise en couple

On dispose de très peu d'études sur la relation entre le contexte économique général et la mise en couple en France. Vergauwen et Neels (2013) ont constaté une relation négative entre taux de chômage et première entrée en union entre 1970 et 2004, en particulier chez les hommes. De même, Prioux (2003) a montré que le chômage des jeunes influe considérablement sur l'âge à la formation du couple en France (1975-1998). Il semble donc que la mise en couple soit différée en période de difficultés économiques, quand le chômage progresse et la qualité des emplois baisse. Dans un contexte économique défavorable, les jeunes adultes sont plus souvent confrontés au travail temporaire ou au sous-emploi. En France, les contrats de travail à court terme sont particulièrement répandus (Pailhé et Solaz, 2012). Une mauvaise conjoncture économique peut aussi peser sur les salaires et limiter les perspectives de promotion professionnelle. En outre, sur la base des données de l'enquête *Family Survey Dutch Population* (FSDP), De Lange *et al.* (2014) constatent que pour les Pays-Bas (1970-2000), la relation négative entre taux de chômage élevé et première entrée en union persiste même après la prise en compte de la variation des caractéristiques individuelles (chômage, durée du contrat de travail). Ceci est confirmé par un certain nombre d'études empiriques montrant un lien étroit entre la situation

du chômage en général et le sentiment d'insécurité professionnelle au niveau individuel (Anderson et Pontusson, 2007 ; Erlinghagen, 2008), ce qui indique que les perspectives économiques individuelles deviennent plus incertaines quand la conjoncture économique est défavorable. Même chez un salarié occupant un emploi stable et permanent, le sentiment d'insécurité concernant ses propres perspectives économiques ou celles d'un conjoint potentiel peut retarder l'entrée en union cohabitante (Harknett et Kuperberg, 2011 ; Xie *et al.*, 2003). En résumé, nous pensons que des conditions macroéconomiques défavorables conduisent à différer la mise en couple (hypothèse 2), peut-être en lien avec une détérioration des situations professionnelles individuelles, mais aussi à cause de l'incertitude concernant les perspectives d'emploi.

4. Impact du contexte économique selon le niveau d'études

Les hypothèses ci-dessus examinent les liens entre la première entrée en union cohabitante et l'évolution des situations professionnelles individuelles (hypothèses 1a et 1b) ainsi que des conditions économiques générales (hypothèse 2). Nous étudions également la façon dont ces relations varient en fonction du niveau d'études, car le sentiment d'incertitude économique peut être ressenti différemment par ces sous-populations. Liefbroer et Corijn (1999) avancent que les jeunes adultes diplômés de l'enseignement supérieur font généralement de longues carrières caractérisées par des revenus qui augmentent avec l'expérience. Une mauvaise conjoncture économique peut temporairement contrecarrer les parcours anticipés et retarder la mise en couple jusqu'à ce que les conjoints soient suffisamment établis sur le marché du travail. Bien que les personnes les plus instruites réussissent souvent à surmonter une période économique difficile en acceptant un emploi inadéquat (Francesconi et Golsch, 2005 ; Pollmann-Schult, 2005), il a été démontré que le fait d'être surdiplômé pour un poste nuisait à l'évolution ultérieure de la carrière (Verhaest et Van der Velden, 2012). Les travailleurs surdiplômés touchent des salaires moins élevés, mais aussi qu'ils suivent moins de formations et se déclarent moins satisfaits sur le plan professionnel (Hartog, 2000 ; Verhaest et Omey, 2009). Chez les diplômés de l'enseignement supérieur, il semble donc exister une relation négative entre, d'une part, la mise en couple et, d'autre part, un contexte économique défavorable et une instabilité professionnelle à la fois de l'homme et de la femme. En effet, la symétrie entre les sexes est valorisée et les deux conjoints sont censés contribuer financièrement au ménage (Bolzendahl et Myers, 2004).

Les personnes qui arrêtent leurs études avant l'enseignement supérieur constituent un groupe considéré comme vulnérable, car leurs perspectives d'emploi sont médiocres (Fondeur et Minni, 2004 ; Verick, 2009). Des lors, le lien entre la mise en couple et le contexte économique sera différent pour ce groupe. Pour les personnes qui ne travaillent pas et dont les perspectives économiques sont limitées, la mise en couple peut être un moyen de rendre moins

incertaine la réalisation des objectifs personnels (Friedman *et al.*, 1994). La cohabitation hors mariage, en particulier, qui est la forme de première union la plus répandue, peut être considérée comme une union à moindre coût qui peut donc se mettre en place en période d'incertitude (Clarkberg, 1999; Mills et Blossfeld, 2005; Oppenheimer, 1988). Parmi les personnes ayant fait peu d'études, les femmes sont plus souvent susceptibles de gagner moins que leur conjoint et moins enclines à adopter des comportements égalitaires vis-à-vis du travail rémunéré (Glass, 1992; Kane et Sanchez, 1994). De ce fait, les femmes moins instruites pourraient investir davantage dans la sphère familiale en période de difficultés économiques. Chez les personnes n'ayant pas suivi d'études supérieures, la mise en couple serait donc moins influencée par les conditions économiques et la situation professionnelle, en particulier pour les femmes. En résumé, nous formulons l'hypothèse que la relation négative entre contexte économique défavorable (individuel et général) et première entrée en union est plus nette chez les diplômés de l'enseignement supérieur (hypothèse 3).

II. Données et méthodes

Pour tester la validité de ces hypothèses de recherche, des données individuelles longitudinales sur la mise en couple et sur l'emploi sont nécessaires, ainsi que des informations sur le contexte économique. Nos analyses s'appuient sur les biographies rétrospectives conjugales enregistrées lors de la première (1993-2005) et de la deuxième (2005-2008) vagues de l'*Étude des relations familiales et intergénérationnelles* (Erfi-GGS)⁽²⁾. Les parcours professionnels sont tirés de la deuxième vague.

1. Spécifications du modèle et variable dépendante

Les trajectoires professionnelles et conjugales⁽³⁾ des hommes et des femmes (16 à 39 ans) sont observées entre 1993 et 2008⁽⁴⁾. Le fichier de données

(2) Les analyses effectuées pour évaluer la validité des données démographiques issues de la première vague Erfi-GGS montrent que les taux de primumptialité calculés rétrospectivement sont assez proches des statistiques de l'état civil pour la période 1990-2005 (Vergauwen *et al.*, 2015). Une distorsion supplémentaire pourrait résulter d'erreurs dans la déclaration des débuts d'unions hors mariage (Hayford et Morgan, 2008), mais la validité des données rétrospectives sur la cohabitation n'a pas pu être évaluée en l'absence d'informations sur les unions non mariées dans l'état civil.

(3) Pour la construction de la variable dépendante (première entrée en union cohabitante) et certaines des variables évoluant dans le temps (résidence éventuelle chez les parents et situation professionnelle), nous utilisons des informations sur le mois d'occurrence. Comme certaines de ces variables mensuelles ne sont pas complètes (parfois seule l'année ou la saison est connue), une imputation aléatoire a été pratiquée pour éviter l'exclusion de ces cas.

(4) Comme la cohabitation hors mariage est de loin le principal type d'entrée en première union dans les années 1990 (environ 90 % des premières unions étaient des cohabitations), nous avons restreint la portée des analyses à cette période. Ceci évite de recourir à des stratégies de modélisation complexes distinguant différents types d'unions et facilite l'extrapolation de nos résultats aux années récentes. En outre, nous ne disposons d'informations détaillées sur le chômage qu'à partir de 1993.

contient des informations sur 1 914 personnes nées entre 1954 et 1987. Les répondants sont suivis chaque mois jusqu'à leur première union (mariage direct ou cohabitation d'au moins trois mois) (1 420 événements), ou leur sortie d'observation à 39 ans ou à la date de l'enquête (494 personnes). Le tableau 1 montre que seul un petit groupe de répondants se sont mariés directement (91 personnes, soit moins de 7 % de l'ensemble des premières unions), tandis que 1 329 premières unions ont été identifiées comme des unions cohabitantes non mariées. Les immigrants arrivés avant leur première mise en couple sont observés uniquement à partir de leur date d'arrivée en France, en raison du lien éventuel entre mise en couple et immigration (Bracher et Santow, 1998).

Les modèles multiniveau de durée à temps discret sont estimés par une fonction logistique pour mesurer les chances de former une première union relativement au fait de rester « au risque » (c'est-à-dire de n'avoir jamais eu aucune expérience d'union cohabitante). Des modèles distincts sont estimés pour les hommes et les femmes. Comme les caractéristiques individuelles inobservées et constantes dans le temps sont potentiellement corrélées avec les variables indépendantes dans le modèle, la non-prise en compte de cette hétérogénéité inobservée peut conduire à des estimations de paramètres biaisées. Par conséquent, tous les modèles incluent un terme d'hétérogénéité individuelle aléatoire qui suit une loi normale (Mills, 2011). Autrement dit, les personnes-mois (63 592 pour les hommes et 81 309 pour les femmes) sont regroupées au niveau individuel (804 hommes et 1 110 femmes). La variance du terme aléatoire (variance résiduelle) reflète les effets individuels non pris en compte par les variables incluses dans le modèle (traits de personnalité, attractivité, etc.)⁽⁵⁾.

2. Variables indépendantes

Le tableau 1 présente la distribution des variables dynamiques et constantes dans le temps des personnes-mois à risque entre l'âge de 16 ans et leur première entrée en union cohabitante ou leur censure. Pour les caractéristiques constantes dans le temps, le tableau 1 présente également la répartition des individus observés. L'âge, la résidence chez les parents et la période sont inclus comme variables de contrôle.

Âge

Dans l'échantillon, les hommes soumis au risque de débiter leur première entrée en union cohabitante ont en moyenne 23,4 ans, et les femmes 22,5 ans. Tous les modèles incluent un risque de base variant selon l'âge introduit par un polynôme de degré trois. Pour chaque sexe, la variable d'âge du modèle est centrée et réduite (moyenne de 0 et écart type de 1).

(5) Les tests du rapport de vraisemblance ont montré que l'introduction d'un terme aléatoire individuel améliorerait sensiblement la qualité du modèle (significatif au seuil de 5 %) pour les femmes, mais pas pour les hommes (non significatif au seuil de 10 %).

Tableau 1. Distribution des personnes-mois soumises au risque entre l'âge de 16 ans et la première entrée en union cohabitante (% de personnes-mois) et des individus soumis au risque de débiter une union cohabitante (% d'individus), femmes et hommes âgés de 16 à 39 ans en France (1993-2008)

	Personnes-mois (en %)		Individus (en %)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Génération (variable constante)				
1954-1959	1,9	1,9	4,5	3,6
1960-1969	16,7	12,0	19,7	12,8
1970-1979	55,0	49,8	50,0	46,7
1980-1987	26,4	36,4	25,9	36,9
Âge^(a, b) (variable dynamique)				
16-21 ans	45,7	55,1		
22-27 ans	31,6	26,6		
28-33 ans	15,2	11,5		
34-39 ans	7,5	6,8		
Moyenne (écart type)	23,4 (5,7)	22,5 (5,6)		
Niveau d'études (variable constante)				
Non supérieures	57,7	41,6	60,3	46,1
Supérieures	42,4	58,4	39,7	53,9
Période (année) (variable dynamique)				
1993-1996	35,0	30,6		
1997-2000	29,1	28,0		
2001-2004	21,9	26,0		
2005-2008	14,0	15,3		
Résidence chez les parents (variable dynamique)				
Oui	54,3	56,8		
Non	45,7	43,2		
Statut d'activité (variable dynamique)				
Étudiant(e)	40,6	55,3		
Actif(ve) occupé(e)	52,8	39,5		
Sans emploi	4,1	3,2		
Au foyer	0,5	1,3		
Autres formes d'inactivité	2,1	0,8		
Taux de chômage^(a) (variable dynamique)				
Moyenne (écart type)	7,7 (2,6)	9,3 (3,5)		
Effectifs	63 592	81 309	804	1 110
Nombre de sorties d'observation			213	281
Nombre de cohabitations			558	771
Nombre de mariages directs			33	58
(a) La moyenne et l'écart type sont présentés pour les variables continues.				
(b) Le risque de base varie selon l'âge selon un polynôme de degré 3 (âge, âge ² , âge ³).				
Sources : Première et deuxième vagues de l'enquête Erfi-GGS, calculs des auteurs.				

Période

Une variable reflétant l'année calendaire est utilisée comme variable de contrôle. Comme dans d'autres pays européens, on constate en France un report régulier de la première entrée en union cohabitante (Prioux, 2003). Une interaction entre l'année et les variables âge et âge au carré permet donc de tenir compte des facteurs inobservés liés au report des mises en couple (par exemple le changement de normes sur l'âge de mise en couple).

Résidence chez les parents

Une variable évoluant dans le temps est utilisée pour indiquer si les répondants habitent chez leurs parents. Le tableau 1 montre que la part des personnes-mois passés en cohabitation avec les parents est un peu plus importante pour les femmes (56,8 % contre 54,3 % pour les hommes), reflétant le fait que les femmes entrent en union cohabitante plus vite que les hommes une fois qu'elles ne vivent plus chez leurs parents. Des études antérieures indiquent que les jeunes adultes cohabitent souvent avec leurs parents par nécessité économique, parce qu'ils n'ont pas d'emploi par exemple (Isengard et Szydluk, 2012).

Les variables indépendantes d'intérêt sont le niveau d'études, la situation professionnelle et le taux de chômage.

Niveau d'études

Le diplôme le plus élevé retenu dans la deuxième vague de l'enquête Erfi-GGS est inclus dans l'analyse sous la forme d'une variable constante dans le temps⁽⁶⁾. Sur la base de la classification CITE (ISCED en anglais) de 1997, deux niveaux sont distingués⁽⁷⁾ : l'enseignement non supérieur (niveaux CITE 0-4 soit au mieux études post-secondaires) et l'enseignement supérieur (CITE 5-6 soit au moins le premier cycle de l'enseignement supérieur). La distribution de la variable « études » montre que les femmes de l'échantillon atteignent un niveau plus élevé que les hommes : 53,9 % sont diplômées de l'enseignement supérieur, contre 39,7 % des hommes. Tous les modèles incluent une interaction entre le niveau d'études et l'âge (linéaire), car la fin des études est censée différer en fonction du niveau d'instruction atteint⁽⁸⁾. Ce qui est conforme aux conclusions de Skirbekk *et al.* (2004), selon lesquelles les dates des événements (tels que le

(6) Une variable évoluant dans le temps et reflétant à la fois le statut d'étudiant et le niveau d'études le plus élevé atteint à la date de l'observation est étroitement corrélée avec l'indicateur de la situation professionnelle. Par conséquent, le niveau d'études est constant pour toute la période observée et représente le diplôme que l'étudiant obtient à la fin de son cursus. Pour 7,8 % des répondants, nous manquons d'informations concernant le niveau d'études le plus élevé atteint. Des tests de robustesse ont été réalisés pour tous les modèles avec une entrée dans le risque fixée à la fin des études plutôt qu'à 16 ans : ils ont donné des résultats similaires.

(7) En raison du faible nombre de répondants ayant le niveau d'études le moins élevé (CITE 0-2), nous avons inclus le niveau d'études sous la forme d'une variable en deux modalités.

(8) Les termes d'interaction entre, d'une part, le niveau d'études et, d'autre part, l'âge, l'âge au carré et l'âge au cube ont été testés. Seule l'interaction avec l'âge (linéaire) a permis d'améliorer significativement la qualité du modèle.

mariage) sont regroupées selon l'âge social (temps écoulé depuis la fin des études) en raison d'interactions sociales et de l'influence des pairs dans les cohortes d'étudiants.

Situation professionnelle

Les informations au fil du temps sur la situation professionnelle ont permis de construire une variable discrète à 5 modalités : 1) les étudiants, 2) les actifs occupés (y compris les travailleurs indépendants, les personnes au service militaire, les aides-familiaux, les personnes en congé parental ou de maternité), 3) les chômeurs (cherchant un emploi), 4) les personnes au foyer (ne cherchant pas d'emploi) et 5) les autres inactifs (malades, handicapés, retraités). D'autres analyses, testant différents décalages dans le temps de la situation professionnelle (variable retardée), ont montré des effets plus forts entre la mise en couple et le statut d'activité en cours (variable non retardée). Les statuts les plus fréquents sont l'emploi et les études. Entre l'âge de 16 ans et leur première union, 40,6 % des personnes-mois des hommes sont passés à étudier et 52,8 % à travailler. Le pourcentage de personnes-mois consacrés aux études est supérieur chez les femmes (55,3 %), contrairement au pourcentage de personnes-mois consacrés au travail (39,5 %). Chez les hommes, 4,1 % des personnes-mois sont passés au chômage, contre 3,2 % chez les femmes. Tandis que les hommes passent comparativement moins de temps hors du marché du travail (0,5 %), les femmes le quittent plus souvent pour rester à la maison (1,3 %). Enfin, 2,1 % des personnes-mois des hommes correspondent à d'autres formes d'inactivité, contre 0,8 % pour les femmes. En outre, nous incluons un terme d'interaction entre le niveau d'études et le statut d'activité afin d'examiner les effets différenciés du statut d'activité sur la mise en couple selon le niveau d'études. Pour tester cette interaction, les situations professionnelles ont été regroupées en trois catégories : étudiant, actif occupé, sans emploi⁽⁹⁾.

Taux de chômage

Dans les études sur la formation des couples et des familles, les taux de chômage sont souvent utilisés comme indicateurs du contexte économique. La littérature sur le sujet montre que le taux de chômage et le degré de confiance des consommateurs sont plus adéquats pour analyser l'effet des récessions sur la constitution des familles que des indicateurs généraux comme le PIB ou le taux d'inflation (Sobotka *et al.*, 2011). Les données individuelles issues de l'enquête Erfi-GGS sont donc complétées par des séries chronologiques de taux de chômage mensuels par sexe (15-39 ans, 1993-2008) fournies par Eurostat (2014b). Ces séries mensuelles sont calées à l'aide des taux de chômage annuels

(9) La modalité « sans emploi » inclut les répondants au chômage, les personnes au foyer et les autres inactifs. En raison de problèmes de convergence des modèles, il a fallu regrouper les types d'activité en un nombre plus restreint de modalités, compte tenu du faible nombre de personnes-mois dans certaines modalités.

par niveau d'études (les écarts relatifs de taux de chômage annuels entre les différents niveaux d'études sont appliqués aux taux mensuels) (Eurostat, 2014a, 2014c). Pour chaque mois observé, un taux de chômage par sexe et par niveau de diplôme est ainsi calculé et utilisé dans les modèles 3 et 4. Ceci nous permet d'examiner précisément la relation entre la formation du couple et la situation économique sur le marché du travail pour cette sous-population. Pour simplifier l'interprétation des résultats, les taux de chômage sont centrés sur le niveau moyen par sexe (8,7 % pour les hommes et 9,8 % pour les femmes) pour la période 1993-2008. Afin d'établir si la relation entre le taux de chômage et les chances d'entrer en union cohabitante varie selon le niveau d'études ; des interactions entre taux de chômage et niveau d'études sont également testées.

III. Résultats

Les tableaux 2 et 3 présentent les exponentielles des coefficients pour les modèles biographiques d'entrée dans une première union, ce qui permet une interprétation en termes de rapport des risques (*odds ratios*, OR). Bien que les tableaux présentent l'ensemble des résultats des modèles de régression, notre discussion porte principalement sur les coefficients de régression des variables d'intérêt. Les deux premiers modèles estiment les coefficients pour les situations professionnelles individuelles, tandis que les modèles 3 et 4 illustrent les liens entre le taux de chômage et la formation de la première union, à situation professionnelle individuelle donnée.

1. Résultats pour les variables individuelles (modèles 1 et 2)

Le modèle 1 montre que, chez les hommes, la probabilité de former une première union varie en fonction du statut d'activité (tableau 2). Avoir un travail augmente les chances de former une première union. Par rapport à ceux qui occupent un emploi (modalité de référence), la probabilité de former une première union est significativement plus faible pour les chômeurs (OR = 0,46) et les étudiants (OR = 0,48). Sans doute en raison du faible nombre d'hommes qui se déclarent au foyer, la relation négative avec l'entrée en première union n'est pas statistiquement significative ($p > 0,10$). Les hommes de la catégorie « autres inactifs » ont la probabilité la plus faible d'entamer une première union (OR = 0,34). La variance interindividuelle (qui reflète l'hétérogénéité dont le modèle ne tient pas compte) est estimée à 0,48 ; ce qui n'est pas statistiquement significatif au seuil de 10 %.

Concernant les femmes, nous constatons que les résultats pour l'effet du statut d'activité s'écartent considérablement de ceux obtenus pour les hommes (modèle 1). L'effet de report n'est observé que pour les étudiantes. La probabilité d'entrer dans une première union est largement moindre pour les membres de ce groupe (OR = 0,41) que pour les femmes qui travaillent. Pour les femmes

Tableau 2. Rapport des risques (odds ratios, OR) pour l'entrée en première union (modèles 1-2), hommes et femmes âgés de 16 à 39 ans en France (1993-2008)

	Modèle 1				Modèle 2			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
Variables individuelles								
Constante	0,01	***	0,02	***	0,01	***	0,02	***
Âge (risque de base, variable centrée réduite)								
Âge	1,31	-	0,92	-	1,30	-	0,90	-
Âge au carré	0,37	***	0,31	***	0,37	***	0,32	***
Âge au cube	1,29	***	1,34	***	1,29	***	1,33	***
Études								
Non supérieures	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>
Supérieures	0,86	-	0,89	-	0,87	-	0,91	-
Supérieures*âge	1,28	**	1,75	***	1,31	**	1,76	***
Période								
Année	1,08	*	1,04	-	1,08	*	1,04	-
Année*âge	0,99	-	1,00	-	0,99	-	0,99	-
Année*âge au carré	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-
Résidence chez les parents								
Oui (chez les parents)	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>
Non (seul)	1,76	***	1,35	***	1,75	***	1,38	***
Situation professionnelle								
Actif(ve) occupé(e)	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>
Étudiant(e)	0,48	***	0,41	***	0,45	***	0,41	***
Sans emploi ^(a)					0,51	***	1,46	**
Chômeur(se)	0,46	***	0,97	-				
Au foyer	0,49	-	2,80	***				
Autres formes d'inactivité	0,34	***	0,77	-				
Études supérieures*situation professionnelle								
Actif(ve) occupé(e)					1	<i>Réf.</i>	1	<i>Réf.</i>
Étudiant(e)					1,11	-	1,02	-
Sans emploi					0,52	-	0,57	*
Paramètres du modèle								
Variance interindividuelle	0,48	-	0,63	**	0,46	-	0,56	**
Nombre de personnes-mois	63 592		81 309		63 592		81 309	
Déviance (-2LL)	6357,66		8748,27		6356,09		8759,74	
Degré de liberté (DI)	15		15		15		15	
AIC	6387,66		8778,27		6389,09		8789,74	
<p>(a) La catégorie « sans emploi » englobe les chômeurs, les hommes et femmes au foyer et les autres inactifs (modèle 2). <i>Significativité</i> : (-) non significatif; * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01. <i>Sources</i> : Première et deuxième vagues de l'Erfi-GGS, calculs des auteurs.</p>								

au chômage (OR = 0,97) et les autres femmes inactives (OR = 0,77), la probabilité d'entrer dans une première union cohabitante ne diffère pas significativement de celle des femmes en emploi (p > 0,10). Pour celles au foyer, en revanche, la probabilité de se mettre en couple est presque trois fois supérieure

(OR = 2,80) à celle des femmes ayant un emploi. La variance interindividuelle estimée (0,63) est statistiquement significative au seuil de 5 %, indiquant que l'hétérogénéité inobservée entre les femmes influe sur la probabilité d'entrer en union cohabitante. En résumé, nous constatons que chez les femmes, la poursuite d'études freine la mise en couple, tandis que d'autres formes de non-emploi ne la retardent pas. Le chômage individuel n'a pas d'effet, mais les femmes ayant le plus de chances d'entrer en union cohabitante sont les femmes au foyer et non les autres inactives (peut-être en raison du nombre limité d'observations dans cette catégorie). Les résultats du modèle 1 pour les hommes et les femmes confirment donc l'hypothèse 1a, donnant à penser qu'en particulier chez les hommes, l'emploi demeure une condition importante pour la mise en couple.

Afin de vérifier si le lien entre statut d'activité et mise en couple varie selon le niveau d'études, des termes d'interaction entre ces deux variables sont introduits dans le modèle 2. Pour tester l'interaction, le chômage et l'inactivité sous ses différentes formes sont regroupés en une seule modalité (sans emploi). Dans le modèle 2, les coefficients de régression pour la situation professionnelle reflètent l'effet de cette situation chez les personnes n'ayant pas fait d'études supérieures. Les estimations pour l'interaction entre niveau d'études et situation professionnelle reflètent la manière dont l'effet de la situation professionnelle diffère entre les personnes ayant fait des études supérieures et les autres⁽¹⁰⁾. Pour les hommes n'ayant pas fait d'études supérieures, les résultats montrent que la probabilité de former une union est nettement moins élevée parmi les hommes sans emploi (OR = 0,51) que parmi ceux qui travaillent. Bien que les résultats semblent pointer un effet négatif du non-emploi sur la probabilité de se mettre en couple qui serait plus prononcée chez les hommes diplômés de l'enseignement supérieur (OR = 0,51 x 0,52 = 0,27), cet écart n'est pas significatif ($p > 0,10$). De même, la relation négative observée entre le fait d'être en cours d'études et la probabilité d'entrer en union cohabitante ne varie que de façon limitée avec le niveau d'études, de même que pour les hommes qui travaillent⁽¹¹⁾. La probabilité de se mettre en couple est moins élevée pour les étudiants et pour les hommes sans emploi, résultat qui varie peu selon le niveau d'études.

Pour les femmes, les *odds-ratios* du modèle 2 montrent que le fait de ne pas travailler ne diminue la probabilité d'entrer dans une première union que pour celles ayant suivi des études dans l'enseignement supérieur (OR = 1,46 x 0,57 = 0,83). L'écart est statistiquement significatif au seuil de

(10) Autrement dit, les coefficients de régression présentent les effets additionnels pour les diplômés du supérieur, en plus des effets de la situation professionnelle et du diplôme.

(11) Dans le modèle 2, le principal effet des études montre que la probabilité d'entrer en union cohabitante est nettement moins élevée à 16 ans pour les hommes ayant étudié dans l'enseignement supérieur que chez les autres, tandis que l'interaction positive entre niveau d'études et âge indique que l'écart se réduit à des âges plus avancés. Un modèle sans interaction entre âge et niveau d'études, estimant l'écart de niveau d'études moyen entre 16 et 39 ans dans la probabilité d'entrer en union, donne un *odds-ratio* de seulement 0,97 ($p > 0,10$).

10 %. En revanche, la relation entre le non-emploi et la mise en couple est positive pour les femmes n'ayant pas fait d'études dans l'enseignement supérieur (OR = 1,46). S'agissant des étudiantes, les différences résultant des niveaux d'études restent limitées et ne sont pas statistiquement significatives ($p > 0,10$). Enfin, pour les femmes qui travaillent, les chances de première entrée en union cohabitante sont similaires quel soit leur niveau d'études⁽¹²⁾.

Globalement, il ressort de cette analyse que, pour les femmes, la relation positive entre la première mise en couple et l'emploi n'existe que chez celles qui ont fait des études supérieures. Pour les hommes, quel que soit le niveau d'études, être sans emploi réduit la probabilité d'entrer en union cohabitante. Nos résultats confirment donc partiellement l'hypothèse 3 selon laquelle le fait de ne pas travailler fait particulièrement obstacle à la première entrée en union chez les personnes ayant fait des études supérieures. Pour les hommes comme pour les femmes, la variance interindividuelle est réduite dans le modèle 2. Alors que cette variance n'est pas significative chez les hommes, elle l'est chez les femmes ($p < 0,05$).

2. Résultats pour la variable macroéconomique et les interactions (modèles 3 et 4)

Les modèles 3 et 4 (tableau 3) incluent en plus les taux de chômage des jeunes du même sexe mesurés à l'échelle du pays. D'après le modèle 3, la variation du chômage n'est pas significativement associée à la probabilité d'entrée en première union, ni pour les hommes ni pour les femmes. Ce que nous constatons ne confirme donc guère le lien négatif entre difficultés macroéconomiques et transition vers la première mise en couple, après prise en compte de la situation professionnelle individuelle (hypothèse 2). Une analyse de sensibilité a été effectuée pour vérifier si les résultats fluctuent selon le sexe. Un modèle empilé incluant les deux sexes montre que l'*odds ratio* calculé pour les femmes (OR = 1,02) s'écarte (significativement au seuil de 10 % mais pas au seuil de 5 %) de celui des hommes (OR = 0,96)⁽¹³⁾.

Le modèle 4 englobe également les interactions entre le taux de chômage et le niveau d'études. Pour les hommes et les femmes, le paramètre dans le modèle 4 mesure l'effet de la variation du taux de chômage sur la probabilité d'entrée en première union pour les personnes n'ayant pas suivi d'études supérieures. L'interaction indique si l'effet diffère pour ceux qui ont suivi des études supérieures. Pour les hommes, l'inclusion du terme d'interaction améliore significativement le modèle ($p < 0,05$ avec $\Delta - 2LL = 4,44$ et $\Delta dl = 1$). L'écart entre les hommes n'ayant pas suivi d'études dans l'enseignement supérieur et

(12) Un modèle sans interaction entre âge et niveau d'études, estimant l'écart de niveau d'études moyen entre 16 et 39 ans dans la probabilité d'entrer en union, donne un *odds-ratio* seulement de 1,11 ($p > 0,10$).

(13) Dans le modèle testé, toutes les variables de contrôle sont en interaction avec le sexe afin de permettre la comparabilité avec des modèles par sexe.

Tableau 3. Rapports de risques (*odds ratios*, OR) de former une première union (modèles 3 et 4), hommes et femmes âgés de 16 à 39 ans en France (1993-2008)

	Modèle 3				Modèle 4			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
Variabiles individuelles								
Constante	0,01	***	0,02	***	0,01	***	0,02	***
Âge (risque de base, variable centrée réduite)								
Âge	1,31	-	0,93	-	1,34	***	0,93	-
Âge au carré	0,37	***	0,31	***	0,37	***	0,31	***
Âge au cube	1,29	***	1,34	***	1,30	***	1,34	***
Études								
Non supérieures	1	Réf.	1	Réf.	1	Réf.	1	Réf.
Supérieures	0,77	*	1,00	-	0,48	***	0,99	-
Supérieures*âge	1,28	*	1,76	***	1,26	*	1,76	***
Période								
Année	1,07	-	1,05	-	1,07	-	1,05	-
Année*âge	0,99	-	1,00	-	0,99	-	1,00	-
Année*âge au carré	1,00	-	1,00	-	1,00	-	1,00	-
Résidence chez les parents								
Oui	1	Réf.	1	Réf.	1	Réf.	1	Réf.
Non	1,78	***	1,35	***	1,76	***	1,35	***
Statut d'activité								
Actif(ve) occupé(e)	1	Réf.	1	Réf.	1	Réf.	1	Réf.
Étudiant(e)	0,47	***	0,41	***	0,48	***	0,41	***
Chômeur(se)	0,47	***	0,97	-	0,47	***	0,97	-
Au foyer	0,49	-	2,78	***	0,51	-	2,77	***
Autres formes d'inactivité	0,35	**	0,77	-	0,35	**	0,77	-
Études supérieures*statut d'activité professionnelle								
Actif(ve) occupé(e)								
Étudiant(e)								
Sans emploi								
Variabiles macroéconomiques								
Taux de chômage	0,96	-	1,02	-	0,97	-	1,02	-
Études supérieures*taux de chômage					0,84	**	1,00	-
Paramètres du modèle								
Variance interindividuelle	0,51	-	0,65	**	0,50	-	0,65	**
Nombre de personnes-mois	63 592		81 309		63 592		81 309	
Déviance (-2LL)	6 355,22		8 747,67		6 350,78		8 747,67	
Degré de liberté (DI)	16		16		17		17	
AIC	6 387,22		8 779,67		6 384,78		8 781,67	
<i>Significativité</i> : (-) non significatif ; * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01.								
<i>Sources</i> : Première et deuxième vagues de l'Erfi-GGS, calculs des auteurs.								

ceux en ayant suivi est significatif au seuil de 5 % et important en termes de valeur des coefficients. Pour le premier groupe, l'*odds ratio* indique un faible effet négatif (OR = 0,97), tandis qu'une hausse de 1 point de pourcentage du taux de chômage entraîne une baisse de 19 % des chances d'entrer dans une première union parmi les hommes ayant suivi des études supérieures (OR = 0,97 x 0,84 = 0,81). Ces résultats semblent donc pointer que la relation négative entre taux de chômage et mise en couple est particulièrement marquée chez les hommes ayant suivi des études supérieures. L'effet est considérable, sachant qu'en France le chômage a progressé de deux points, tous niveaux d'études confondus, au début de la décennie 2000. D'après les résultats du modèle 4, une hausse du chômage de ce type réduit les chances d'entrer en union cohabitante de 38 % pour les hommes ayant étudié dans le supérieur, et de seulement 6 % chez les autres. Pour les femmes, l'inclusion du terme d'interaction entre le taux de chômage et le niveau d'études n'améliore pas significativement la qualité du modèle ($p > 0,10$ avec $\Delta - 2LL = 0,00$ et $\Delta dl = 1$), ce qui indique que l'interaction estimée n'est pas significative. En résumé, nos résultats semblent montrer que la relation négative entre une conjoncture économique difficile et la probabilité d'entrer dans une première union est particulièrement marquée parmi les hommes les plus diplômés (hypothèse 3), alors qu'aucun effet n'est constaté chez les femmes, quel que soit leur niveau d'études.

IV. Discussion

Reprenons pour finir les résultats concernant la situation professionnelle individuelle et la mise en couple (hypothèses 1a et 1b) et comparons les aux résultats de travaux similaires mais n'ayant pas pris en compte cette hétérogénéité. Ils semblent indiquer que les effets de la situation professionnelle varient en fonction du niveau d'études. Nos conclusions corroborent l'hypothèse que la mise en couple est plus étroitement liée à la situation professionnelle individuelle chez les hommes que chez les femmes (hypothèse 1a). Pour les hommes, l'emploi est un préalable important à la formation de la première union cohabitante. Poursuivre des études et être sans emploi sont deux facteurs qui réduisent significativement la probabilité d'entrée en première union. D'après les modèles qui n'intègrent pas l'interaction entre chômage et études, l'emploi féminin serait moins important pour la première mise en couple, malgré la symétrie croissante du partage du travail entre hommes et femmes au sein des ménages français (Winkler-Dworak et Toulemon, 2007). Contrairement aux conclusions formulées par Ekert-Jaffé et Solaz (2002) dans les années 1990, nous constatons que la probabilité des femmes sans emploi de débiter une première union cohabitante est comparable à celle des femmes qui travaillent. Néanmoins, comme l'indiquait l'étude précitée, les résultats diffèrent pour les femmes qui ne sont pas sur le marché

du travail (à l'exception des femmes handicapées ou à la retraite), puisque les femmes inactives sont davantage susceptibles de se mettre en couple. Les résultats semblent indiquer que le modèle de mise en couple fondé sur l'homme comme principal pourvoyeur de ressources dans la famille n'a pas totalement disparu. Cela s'explique peut-être aussi par le fait que les hommes entrent en union plus tard, à un âge où leur situation professionnelle est plus stable que celle de leurs conjointes. Il se peut également que la date d'entrée en cohabitation soit prévue à l'avance et donc anticipée sur une assez longue période. Quand la démarche des femmes de quitter le marché du travail est une étape préparatoire à la mise en couple, le lien de causalité est inversé, car c'est alors la décision de former un couple qui entraîne la sortie du marché du travail. Les éléments attestant ces effets d'anticipation paraissent toutefois limités. Les modèles testant différents calendriers de l'effet de la situation professionnelle (jusqu'à 6 mois avant) montrent une stabilité de la relation entre le fait de ne pas travailler et la probabilité d'entrer dans une première union qui reste positive pour les femmes. Les résultats montrent que c'est avec la situation professionnelle courante que l'on obtient la relation la plus forte avec l'entrée dans une première union. De ce point de vue, nos conclusions diffèrent d'autres travaux sur la Finlande (Jalovaara, 2012). Bien que l'étude de Jalovaara se concentre sur un échantillon de générations plus restreint (1969-1981), les résultats pour la Finlande montrent des effets similaires de la situation professionnelle sur la première mise en couple pour les hommes et pour les femmes, évoquant une plus grande égalité des rôles en général. Ceci corrobore une étude européenne montrant que le rapport entre statut d'activité et mise en couple est similaire pour les deux sexes dans les environnements où l'égalité hommes-femmes est plus avancée (Kalmijn, 2011).

Concernant les conditions macroéconomiques, la relation négative entre le taux de chômage et l'entrée en union (hypothèse 2), à situation professionnelle donnée, est seulement confirmée pour les hommes. Ce résultat est semblable à ceux d'autres études sur la France qui ont mis en relation des indicateurs de contexte macroéconomique et la formation des couples (Ekert-Jaffé et Solaz, 2001 ; Vergauwen et Neels, 2013). L'une des explications de cette différence entre les sexes tient aux âges respectifs auxquels les hommes et les femmes se mettent en couple. Comme les hommes forment leur première union à des âges plus avancés, où ils sont alors moins sensibles au cycle économique (Verick, 2009), leurs partenaires plus jeunes peuvent avoir moins d'hésitations à former un couple en période d'adversité économique. Pour Ekert-Jaffé et Solaz (2001), en revanche, ce résultat est à mettre en relation avec le fort taux de chômage des femmes en France. Vu leurs faibles perspectives d'emploi quelle que soit la phase du cycle économique, elles sont peut-être moins touchées par les évolutions du contexte macroéconomique. En outre, les femmes travaillent souvent dans des secteurs de services et des secteurs publics qui sont moins sensibles aux fluctuations de la conjoncture

économique, d'où une moindre variation conjoncturelle du taux de chômage féminin (Verick, 2009).

Par rapport à la littérature antérieure sur le sujet, cet article a pour originalité d'examiner la façon dont la relation entre conditions économiques et première mise en couple varie en fonction du niveau d'études. Les résultats montrent qu'il faut nuancer nos conclusions concernant les hypothèses 1a et 1b, car les effets du chômage individuel et du chômage global diffèrent selon le niveau d'études. Nous constatons qu'être sans emploi réduit les chances d'entrer dans une première union, en particulier parmi les plus diplômés (hypothèse 3). Cet effet différentiel de l'emploi individuel selon le niveau d'éducation est significatif pour les femmes, mais pas pour les hommes. L'emploi est plus important pour les femmes très diplômées que pour celles qui n'ont pas fait d'études supérieures. Pour ces dernières, la mise en couple – en particulier la cohabitation hors mariage – peut atténuer l'incertitude à moindre coût en cas de perspectives d'emploi précaires (Friedman *et al.*, 1994; Mills et Blossfeld, 2005). De surcroît, il est probable que la symétrie entre les sexes compte davantage pour les femmes bénéficiant d'un bon niveau d'études. Ayant investi dans des études et obtenant de meilleures qualifications professionnelles, elles accordent une grande valeur à l'emploi et sont très attachées au marché du travail (Bolzendahl et Myers, 2004). Ne pas travailler peut ne pas être conforme à leurs aspirations et être associé à une insécurité financière (Liefbroer et Corijn, 1999). Comme le montrent les études précitées qui soulignent l'importance de l'emploi féminin dans les environnements égalitaires (Kalmijn, 2011; Jalovaara, 2012), dans ce groupe, les hommes comme les femmes sont censés apporter une contribution financière au ménage. Les femmes moins instruites, en revanche, adoptent moins souvent des comportements égalitaires et ont moins d'attentes en matière d'emploi (Glass, 1992; Kane et Sanchez, 1994). Les résultats paraissent également indiquer que la relation entre la poursuite des études et la première mise en couple ne varie pas significativement selon le niveau d'études.

Enfin, l'interaction entre le niveau d'études et le taux de chômage ne donne de résultats statistiquement significatifs que pour les hommes, le contexte économique influant particulièrement sur la première entrée en union des hommes diplômés de l'enseignement supérieur (hypothèse 3). Il semblerait donc que différents mécanismes soient à l'œuvre. Pour les hommes n'ayant pas fait d'études supérieures, la première mise en couple peut refléter une stratégie de réduction de l'incertitude. En l'occurrence, chez les jeunes moins instruits, qui ont *a priori* le plus de difficultés à trouver un emploi stable, le projet de mise en couple paraît moins sensible aux évolutions macroéconomiques à court terme (Fondeur et Minni, 2004; Germe *et al.*, 2003). Les hommes qui arrivent sur le marché du travail avec un niveau d'études élevé, quand le contexte est défavorable, pourraient opter pour des emplois subalternes et à court terme. Ils peuvent avoir l'impression que cette

situation difficile sur le front de l'emploi n'est pas conforme à leurs attentes en matière de carrière professionnelle (Verhaest et Omey, 2009). Nous trouvons moins d'éléments corroborant l'hypothèse 3 chez les femmes. Pour ces dernières, quel que soit leur niveau d'études, la situation macroéconomique n'a pas d'effet.

Conclusion

Nos résultats montrent que les rapports entre la situation professionnelle et la formation du couple diffèrent significativement selon le sexe et le niveau d'études. Pour les hommes, ne pas avoir d'emploi réduit la probabilité d'entrée en union cohabitante quel que soit le niveau d'études considéré. Pour les femmes, l'effet négatif n'est constaté que parmi celles qui ont fait des études supérieures. Au vu de ces résultats, nous estimons que l'emploi devient progressivement un facteur décisif pour l'entrée en union des femmes françaises, à mesure que leur niveau d'études s'élève. Les contributions des hommes et des femmes aux charges familiales pourraient donc converger dans un nombre croissant de ménages français.

Nous observons qu'une conjoncture économique défavorable diffère la mise en couple des hommes, à situation professionnelle individuelle donnée, et que c'est essentiellement le cas pour les plus diplômés. À la lumière des crises économiques que l'Europe a connues dernièrement (depuis 2008), il apparaît que les hausses les plus spectaculaires du chômage chez les hommes français concernent ceux qui n'ont pas suivi d'études supérieures (Eurostat, 2014a)⁽¹⁴⁾. Comme l'évolution récente de la conjoncture économique a restreint les perspectives d'emploi de ces derniers en particulier, la mise en couple comme stratégie de réduction de l'incertitude pourrait continuer de gagner du terrain dans ce groupe.

Notre travail sur la relation entre l'évolution du contexte économique général et de l'emploi individuel d'une part, et la mise en couple d'autre part, se heurte à un certain nombre de limites. Compte tenu du nombre élevé de contrats à durée déterminée en France, surtout chez les jeunes adultes, inclure des informations sur le type et la durée des contrats constitue une nouvelle piste de recherche (Ekert-Jaffé et Solaz, 2002 ; Pailhé et Solaz, 2012) qui nous permettrait de déterminer si la relation entre le contexte économique général et la mise en couple peut être (partiellement) imputée à l'incertitude croissante concernant l'emploi. En outre, la fréquence accrue des contrats à court terme chez les travailleurs moins diplômés pourrait éventuellement expliquer les écarts plus faibles observés, dans ce groupe, entre les probabilités respectives

(14) Entre 2008 et 2013, une progression du taux de chômage de 7 points a été observée pour les niveaux CITE 0-2. Pour les niveaux 3-4 et 5-6 (études supérieures), les hausses observées sur la période sont respectivement de 5 et 1 points, (hommes âgés de 15 à 39 ans) (Eurostat, 2014a).

d'entrée en union de ceux qui n'ont pas d'emploi et de ceux qui en ont un. En dernier lieu, il serait intéressant de disposer et de prendre en compte les données individuelles longitudinales sur le revenu, car nous pourrions ainsi faire la distinction entre les effets liés à l'incertitude professionnelle et ceux liés au manque de ressources financières.

Remerciements : Ces recherches ont bénéficié de bourses du Conseil flamand pour la recherche (G012011N) et du Conseil de la recherche de l'université d'Anvers (BOF-NOI2010). Les auteurs souhaitent remercier les rédacteurs et les relecteurs pour leurs commentaires et conseils précieux.



RÉFÉRENCES

- ANDERSON C. J., PONTUSSON J., 2007, « Workers, worries and welfare states: Social protection and job insecurity in 15 OECD countries », *European Journal of Political Research*, 46(2), p. 211-235.
- BATARD P., FERRARI N., SAILLARD E., 2012, « Le chômage des jeunes : quel diagnostic ? », *Économie & prévision*, 200-201(2), p. 207-215.
- BECKER G., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge, University Press, 304 p.
- BELL L., BURTLESS G., GORNICK J., SMEEDING T.M., 2007, « Failure to launch: Cross-national trends in transition to economic independence », in Danzinger S., Rouse C.E. (eds.), *The Price of Independence. The Economics of Early Adulthood*, New York, Russell Sage Foundation, 328 p.
- BOLZENDAHL C.I., MYERS D.J., 2004, « Feminist attitudes and support for gender equality: Opinion change in women and men 1974-1998 », *Social Forces*, 83(2), p. 759-790.
- BOULHOL H., 2013, « Improving the economic situation of young people in France », OECD Economics Department Working Papers, n° 1041, OECD Publishing, 57 p.
- BOULHOL H., SICARI P., 2013, « Labour market performance by age groups: A focus on France », OECD Economics Department Working Papers, n° 1027, OECD Publishing, 26 p.
- BRACHER M., SANTOW G., 1998, « Economic independence and union formation in Sweden », *Population Studies*, 52(3), p. 275-294.
- BRZINSKY-FAY C., 2007, « Lost in transition? Labour market entry sequences of school leavers in Europe », *European Sociological Review*, 23(4), p. 409-422.
- CHERLIN A., 2004, « The deinstitutionalization of American marriage », *Journal of Marriage and Family*, 66(4), p. 848-861.
- CLARKBERG M., 1999, « The price of partnering: The role of economic well-being in young adults' first union experiences », *Social Forces*, 77(3), p. 945-968.
- DE LANGE M., WOLBERS M.H.J., GESTHUIZEN M., ULTEE W.C., 2014, « The impact of macro- and micro-economic uncertainty on family formation in The Netherlands », *European Journal of Population*, 30(2), p. 161-185.
- DORMONT B., DUFOUR-KIPPELEN S., 2000, « Insertion professionnelle et autonomie résidentielle : le cas des jeunes peu diplômés », *Économie et statistique*, 337-338(1), p. 97-120.
- DYKSTRA P.A., POORTMAN A.-R., 2010, « Economic resources and remaining single: Trends over time », *European Sociological Review*, 26(3), p. 277-290.
- EKERT-JAFFÉ O., SOLAZ A., 2001, « Unemployment, marriage, and cohabitation in France », *The Journal of Socio-Economics*, 30(1), p. 75-98.
- EKERT-JAFFÉ O., SOLAZ A., 2002, « Couple formation in France: The changing importance of labor market early career path », *Journal of Bioeconomics*, 4(3), p. 223-239.
- ERLINGHAGEN M., 2008, « Self-perceived job insecurity and social context: A multi-level analysis of 17 European countries », *European Sociological Review*, 24(2), p. 183-197.

- EUROSTAT, 2014a, « Unemployment rates by sex, age and highest level of education attained (%), http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfsa_urgaed&lang=en
- EUROSTAT, 2014b, « Unemployment rate by sex and age groups - monthly average, % », http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=une_rt_m&lang=en.
- EUROSTAT, 2014c, « LFS series - Detailed annual survey results (lfsa) », http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/EN/lfsa_esms.htm.
- FONDEUR Y., MINNI C., 2004, « L'emploi des jeunes au cœur des dynamiques du marché du travail », *Économie et statistique*, 378-379(1), p. 85-104.
- FRANCESCONI M., GOLSCH K., 2005, « The process of globalization and transitions to adulthood in Britain », in Blossfeld H.P., Klijzing E., Mills M., Kurz K. (eds.), *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*, London, Routledge, p. 249-276.
- FRIEDMAN D., HECHTER M., KANAZAWA S., 1994, « A theory of the value of children », *Demography*, 31(3), p. 375-401.
- GALLAND O., MÉRON M., 1996, « Les frontières de la jeunesse », *Données sociales 1996*, p. 324-327.
- GERME J.-F., MONCHATRE S., POTTIER F., 2003, « Les mobilités professionnelles : de l'instabilité dans l'emploi à la gestion des trajectoires », La Documentation française, Rapport public, 112 p.
- GLASS J., 1992, « Housewives and employed wives: Demographic and attitudinal change 1972-1986 », *Journal of Marriage and Family*, 54(3), p. 559-569.
- HARKNETT K., KUPERBERG A., 2011, « Education, labor markets and the retreat from marriage », *Social Forces*, 90(1), p. 41-63.
- HARTOG J., 2000, « Over-education and earnings: Where are we, where should we go? », *Economics of Education Review*, 19(2), p. 131-147.
- HAYFORD S.R., MORGAN S. P., 2008, « The quality of retrospective data on cohabitation », *Demography*, 45(1), p. 129-141.
- HEUVELINE P., TIMBERLAKE J.M., 2004, « The role of cohabitation in family formation: The United States in comparative perspective », *Journal of Marriage and Family*, 66(5), p. 1214-1230.
- IACOVOU M., 2002, « Regional differences in the transition to adulthood », *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 580(1), p. 40-69.
- IACOVOU M., SKEW A., 2010, « Household structure in the EU » in Atkinson A.B., Marlier E. (eds.), *Income and Living Conditions in Europe*, Luxembourg, Publications Office of the European Union, 424 p.
- ISENGARD B., SZYDLIK M., 2012, « Living apart (or) together? Coresidence of elderly parents and their adult children in Europe », *Research on Aging*, 34(4), p. 449-474.
- JALOVAARA M., 2012, « Socio-economic resources and first-union formation in Finland, cohorts born 1969-1981 », *Population Studies*, 66(1), p. 69-85.
- KALMIJN M., 2011, « The influence of men's income and employment on marriage and cohabitation: Testing Oppenheimer's theory in Europe », *Revue européenne de démographie*, 27(3), p. 269-293.
- KANE E.W., SANCHEZ L., 1994, « Family status and criticism of gender inequality at home and at work », *Social Forces*, 72(4), p. 1079-1102.
- KIEFFER A., MARRY C., MERON M., SOLAZ A., 2005, « The case of France. Family formation in an uncertain labour market », in Blossfeld H. P., Klijzing E., Mills M., Kurz K. (eds.), *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*, London, Routledge, p. 104-134.

- KLÜSENER S., PERELLI-HARRIS B., SÁNCHEZ GASSEN N., 2013, « Spatial aspects of the rise of nonmarital fertility across Europe since 1960: The role of states and regions in shaping patterns of change », *Revue européenne de démographie*, 29(2), p. 137-165.
- LIEFBROER A.C., CORIJN M., 1999, « Who, what, where and when? Specifying the impact of educational attainment and labour force participation on family formation », *Revue européenne de démographie*, 15(1), p. 45-75.
- MILLS M., 2011, *Introducing Survival and Event History Analysis*, London, Sage, 300 p.
- MILLS M., BLOSSFELD H.P., 2005, « Globalization, uncertainty and the early life course. A theoretical framework » in Blossfeld H. P., Klijzing E., Mills M., Kurz K. (eds.), *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*, New York, Routledge, p. 1-24.
- NEELS K., THEUNYNCK Z., WOOD J., 2013, « Economic recession and first births in Europe: Recession-induced postponement and recuperation of fertility in 14 European countries between 1970 and 2005 », *International Journal of Public Health*, 58(1), p. 43-55.
- OCDE, 2011, « Access to education, participation and progression », *Education at a Glance*, p. 291-307.
- OCDE, 2012, « France - Country note », *Education at a Glance*, OECD Indicators, 12 p.
- OIT, 2012, « Key indicators on the labour market: 7th edition », Organization I. L. Geneva, International Labour Organization.
- OPPENHEIMER V. K., 1988, « A theory of marriage timing », *American Journal of Sociology*, 94(3), p. 563-591.
- OPPENHEIMER V. K., 2003, « Cohabiting and marriage during young men's career-development », *Demography*, 40(1), p. 127-149.
- OPPENHEIMER V. K., KALMIJN M., LIM N., 1997, « Men's career development and marriage timing during a period of rising inequality », *Demography*, 34(3), p. 311-330.
- PAIHÉ A., SOLAZ A., 2012, « The influence of employment uncertainty on childbearing in France: A tempo or quantum effect? », *Demographic Research*, 26(1), p. 1-40.
- PERELLI-HARRIS B., SIGLE-RUSHTON W., KEIZER R., LAPPEGÅRD T., JASILIONIENE A. et al., 2012, « Changes in union status during the transition to parenthood: An examination of 11 European countries », *Population Studies*, 66(2), p. 167-182.
- POLLMANN-SCHULT M., 2005, « Crowding-out of unskilled workers in the business cycle: Evidence from West Germany », *European Sociological Review*, 21(5), p. 467-480.
- PRIOUX F., 2003, « L'âge à la première union en France : une évolution en deux temps », *Population*, 58(4-5), p. 623-644.
- PRIOUX F., 2005, « L'évolution démographique récente en France », *Population*, 60(4), p. 443-487.
- QUINTINI G., MARTIN S., 2006, « Starting well or losing their way? The position of youth in the labour market in OECD countries », OECD Publishing, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, n° 39, 70 p.
- ROBERT-BOBÉE I., MAZUY M., 2003, « Calendriers de constitution des familles et âge de fin des études », Insee, Documents de travail, n° F0308, 82 p.
- ROBETTE N., 2010, « The diversity of pathways to adulthood in France: Evidence from a holistic approach », *Advances in Life Course Research*, 15(2), p. 89-96.
- ROUAUD P., JOSEPH O. (DIR.), 2014, *Quand l'école est finie. Premiers pas dans la vie active de la génération 2010*, Marseille, Centre d'études et de recherches sur les qualifications (Céreq), 92 p.
- SKIRBEKK V., KOHLER H.-P., PRSKAWETZ A., 2004, « Birth month, school graduation, and the timing of births and marriages », *Demography*, 41(3), p. 547-568.

- SOBOTKA T., SKIRBEKK V., PHILIPOV D., 2011, « Economic recession and fertility in the developed world », *Population and Development Review*, 37(2), p. 267-306.
- THOMSON E., BERNHARDT E., 2010, « Education, values and cohabitation in Sweden », *Marriage and Family Review*, 46(1-2), p. 1-21.
- TOULEMON L., 1996, « La cohabitation hors mariage s'installe dans la durée », *Population*, 51(3), p. 675-715.
- VERGAUWEN J., NEELS K., 2013, « Economic context and first union formation: Exploring the effect of economic downturn at the macro level (1970-2004) in five western-European countries », *British Society for Population Studies: Annual Conference*, Swansea.
- VERGAUWEN J., WOOD J., DE WACHTER D., NEELS K., 2015, « Quality of demographic data in GGS Wave 1 », *Demographic Research*, 32(24), p. 723-774.
- VERHAEST D., OMEY E., 2009, « Objective over-education and worker well-being: A shadow price approach », *Journal of Economic Psychology*, 30(3), p. 469-481.
- VERHAEST D., VAN DER VELDEN R., 2012, « Cross-country differences in graduate overeducation », *European Sociological Review*, 12 p.
- VERICK S., 2009, « Who is hardest hit during financial crisis? The vulnerability of young men and women to unemployment in an economic downturn », Bonn, Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper.
- WINKLER-DWORAK M., TOULEMON L., 2007, « Gender differences in the transition to adulthood in France is there convergence over the recent period? », *Revue européenne de démographie*, 23(3), p. 273-314.
- WOLBERS M.H.J., 2007, « Patterns of labour market entry. A comparative perspective on school-to-work transitions in 11 European countries », *Acta Sociologica*, 50(3), p. 189-210.
- XIE Y., RAYMO J.M., GOYETTE K., THORNTON A., 2003, « Economic potential and entry into marriage and cohabitation », *Demography*, 40(2), p. 351-367.

Jorik VERGAUWEN, Karel NEELS, Jonas WOOD • IMPACT DE LA SITUATION ÉCONOMIQUE SUR LA MISE EN COUPLE EN FRANCE (1993-2008) SELON LE NIVEAU D'ÉTUDES

La mise en couple tardive est considérée comme l'un des principaux canaux par lesquels le contexte économique et la situation vis-à-vis de l'emploi influent sur la fécondité. L'article s'appuie sur des données individuelles longitudinales issues des deux premières vagues de l'enquête française Étude des relations familiales et inter-générationnelles (*Generations and Gender Survey*, Erfi-GGS), ainsi que des données contextuelles mensuelles sur les taux de chômage par sexe et niveau d'études. Des modèles de durée multiniveau en temps discret sont estimés afin d'évaluer de quelle manière la situation professionnelle individuelle et l'environnement économique ont influencé l'entrée en première union cohabitante chez les jeunes adultes entre 1993 et 2008. Nous cherchons à déterminer si la relation entre, d'une part, la situation professionnelle individuelle et le taux de chômage, et, d'autre part, la mise en couple varie selon le sexe et le niveau d'études. Pour les hommes, le fait de ne pas travailler diminue les chances de former une première union cohabitante, quel que soit le niveau d'études. Pour les femmes, l'absence de travail ne retarde la mise en couple que pour celles ayant fait des études supérieures. Un taux de chômage élevé réduit les chances de former une première union pour les hommes ayant fait des études supérieures, tandis qu'aucune relation de ce type n'est constatée chez les femmes.

Jorik VERGAUWEN, Karel NEELS, Jonas WOOD • EDUCATIONAL DIFFERENTIALS IN THE IMPACT OF MICRO- AND MACRO-LEVEL ECONOMIC CONDITIONS ON UNION FORMATION IN FRANCE (1993-2008)

Delayed union formation has been suggested as one of the main pathways through which economic conditions affect fertility. The link between (un)employment and union formation has received limited attention in the literature, however. Using longitudinal micro-data from the first and second waves of the *Generations and Gender Survey*, in tandem with contextual data on unemployment rates, multilevel discrete-time hazard models are estimated to assess how individual employment status and aggregate-level economic conditions have affected entry into a first co-residential union of young adults in France (1993-2008). We focus on whether the association between individual-level employment status and aggregate-level unemployment rates on the one hand, and union formation on the other, differs by gender and level of education. For men, we find that not being employed reduces the probability of entering a co-residential union, whatever their level of education. Among women, not being employed delays union formation only for those with tertiary education. A higher aggregate-level unemployment rate negatively affects the probability of entering a co-residential union among tertiary educated men, but no association is found among women.

Jorik VERGAUWEN, Karel NEELS, Jonas WOOD • IMPACTO DE LA SITUACIÓN ECONÓMICA EN LA FORMACIÓN DE PAREJAS SEGÚN EL NIVEL DE ESTUDIOS EN FRANCIA (1993-2008)

La formación tardía de las parejas es considerada como una de las principales vías por las que el contexto económico y la situación respecto al empleo influyen sobre la fecundidad. El artículo es basado sobredatos individuales longitudinales provenientes de las dos primeras olas de la encuesta francesa Estudio de las relaciones familiares e inter-generacionales (*Generations and Gender Survey*, *Erfi-GGS*), así como de datos contextuales mensuales sobre las tasas de desempleo de los jóvenes según el sexo y el nivel de estudios. Se han estimado modelos de duración multinivel en tiempo discreto a fin de evaluar la influencia de la situación profesional individual y del entorno económico sobre la entrada en primera unión de los jóvenes adultos entre 1993 y 2008). Se intenta averiguar si dicha influencia varía según el sexo y el nivel de estudios. En los hombres, el hecho de no trabajar disminuye la probabilidad de formar una primera unión, cualquiera que sea el nivel de estudios. En las mujeres, la ausencia de trabajo impide la unión solamente en las que han hecho estudios superiores. Una tasa de desempleo elevada reduce la probabilidad de formar pareja en los hombres que han hecho estudios superiores, mientras que en las mujeres no se observa ninguna relación de ese tipo.

Mots clés : mise en couple, niveau d'études, emploi, contexte économique, France.

Keywords: union formation, education, employment, economic context, France.

Traduit par Karine Guerrouche.

