

Homogamie éducative et inégalités de revenu salarial : une perspective de cycle de vie

Pierre Courtioux*, Vincent Lignon**

Au-delà de ses effets sur les trajectoires professionnelles, le niveau de diplôme a un impact important sur les comportements matrimoniaux des individus, notamment *via* les phénomènes d'homogamie éducative (*i.e.* la tendance à l'union d'individus aux caractéristiques éducatives semblables). Cet article a pour objectif d'en évaluer les conséquences d'un point de vue économique en se centrant sur les inégalités de revenu salarial sur l'ensemble du cycle de vie.

Nous utilisons un modèle de microsimulation dynamique, le modèle de cohorte Gameo, qui permet de simuler les calendriers différenciés d'union des individus d'une génération donnée, leurs trajectoires professionnelles (positions sur le marché du travail, carrières salariales) mais également celles de leurs conjoints potentiels. Sur la base d'un indicateur de revenu intertemporel, notre exercice de microsimulation montre que les revenus des conjoints diminuent les inégalités observées entre les individus d'une même génération de 11,7 % (en variation relative du coefficient de Gini). Si ce résultat suggère que l'effet redistributif des mises en couple l'emporte sur l'effet polarisant de l'homogamie éducative, nous montrons que la variation relative du coefficient de Gini serait plus forte d'environ 5 points de pourcentage si la mise en couple s'effectuait de manière aléatoire.

Codes JEL : D31, J12, I24.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Mots clés : marché des mariages, éducation, inégalité, microsimulation.

* Edhec Business School (pierre.courtioux@edhec.edu).

** Lors de la rédaction de cet article, Vincent Lignon était doctorant au Centre d'économie de la Sorbonne et à l'Institut national d'études démographiques. Il était également associé à l'Edhec Business School. Il occupe à présent un poste de chargé d'études et de statistiques à la Caisse nationale des allocations familiales (vincent.lignon@cnafr.fr).

Le modèle de microsimulation utilisé Gameo est développé à l'Edhec Business School : Stéphane Gregoir et Dede Houeto ont également contribué au développement du modèle. Les enquêtes Emploi 1968-2002, l'enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie 2004-2009 et l'enquête Étude de l'histoire familiale (1999) produites par l'Insee ont été mises à disposition par l'Adisp. Les auteurs remercient Hippolyte d'Albis, Stéphane Gregoir Marion Leturcq, Dominique Meurs, Sophie Pennec, Marc Thévenin, Olivier Thévenon et Florence Thibault pour leurs remarques et leurs conseils. Les auteurs restent seuls responsables du contenu de l'article.

L'homogamie éducative, c'est-à-dire la tendance à l'union d'individus aux caractéristiques éducatives semblables a donné lieu à une importante littérature¹ qui s'est notamment attachée à mesurer son degré d'importance et son évolution au cours du temps. En France, dans la lignée de l'ouvrage pionnier d'Alain Girard (1964), plusieurs travaux se sont intéressés à ces questions (Forsé et Chauvel, 1995 ; Goux et Maurin, 2003 ; Vanderschelden, 2006a ; Bouchet-Valat, 2014). Au même titre que ce qui est observé dans les autres pays industriels, ces travaux montrent que la similarité des conjoints en termes de diplôme est très forte. Selon Vanderschelden (2006a), en 1999, 56 % des couples étaient composés de conjoints ayant le même niveau d'études. De même, parmi les couples qui ne sont pas strictement homogames (c'est-à-dire qui n'ont pas strictement le même diplôme), les niveaux d'éducation des conjoints restent proches. Concernant l'évolution de l'homogamie éducative au cours du temps, les résultats disponibles diffèrent selon le pays considéré (Blossfeld, 2009 ; Bouchet-Valat, 2014) : elle a tendance à augmenter aux États-Unis et au Canada (Schwartz et Mare, 2005 ; Greenwood *et al.*, 2014) tandis qu'elle diminue dans les pays d'Europe de l'Ouest (Halpin et Chan, 2003 ; Birkelund et Heldal, 2003 ; Esteve et Cortina, 2006) et suit une évolution en U dans les pays de l'Est (Katrňák, 2008). En France, Vanderschelden (2006a) montre que la part de couples composés de conjoints de même niveau d'études a baissé entre les unions formées dans les années 1950 (64 %) et celles formées dans les années 1990 (54 %). Plus récemment, Bouchet-Valat (2014) met également en lumière une baisse régulière de l'homogamie éducative entre 1969 et 2011. Il souligne que ce sont les individus sans diplôme et les diplômés de l'université pour qui la diminution est la plus marquée, tandis que ceux issus des grandes écoles ont tendance à devenir de plus en plus homogames.

Ces phénomènes d'homogamie éducative peuvent avoir des implications importantes d'un point de vue économique : ils sont susceptibles de renforcer les inégalités entre les individus dans la mesure où les revenus salariaux des conjoints peuvent se cumuler au travers de la mise en couple. Si cette question a retenu moins d'attention dans la littérature que celles évoquées précédemment, il est possible de recenser quelques travaux qui, à partir de données américaines, ont cherché à mesurer l'impact de l'évolution de l'homogamie sur la dynamique des inégalités salariales entre les

ménages (Cancian et Reed, 1998 ; Cancian et Reed, 1999 ; Schwartz, 2010 ; Greenwood *et al.*, 2014). Ces travaux suggèrent notamment que l'augmentation de l'homogamie éducative aux États-Unis a eu un impact positif sur les inégalités entre les couples, les conjoints étant de plus en plus similaires en termes salariaux : sur la période 1967-2005, Schwartz (2010) estime que les inégalités de salaires entre les couples mariés auraient été plus faibles d'environ 30 % si l'homogamie éducative était restée stable.

Si ces travaux adoptent bien une perspective dynamique en évaluant les conséquences de l'homogamie éducative sur les inégalités au cours du temps, ils sont la plupart du temps menés sur données en coupe (par exemple, Schwartz (2010) et Greenwood *et al.* (2014)). Ils ne permettent donc pas de prendre en compte la dynamique des trajectoires professionnelles des individus et des carrières salariales de leurs conjoints. Pourtant, il est possible que s'ajoute à l'effet « statique » de l'homogamie éducative, un effet « dynamique » qui peut renforcer les inégalités entre les individus. Ce dernier renvoie à l'idée que les moins diplômés sont susceptibles de s'unir avec des individus dont les dynamiques salariales sont peu favorables et les parcours marqués par des périodes fréquentes de chômage et d'inactivité. Si ces phénomènes de cumul peuvent conduire à une augmentation des inégalités observées en dynamique, ils peuvent néanmoins être contrecarrés par l'effet « redistributif » des mises en couple. En effet, on peut penser que, même en présence d'homogamie éducative, le supplément de revenu procuré par les conjoints est d'autant plus élevé que les individus sont éloignés du marché du travail au cours de leur vie. En protégeant des périodes sans emploi (et, par extension, sans revenu salarial), les salaires des conjoints pourraient alors profiter particulièrement aux individus qui ont des trajectoires précaires. Enfin, les travaux menés sur données transversales ne portent par définition que sur les individus en couple : ils ne permettent pas de tenir compte du calendrier différencié de formation des unions entre les différents niveaux de diplôme.

L'objectif de cet article est précisément de mesurer l'impact des mises en couple sur les inégalités de revenu salarial dans une perspective de cycle de vie. Dans ce cadre, nous cherchons notamment à évaluer si l'effet « redistributif » des salaires des conjoints l'emporte sur l'effet

1. Cf. Blossfeld (2009) pour une revue.

« polarisant » de l'homogamie éducative. Pour mener cette analyse dynamique, il est nécessaire de disposer de données sur les parcours de long terme des individus, notamment les statuts successifs qu'ils occupent sur le marché du travail et leurs trajectoires conjugales (calendrier de mise en couple, caractéristiques des conjoints). Ces données n'étant pas disponibles, une solution consiste à les reconstruire de la manière la plus cohérente possible en ayant recours à un outil de microsimulation dynamique. Dans cet article, nous mobilisons le modèle de cohorte² Gameo³ dont l'objectif est de simuler les trajectoires professionnelles des individus d'une génération donnée en fonction de leur éducation initiale (cf. encadré 1)⁴. D'un point de vue technique, cet article présente l'introduction d'un module démographique de simulation des parcours conjugaux au sein d'un modèle de microsimulation existant⁵.

Compte tenu de ces objectifs, nous procédons en trois temps. Nous commençons par présenter les techniques utilisées pour simuler le calendrier de mise en couple et de rupture d'union des individus d'une génération donnée. Nous expliquons dans un deuxième temps sur quelle base les caractéristiques des conjoints potentiels sont déterminées dans la simulation. Afin de valider le calibrage de notre simulation, nous prenons soin de vérifier pour chacune de ces deux étapes si nos résultats sont cohérents avec les faits stylisés mis en évidence dans la littérature. Enfin, la dernière section de cet article présente une évaluation de l'impact de l'homogamie éducative sur les inégalités de revenu salarial entre les individus.

Simuler le calendrier de mise en couple et de séparation des individus d'une cohorte

Pour simuler les calendriers de mise en couple et de séparation dans Gameo, nous avons recours à deux éléments (encadré 1). D'une part, nous construisons des cales démographiques agrégées qui nous permettent de tenir compte de l'évolution des comportements au fil des générations et d'estimer le profil moyen d'union d'une cohorte de naissance donnée, tout au long de sa trajectoire de vie. D'autre part, nous avons recours à une modélisation qui permet d'estimer les probabilités individuelles d'être en couple l'année $n+1$ sur la base de la position l'année n et de l'évolution de la situation vis-à-vis du marché du travail de l'individu entre n et $n+1$ (cf. encadré 1, diagramme).

Prendre en compte les effets générationnels

Dans la littérature, il est possible de recenser deux modifications importantes dans les calendriers de mise en couple au fil des générations : l'âge à la première union a tendance à augmenter et les niveaux de mise en couple à diminuer (Locoh, 2002 ; Prioux, 2003)⁶. La diminution de la part d'individus en couple est la résultante d'une fragilisation des unions au fil des générations (Prioux, 2005) conjuguée à une certaine désaffection pour la vie conjugale (Daguet et Niel, 2010). Le retard de l'âge à la première union s'explique, quant à lui, principalement par l'allongement de la durée des études (Robert-Bobée et Mazuy, 2005 ; Daguet et Niel, 2010) et par l'incertitude croissante sur le marché du travail qui peut inciter les jeunes à différer leur départ du foyer parental ou à attendre d'avoir une situation professionnelle stable avant d'emménager avec un conjoint (Prioux *et al.*, 2010 ; Sobotka *et al.*, 2010). Plus généralement, le recul de l'âge à la première union s'inscrit comme un des éléments du retard à l'entrée dans la vie adulte pour les jeunes générations (Prioux, 2003)⁷. Concernant les différences entre sexe, on constate que la mise en couple des femmes est plus précoce que celle des hommes (Locoh, 2002), même si cet écart a tendance à se réduire au fil des générations (Prioux, 2003). Pour les âges plus avancés de la vie, la proportion d'individus en couple est plus élevée chez les hommes que chez les femmes, ces dernières étant plus fréquemment exposées au risque de veuvage sur la fin de leur trajectoire de vie (Toulemon, 2012). Enfin, on remarque que la part d'hommes en couple diminue moins que celle des femmes en milieu de cycle de vie : les hommes se remettent en couple plus souvent que les femmes suite à une rupture. En particulier, lorsqu'elles se séparent,

2. En effet, une approche de cohorte (au sens de cohorte de naissance) ou générationnelle est nécessaire dès lors que l'on cherche à analyser les inégalités entre les individus dans une perspective de cycle de vie. Une génération (ou cohorte de naissance) est composée d'individus confrontés aux mêmes configurations historiques et institutionnelles dont on peut comparer la situation à chaque âge.

3. Gameo est l'acronyme de Generational Accounting and Microsimulation of Educational Outputs.

4. Dans cet article, nous nous centrons ici sur la génération née en 1970 (cf. encadré 1).

5. Les résultats déjà obtenus à partir du modèle Gameo sont présentés notamment dans Courtioux (2010) et Courtioux *et al.* (2011).

6. Plus précisément, il est possible d'observer une évolution en deux temps (Prioux, 2003) : l'âge de mise en couple a d'abord diminué jusque dans les années 1960 puis a augmenté depuis.

7. À ce titre, Prioux (2003) souligne que l'augmentation de l'activité féminine, l'évolution des relations entre générations (avoir une vie sexuelle stable ne nécessite plus de quitter le foyer parental) et les rigidités du marché locatif sont également des facteurs ayant contribué au retard de la mise en couple.

UN PANORAMA DE LA SIMULATION AVEC GAMEO

Dans cet article, nous utilisons le modèle Gameo (*Generational Account, Microsimulation and Educational Output*) développé au sein du Pôle économie de l'Edhec. Gameo est un modèle de microsimulation dynamique générationnel centré sur l'éducation : il produit une distribution stylisée de l'hétérogénéité des trajectoires individuelles vis-à-vis du marché du travail selon le niveau d'éducation en se basant sur les *Enquêtes emploi en continu* de l'Insee (EEC). D'autres sources statistiques sont également utilisées notamment les tables de mortalité par âge et les projections d'espérance de vie (telles que disponibles dans Vallin et Meslé (2001) et Robert-Bobée et Monteil (2002)), qui servent à estimer une fonction de survie différenciée selon le sexe et le diplôme. Gameo est un modèle de cohorte dont chaque exercice de simulation se centre sur une génération. La particularité des modèles de cohorte au sein de la famille des modèles de microsimulation dynamique consiste à s'appuyer sur une population « ouverte », alors que les modèles populationnels travaillent plutôt sur des populations « fermées » (Blanchet, 2014).

La plupart des modèles dynamiques proposent déjà une simulation des trajectoires familiales (cf. Bacon et Pennec (2007), Pennec et Bacon (2007) pour un panorama international des modèles existants). Ces modèles cherchent à simuler d'une part, les transitions conjugales des individus (mariage, cohabitation, divorce, séparation, etc.) et, d'autre part, leurs transitions parentales (naissances, départ des enfants du foyer, etc.). Le caractère générationnel de notre modèle, « ouvert » par construction, implique une gestion des trajectoires familiales différente de celle pratiquée dans les modèles populationnels « fermés » qui constituent l'essentiel des modèles de microsimulation dynamique disponibles en France. En effet, Gameo est centré sur les individus d'une génération donnée : nous ne cherchons pas à connaître le devenir des conjoints lorsqu'ils quittent le ménage et nous considérons les trajectoires individuelles de transition vers la vie adulte indépendamment des décohabitations des enfants. Par ailleurs, dans Gameo, c'est la situation matrimoniale qui est simulée et non le statut matrimonial au sens légal. Cette définition qui est assez proche de celle du modèle populationnel Destinie développé par l'Insee (voir par exemple Blanchet *et al.* (2011) pour une présentation plus détaillée) distingue donc deux états : les individus en couple (mariés, unions libres) et les individus qui ne sont pas en couple (séparés, divorcés et veuf). Concernant l'appariement des conjoints, nous adoptons une perspective très fine sur le niveau de diplôme et la différence d'âge au sein du couple : nous retenons en effet 20 catégories de diplômes pour l'individu et son conjoint, tandis que la différence d'âge est estimée sur une échelle de 60 ans. Une vision d'ensemble des différentes étapes de simulation du modèle est présentée dans le diagramme.

Deux temps peuvent être distingués dans la simulation. Une première étape consiste à construire, à partir des *Enquêtes emploi en continu* 2003-2010 (EEC), une base d'individus qui respecte la répartition

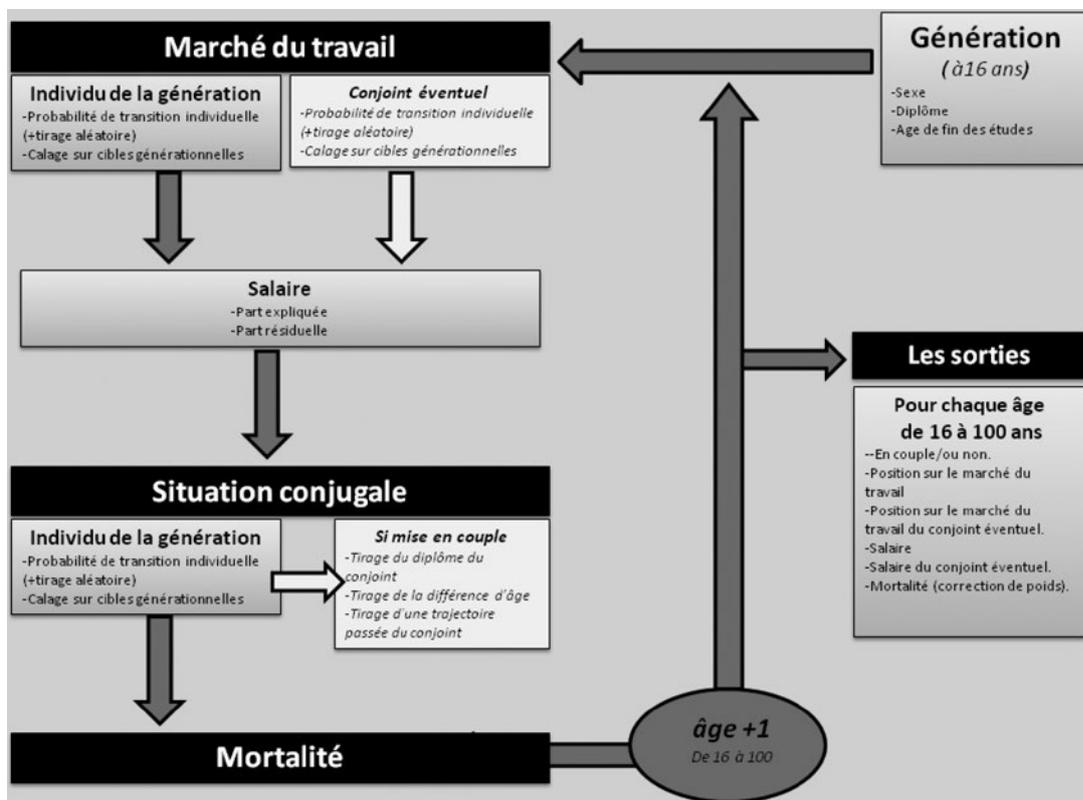
d'une génération donnée en termes de sexe, de diplôme et d'âge de fin d'étude. Dans cet article, nous nous concentrons sur la génération 1970, même si le modèle Gameo peut être utilisé pour simuler la trajectoire d'autres générations. Plus spécifiquement, pour la génération 1970, on considère dans cet article une classe d'âge quinquennale : la pondération relative de chaque classe (sexe \times diplôme \times âge de fin d'étude) est calculée à partir des individus nés entre 1968 et 1972 présents dans l'EEC 2003-2010. Ce croisement nous permet de distinguer 457 catégories avec leurs pondérations relatives : par exemple, les femmes diplômées d'une école de commerce entrant sur le marché du travail à 25 ans constituent une de ces catégories. Nous calons alors les pondérations effectives des observations sur le nombre de naissances en 1970 (850 000). Sur la base de ces 457 classes, nous créons 154 517 observations artificielles. Cette base, représentative de la génération 1970, définit les conditions initiales qui président à la simulation du devenir de la génération de référence. Dans un deuxième temps, on simule la trajectoire de vie des individus selon une boucle annuelle. La simulation démarre à 16 ans, l'âge légal de fin de scolarité obligatoire. Chaque boucle consiste en trois étapes. Dans le corps de l'article, nous revenons avec plus de précisions sur la simulation des unions (la deuxième étape). *In fine*, la simulation fournit un panel stylisé qui décrit les trajectoires professionnelles et d'unions des individus d'une cohorte donnée.

Concernant la deuxième étape, la simulation des trajectoires de vie, on commence par déterminer la situation des individus sur le marché du travail en effectuant un calage sur marge. La méthode de calage retenue respecte les probabilités relatives de transition individuelle avant calage. Contrairement à Courtioux *et al.* (2011), les cales d'activité sont basées ici sur le scénario tendanciel des projections de population active réalisées par l'Insee pour la période 2006-2050 par âge quinquennal et par sexe pour la génération 1970. Les taux d'activité appliqués dans la simulation sont présentés dans l'annexe 2. Parallèlement à ces taux d'activités, deux cales supplémentaires sont utilisées : elles permettent de modéliser le taux de chômage et la part de l'emploi indépendant par âge pour la génération. Sur la base de ces cales générationnelles et en ajoutant une hypothèse, à savoir que la part d'emploi public représente une part fixe de l'emploi quel que soit l'âge considéré (20%), il est possible de construire un chronogramme d'activité décrivant la répartition de la génération 1970 entre cinq états (l'inactivité, l'activité indépendante, l'emploi dans le secteur public, l'emploi dans le secteur privé et le chômage) au cours du temps. Pour chaque individu de la génération de référence, sur la base de ses caractéristiques individuelles et de sa trajectoire passée, on calcule la probabilité de transiter en $n+1$ vers une des cinq positions sur le marché du travail simulées par Gameo (indépendant, emploi public, emploi privé, chômeur et inactif). Cette probabilité dépend notamment du fait d'être ou non en couple en n (cf. annexe 1). Sur la base d'un tirage aléatoire et d'un alignement sur des cales générationnelles,



Encadré 1 (suite)

Un panorama de la simulation avec Gameo



Source : auteurs.

on détermine pour chaque individu sa position sur le marché du travail à cet âge. Si l'individu vit en couple, la probabilité de transition individuelle du conjoint est calculée de la même manière ; la position sur le marché du travail est également déterminée par un calage sur marge. Dans la logique générationnelle du modèle de microsimulation Gameo, la simulation de chronogrammes pour la génération du conjoint potentiel nécessiterait de simuler le devenir de l'ensemble de la génération du conjoint, ce que nous n'avons pas retenu, notamment pour des questions de temps de calcul. En effet, dans la mesure où nous contraignons la différence d'âge entre conjoints à ± 30 ans, il faudrait simuler 60 cohortes pour déterminer la place relative de chaque conjoint au sein de sa propre cohorte. La solution retenue consiste à déduire les cales d'activité par âge des individus en couple qui composent la cohorte de référence, et à l'appliquer à l'ensemble des conjoints des individus de référence. Cette déduction n'est pas analytique, mais s'appuie sur une simulation qui combine les chronogrammes d'activité et de situation conjugale ainsi que les probabilités individuelles relatives d'être en couple et d'être dans une situation d'activité donnée. D'un point de vue technique, ce chronogramme d'activité des individus de référence en couple est obtenu en amont de la simulation de référence selon des modalités proches

de celles qui servent à déterminer la trajectoire passée des conjoints (cf. *supra*). Cette solution technique revient à considérer l'ensemble des conjoints comme une pseudo-génération et à poser par hypothèse que l'effet propre de la différence d'âge entre un individu de référence et son conjoint est négligeable sur la probabilité d'être dans telle ou telle position vis-à-vis du marché du travail. Pour les individus en emploi (l'individu de référence et son conjoint potentiel), le salaire net est simulé sur la base d'équations à la Mincer.

Dans une deuxième étape, nous estimons, pour chaque individu de la génération, sa probabilité d'être en couple en $n+1$ sur la base de sa situation sur le marché du travail en $n+1$ qui a été déterminée dans la première étape de la simulation et de diverses autres caractéristiques notamment son sexe et sa situation conjugale en n (cf. *infra*, tableaux 2 et 3). Pour chaque âge, nous déterminons une cible agrégée d'individus en couple à l'aide d'une modélisation basée sur les enquêtes *Emploi* (cf. *infra*, tableau 1). Pour respecter les différences de probabilités relatives avant calage, la probabilité individuelle est multipliée par un nombre aléatoire tiré dans une loi uniforme. Les individus sont classés en fonction de cette nouvelle variable. La position d'union en $n+1$ des individus est alors déterminée en prenant les N premiers avec N le nombre d'individus



Encadré 1 (suite)

correspondant au taux-cible Y . Par convention, tous les individus sont célibataires à 16 ans.

Dans la suite de leur trajectoire, en cas de mise en couple, c'est-à-dire en cas de passage d'une position de célibataire à une position d'union, nous tirons aléatoirement le diplôme du conjoint dans une table des probabilités d'appariement par diplôme permettant de rendre compte des phénomènes d'homogamie éducative, puis, sur la base d'une modélisation de la différence d'âge, nous attribuons de manière aléatoire une différence d'âge entre le conjoint et l'individu de la génération. Cette différence d'âge peut être nulle et donc concerner un individu de sexe opposé présent dans la génération de référence. Par souci de simplification, durant la simulation, nous traitons les conjoints d'un individu de référence comme un individu extérieur à la génération de référence : de ce point de vue, nous avons envisagé un mode de gestion des unions complètement « ouvert » correspondant à une approche en termes de cohorte. Sur la base du diplôme du conjoint, on détermine aléatoirement sa trajectoire de vie jusqu'à la mise en couple ; cette dernière est nécessaire dans la mesure où elle détermine son salaire courant (notamment car l'expérience acquise dans les emplois précédents est un déterminant du salaire) et ses probabilités de transition sur le marché

de travail. D'un point de vue pratique, toute simulation de la version de Gameo débute par une simulation des trajectoires de vie de la génération de référence sans simulation des événements démographiques (c'est-à-dire par une simulation correspondant à celles effectuées dans la précédente version de Gameo). La génération simulée sert de base de tirage pour la trajectoire passée du conjoint avant sa mise en couple. Le tirage s'effectue de manière aléatoire sur la base du sexe et du diplôme du conjoint. Le segment de trajectoire utilisé correspond à celui allant de 16 ans à l'âge de la mise en couple de l'individu de référence de la génération plus la différence d'âge entre cet individu et son conjoint. On suppose donc que contrairement à l'individu de référence, le conjoint n'a pas pu connaître de mise en couple durant sa trajectoire passée.

Le passage d'une situation d'union en n à une position de célibat en $n+1$ est considéré comme une rupture d'union, indifféremment : séparation, divorce ou veuvage.

Au cours de la troisième étape, la pondération de l'individu appartenant à la génération de référence est corrigée de la mortalité à chaque âge par l'application d'une fonction de survie différenciée par sexe et par niveau de diplôme (Pour une présentation détaillée de cette étape, cf. Courtioux *et al.*, 2011).

les mères célibataires éprouvent des difficultés importantes à reconstruire une vie conjugale (Toulemon, 2012, Cassan *et al.*, 2001).

Afin de tenir compte de ces effets dans Gameo, nous cherchons à construire des cales générationnelles, c'est-à-dire à estimer la part d'individus en couple à chaque âge pour une génération donnée. Pour ce faire, nous nous basons sur les comportements matrimoniaux observés pour les générations nées entre 1910 et 1994 dans les enquêtes *Emploi* disponibles pour la période 1969-2010⁸ (cf. encadré 2) : à titre illustratif, sur cette période, les comportements de la génération 1910 peuvent être observés entre 59 et 100 ans et ceux de la génération 1980 entre 15 et 30 ans. L'objectif est alors de modéliser Y , le taux d'individus en couple en fonction de l'âge⁹. Pour modéliser la tendance assez nette au retard de la mise en couple pour les générations récentes due à l'augmentation de l'incertitude sur le marché du travail, nous introduisons dans nos spécifications l'effet du taux de chômage annuel courant. Le rôle de l'allongement de la durée des études semble quant à lui difficile à saisir directement : malgré des regroupements assez larges en deux catégories de diplôme (inférieur, égal ou supérieur au Baccalauréat),

les générations les plus anciennes sont composées de trop peu d'observations concernant les diplômés du supérieur pour que nous puissions différencier nos cales par niveau d'éducation. Nous avons donc choisi de traiter plus spécifiquement cette dimension lors de l'estimation des transitions individuelles (cf. *infra*)¹⁰. Nous introduisons cependant un *trend* générationnel avec pour référence la génération 1970 ($g - 1970$)¹¹ afin de tenir compte des facteurs, autres que l'allongement des études, qui se sont traduits par une augmentation de l'âge à la première union. Le modèle s'écrit comme suit :

$$\log\left(Y_{gt}^* / (1 - Y_{gt}^*)\right) = \alpha + \sum_1^6 \beta_i (t - g)^i + \sum_1^4 \gamma_i (g - 1970)^i + \delta u_t + \varepsilon_{gt}$$

8. La construction de ces cales s'inspire de celles utilisées pour la simulation du marché du travail telle qu'elle est réalisée dans Courtioux *et al.* (2011).

9. La modélisation que nous proposons inclut des puissances d'ordre 1 à 6. Des estimations réalisées par ailleurs montrent que retenir des moments d'ordres inférieurs aboutit à des résultats avec un plus faible pouvoir explicatif.

10. L'impact du diplôme sur l'âge de mise en couple est pris en compte au niveau individuel lors du calcul des probabilités relatives de transition.

11. Comme pour l'âge, la modélisation inclut également des puissances d'ordre 1 à 4 pour le *trend* générationnel.

Où g caractérise une génération, t l'année de l'observation et u_t le taux de chômage annuel courant (commun à toutes les générations l'année t). Ce modèle est estimé séparément pour les hommes et pour les femmes. Pour ces dernières, les coefficients β_3 et β_4 ne sont pas retenus dans la spécification car ils ne sont pas significatifs. Dans la base de données qui sert aux estimations, chaque observation est caractérisée par un âge, une année d'observation, un écart à la génération de référence (pour spécifier le *trend*) et le taux de chômage courant de l'année considérée. Les valeurs des coefficients estimés sont présentées dans le tableau 1.

Dans les figures IA et IB, nous représentons à titre illustratif les cales obtenues pour la génération 1970 pour différentes valeurs de taux de chômage courant. Les cales modélisées varient fortement selon le sexe. Ces résultats sont cohérents avec le fait que les femmes se mettent en couple plus tôt que les hommes et reforment moins fréquemment une union en cas de séparation. De même, la part de femmes en couple décroît fortement en fin de cycle de vie, ce qui reflète leur plus forte exposition au veuvage. Il convient de signaler que ces cales agrégées sont assez proches des projections de ménage à l'horizon 2030 de l'Insee¹². Pour la génération 1970, l'Insee prévoit que la part d'individus en couple à 60 ans sera comprise dans une fourchette de 61 à 64 % pour les femmes et de 65 à 69 % pour les hommes. À partir de notre modèle

(hypothèse de taux de chômage courant à 8 %), nous estimons ces proportions à 63 % pour les femmes et 73 % pour les hommes.

Les cibles agrégées que nous avons construites à partir des projections démographiques de l'Insee sont utilisées dans la simulation pour caler les probabilités individuelles de transition des individus de la cohorte 1970 (encadrés 1 et 2). L'estimation de ces probabilités est présentée dans le point suivant.

Simuler le calendrier de formation des unions

Pour simuler les trajectoires familiales dans Gameo, nous combinons ces cales démographiques avec des équations de transition individuelles. Nous souhaitons modéliser quatre types de transitions conjugales entre n et $n+1$: la formation d'une union, la rupture d'une union, le fait de rester en couple et de rester célibataire. Pour estimer ces probabilités, nous utilisons les enquêtes *Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV)* disponibles pour les années 2004-2009 et l'enquête *Étude de l'histoire familiale* de 1999 (*EHF*) (cf. encadré 3). Nous retenons deux *logits* binomiaux différenciés par

12. Disponibles sur le site de l'Insee dans la rubrique « Évolution et structure de la population ». Pour une présentation de la méthodologie, cf. Jacquot (2006).

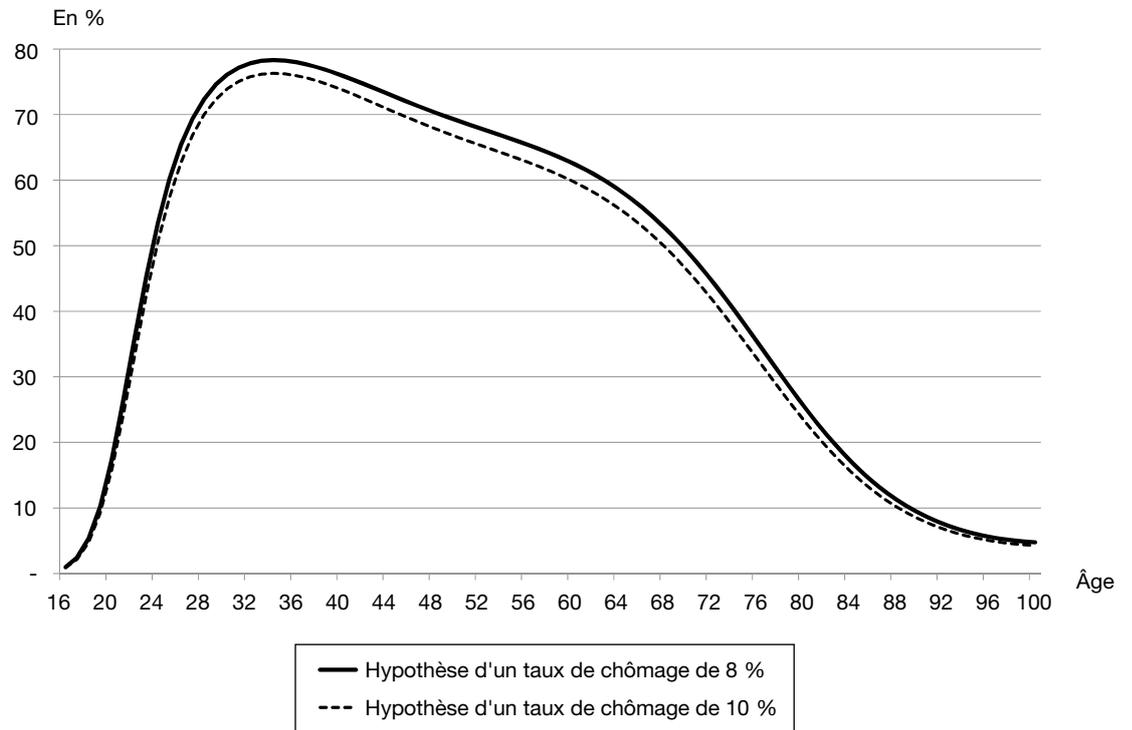
Tableau 1
Modélisation de la part d'individus en couple

	Femmes	Hommes
Constante	- 45,32	- 55,67
Âge	4,89	5,64
Âge ²	- 0,20	- 0,22
Âge ³	4,27E - 03	4,55E - 03
Âge ⁴	- 4,83E - 05	- 5,00E - 05
Âge ⁵	2,77E - 07	2,81E - 07
Âge ⁶	- 6,30E - 10	- 6,38E - 10
<i>Trend</i> générationnel	- 0,04	- 0,02
<i>Trend</i> générationnel ²	- 6,25E - 04	3,52E - 04
<i>Trend</i> générationnel ³	-	1,55E - 05
<i>Trend</i> générationnel ⁴	-	8,85E - 08
Taux de chômage courant	- 2,89	- 2,33
R ²	0,96	0,96
Nombre d'observations	2 734	2 646

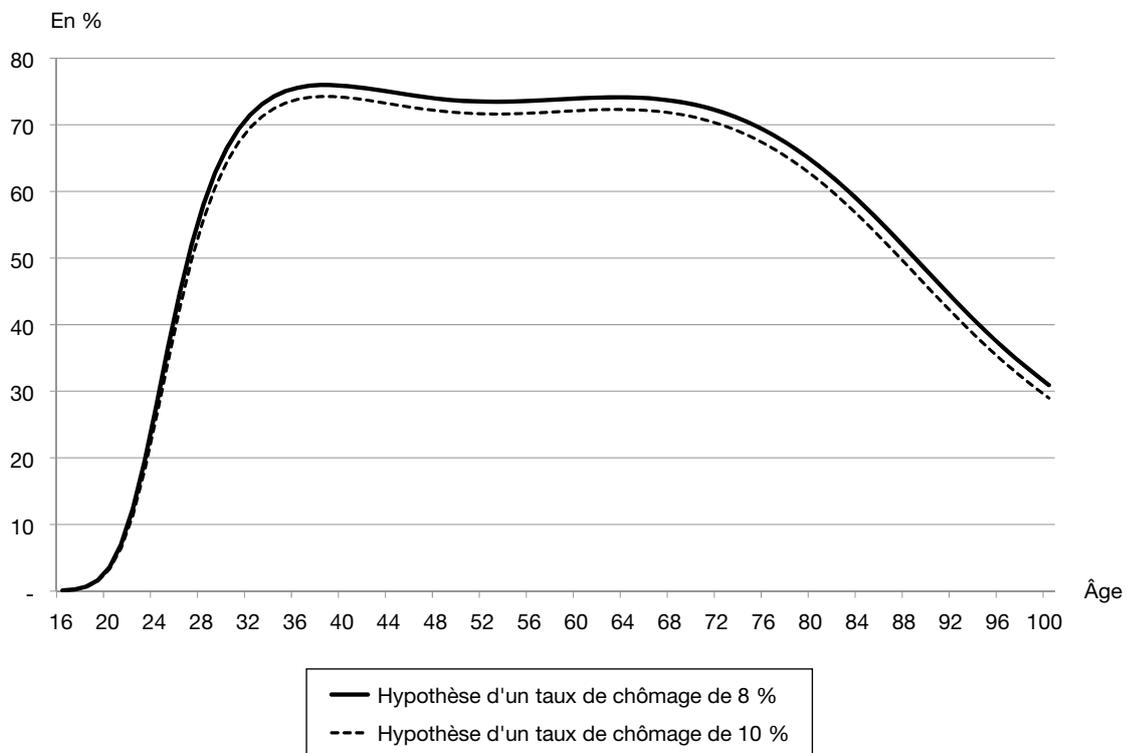
Lecture : tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1 % ; la génération de référence pour le *trend* est celle née en 1970.
Champ : ensemble des individus âgés de plus de 15 ans.
Source : enquêtes Emploi 1969-2010 (Insee) – calculs des auteurs.

Figure I
Part d'individus en couple selon l'âge (16-100 ans) pour la génération 1970
 (modélisation basée sur les coefficients du tableau 1)

A-Les femmes



B-Les hommes



Lecture : la part de femmes en couple à 30 ans est de 76% avec une hypothèse de taux de chômage de 8% et de 74% avec une hypothèse de taux de chômage de 10%.

Champ : individus de la génération 1970.

Source : enquêtes Emploi 1969-2010 (Insee)-calculs des auteurs.

sexe : un *logit* pour les célibataires (mise en couple *versus* rester célibataire) et un *logit* pour les individus en couple (rester en couple *versus* séparation). Ces estimations sont respectivement présentées dans les tableaux 2 et 3.

La littérature permet d'identifier plusieurs facteurs qui influent sur la probabilité d'être en couple. Tout d'abord, dans une optique de cycle de vie, il ressort que l'âge est une caractéristique prépondérante. En effet, plus l'âge augmente, plus la probabilité de former une union diminue. D'une part, le stock de conjoints potentiels décroît au fil du cycle de vie (Ekert-Jaffé et

Solaz, 2001). D'autre part, les célibataires les plus âgés sont susceptibles d'avoir connu une première union : leurs chances de se remettre en couple peuvent donc être limitées compte tenu de leurs expériences passées ou de la présence éventuelle d'enfants à charge. Sur ce point, ce sont les femmes qui éprouvent le plus de difficultés à se remettre en couple lorsqu'elles ont des enfants en bas âge. Inversement, la présence d'enfant peut avoir un effet positif pour les hommes : la nécessité de retrouver un conjoint est en effet plus forte pour les hommes célibataires avec enfants (Cassan *et al.*, 2001). Pour rendre compte de ces aspects, nous introduisons

Encadré 2

MESURER DES EFFETS GÉNÉRATIONNELS SUR LA BASE DES ENQUÊTES EMPLOI 1969-2010

Pour modéliser des cales démographiques, il est nécessaire de disposer de données qui permettent d'avoir une vision longue des comportements familiaux afin de saisir leurs évolutions au fil des générations. Les enquêtes *Emploi* disponibles depuis 1969 nous permettent d'appréhender l'évolution de la situation familiale avec l'âge à un niveau agrégé pour différentes générations. En effet, pour chacune des années de la série 1969-2010, l'enquête *Emploi* offre des renseignements sur les individus appartenant à un ménage ordinaire et âgés d'au moins 15 ans. Elle permet donc d'observer leur profil familial agrégé en croisant âge et génération. Il convient de noter que les variables disponibles dans les enquêtes *Emploi* 1969-2010 (statut conjugal, nombre d'enfants, sexe, âge, année de naissance, etc.) ne sont pas homogènes. Si les variables disponibles dans les *Enquêtes emploi en continu (EEC)* produites depuis 2003 sont relativement uniformisées, ce n'est pas le cas pour les enquêtes *Emploi* annuelles disponibles de 1969 à 2002. Pour les modèles de cales agrégées que l'on cherche à estimer, il est nécessaire de retenir une définition du couple et du nombre d'enfants qui permette de respecter une certaine cohérence entre les enquêtes. Pour homogénéiser les variables que nous utilisons, nous effectuons un traitement spécifique à chacune des séries.

Dans les enquêtes *Emploi* 1969-2010, nous disposons d'une information directe sur le statut matrimonial des individus (marié, divorcé, veuf) mais également sur leur statut conjugal (vie en couple ou non). Ces deux variables ne peuvent cependant pas être utilisées pour modéliser la part d'individus en couple. En effet, la première ne permet pas de repérer les couples non mariés (c'est-à-dire composés d'individus célibataires au sens civil du terme) et la seconde n'est disponible dans l'enquête *Emploi* qu'à compter de l'année 1982. Pour surmonter cette difficulté, nous identifions les couples en ayant recours aux informations sur les liens unissant les différents membres du ménage.

En effet, dans l'*EEC*, chaque ménage est composé d'une « personne de référence ». Il est ainsi possible de définir le lien qu'entretient chacun des individus de l'enquête avec la « référence » de leur ménage (il peut s'agir du conjoint, d'un enfant, d'un parent ou encore de l'individu lui-même). Dans ce cadre, nous considérons qu'un individu est en couple lorsqu'il est possible d'identifier son conjoint dans l'enquête *Emploi*. Cette approche est soumise à trois limites principales. Premièrement, elle permet uniquement de repérer les couples cohabitant dans la mesure où l'unité d'interrogation de base de l'enquête *Emploi* est le ménage. On peut néanmoins noter que la part de couples ne vivant pas sous le même toit est assez faible (4 % parmi les adultes qui se déclarent en couple en 2011 selon Buisson et Lapinte (2013)). Une deuxième limite tient au fait que l'information sur les liens unissant les membres du ménage est relativement limitée. En effet, ces relations ne peuvent être appréhendées qu'à partir de la variable « lien avec la personne de référence ». Notre définition ne retient donc que les couples formés par la personne de référence du ménage et son conjoint, les autres couples du ménage n'étant pas pris en compte. À cet égard, on peut souligner que la part de ménages composés de plusieurs couples est très faible dans les enquêtes 2003-2010 (enquêtes pour lesquelles ce calcul est possible). Les individus en couple ne correspondant pas à la personne de référence ou à son conjoint ne représentent en effet que 0,32 % de la totalité des individus en couple sur ces enquêtes. Enfin, nous ne prenons pas en compte les couples de même sexe dans notre base. Il nous est malheureusement impossible de les étudier sur la base de l'enquête *Emploi*. En effet, leurs effectifs sont trop faibles (0,4 % de la base) pour permettre de saisir des différences potentielles de trajectoire tout au long du cycle de vie. Par ailleurs, Toulemon (2012) met en garde contre les erreurs de codage du sexe qui peuvent avoir des conséquences importantes au regard du faible nombre de couples corésidents de même sexe.

dans nos estimations l'âge et l'âge au carré. Concernant les remises en couple, notre base de données ne permet pas de détecter la présence d'unions antérieures. Nous considérons donc que notre variable d'âge permet en partie de capter

cet effet et constitue une variable approximée (*proxy*) des éventuelles unions passées : plus les individus avancent en âge, plus ils sont susceptibles d'avoir vécu en couple précédemment. Par ailleurs, nous complétons notre modèle par

Encadré 3

S'APPUYER SUR LES ENQUÊTES SRCV ET L'EHF 1999 POUR ESTIMER LES DÉTERMINANTS INDIVIDUELS DE MISE EN COUPLE ET DE SÉPARATION

En raison des informations très précises qu'elles fournissent sur les caractéristiques familiales des individus, deux enquêtes produites par l'Insee sont particulièrement adaptées pour nos estimations : l'enquête *Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV)* disponible pour les années 2004-2009 et l'enquête *Étude de l'histoire familiale (EHF)* disponible pour l'année 1999. L'enquête *SRCV* correspond au volet français de l'enquête européenne *EU-SILC*. Elle est caractérisée par une composante « transversale » sous forme d'enquête annuelle, et une composante « longitudinale » sous forme de panel. En s'appuyant sur un échantillon rotatif, elle offre un suivi des individus sur plusieurs années (pour les individus « panels », la participation à l'enquête est obligatoire sur 4 ans : cette durée peut être de 9 ans dans le cas français). L'*EHF* 1999 s'associe au dispositif de recensement de 1999. Elle a pour objectif d'éclairer l'étude des comportements familiaux et de suivre leur évolution en reconstituant l'histoire démographique des générations. Ces deux enquêtes présentent toutes deux des avantages et des inconvénients relatifs. L'*EHF* porte sur un nombre important d'individus (380 000 contre 25 000 d'une année sur l'autre pour *SRCV*) et fournit des renseignements sur la durée de vie en couple. Or, cette variable, qui est importante pour étudier les transitions familiales, n'est pas directement renseignée dans *SRCV*. À l'aide de la dimension panel, on peut cependant reconstruire une durée d'union si cette dernière est inférieure à 5 ans. Compte tenu de son caractère longitudinal et du plus grand nombre d'informations rétrospectives disponibles (notamment sur la situation professionnelle et la formation), nous choisissons de recourir principalement à *SRCV* mais d'utiliser l'*EHF* 1999 pour fournir des informations complémentaires sur la durée de vie en couple lorsqu'elle excède la durée d'observation du panel *SRCV*.

Pour estimer nos équations de transition, nous compilons les enquêtes *SRCV* disponibles pour la période 2004-2009. Nous reconstituons la trajectoire des individus et conservons uniquement ceux pour lesquels on peut observer une transition annuelle (à savoir une situation familiale en n et une situation familiale en $n+1$). Compte tenu des caractéristiques de l'enquête (échantillon rotatif), il est possible d'observer les individus sur deux, trois, quatre ou cinq ans. Au final, nous disposons d'un échantillon de 23 295 observations (10 763 hommes et 12 532 femmes). Une durée de

vie en couple peut être calculée pour les individus en fonction de leur présence au fil des enquêtes : par exemple pour un individu présent sur les années 2004-2009 pour qui on cherche à évaluer les transitions familiales entre 2008 et 2009, la durée de vie en couple que l'on peut observer ne peut excéder 4 ans. Pour compléter cette information lorsqu'elle n'est pas renseignée dans *SRCV*, nous récupérons des informations supplémentaires en imputant des espérances de durées de vie en couple à partir de l'enquête *EHF* 1999. Pour cela, nous commençons par conserver dans *EHF* 1999 un champ similaire à celui de notre base d'estimation (personnes de référence du ménage en couple cohabitant) et construisons 21 classes de durée de vie en couple (classes de « 0 an » à « 19 ans » de vie en couple et classe « 20 ans et plus »). Nous sélectionnons ensuite une série de variables qui respectent trois conditions : 1) elles sont communes à *SRCV* et *EHF* (ce sont des variables du « tronc commun » utilisées pour l'appariement) ; 2) elles sont des déterminants importants de la durée de vie en couple ; 3) elles permettent d'introduire de la variabilité dans l'estimation. Les variables retenues sont l'âge en année, le sexe, le diplôme en six niveaux (« En cours d'études », « Sans diplôme », « CAP-BEP », « Bac », « Bac + 2 », « Bac + 3 et plus ») et le fait d'avoir eu un enfant ou non au cours de sa vie (qui peut refléter l'existence d'une union antérieure). Pour effectuer ces choix, nous avons régressé la durée de vie en couple sur plusieurs variables du tronc commun et retenons celles qui ont le plus fort pouvoir explicatif. Nous calculons ensuite la probabilité d'appartenir à chacune des classes de durées en fonction du croisement de ces variables (sur la base d'un tableau croisé descriptif). Enfin, nous effectuons un appariement de ces probabilités avec les individus de *SRCV* 2004-2009 via les variables du tronc commun. Concernant les individus pour lesquels on observe une durée de vie en couple égale à un certain nombre d'années, la probabilité d'appartenir à une classe de durée de vie en couple inférieure est par définition égale à 0 : par exemple, si on observe que la durée de vie en couple d'un individu est d'au moins trois ans grâce aux seules informations disponibles dans *SRCV*, alors sa probabilité d'appartenir aux classes « 0 an », « 1 an », « 2 ans » prend la valeur 0, sa probabilité d'appartenir aux autres classes étant répartie selon les caractéristiques relatives aux variables du tronc commun. La base dont nous disposons permet alors d'estimer les transitions familiales qui nous intéressent.

une variable sur la présence d'enfants de moins de 3 ans que l'on peut utiliser comme indicatrice d'une union antérieure.

Deuxièmement, la capacité d'un individu à former une union dépend de sa situation économique, c'est-à-dire, de sa contribution aux revenus du couple (Ekert-Jaffé et Solaz, 2001) : plus cette contribution est faible, plus la probabilité de former une union l'est également. Dans la perspective du modèle « monsieur Gagnepain » (Strobel, 1997)¹³, cet effet serait plus important pour les hommes. Dans ce cadre, sur le marché du mariage, la situation professionnelle des individus apparaît comme un déterminant essentiel (Prioux, 2003 ; Sobotka *et al.*, 2010 ; Pison, 2011). En particulier, une situation instable sur le marché du travail ne favorise pas la vie en couple : les individus au chômage ont tendance à retarder la formation de la première union, en particulier les hommes (Nezosi, 2000 ; Ekert-Jaffé et Solaz, 2001). Pour tenir compte de cette dimension, nous introduisons dans nos estimations des indicatrices de l'activité en n et de l'activité en $n+1$. Les croisements entre ces deux variables n'étant pas significatifs, nous nous concentrons sur l'effet propre de chaque période indépendamment de

la trajectoire. Pour les femmes, nous regroupons pour des raisons de significativité les coefficients d'inactivité et de chômage et créons une catégorie « hors emploi ».

Enfin, les travaux disponibles montrent que le niveau d'éducation des individus a deux effets distincts. Le premier concerne le calendrier et les rythmes de mise en couple. L'obtention d'un diplôme se présentant comme un préalable à la formation d'une union (Bac *et al.*, 2005), on remarque que les plus diplômés tardent à se mettre en couple par rapport aux autres individus (Daguet et Niel, 2010 ; Prioux *et al.*, 2010). Plus que le niveau de diplôme, Ni Brohlcháin et Beaujouan (2012) montrent que c'est l'âge de fin d'études qui influence les rythmes de mise en couple, au moins sur le début du cycle de vie. Dans ce cadre, nous introduisons dans nos régressions un terme d'interaction entre l'âge et une indicatrice de fin d'études (avec les formes

13. « Traduction de male-breadwinner. Cette expression fait référence au modèle de société dans lequel les hommes ont la responsabilité d'assurer les ressources financières du ménage et les femmes la charge de l'éducation des enfants et du travail domestique » (Pailhé et Solaz, 2007, p. 14).

Tableau 2
Estimation de la probabilité d'être en couple en $n+1$ pour les individus célibataires en n

	Femmes	Hommes
Constante	- 0,65	- 1,86
Âge	- 6,09E - 02	- 4,37E - 02
Âge ²	3,75E - 04	6,61E - 04
Âge × Fin des études	3,45E - 02	5,40E - 02
Âge ² × Fin des études	- 1,15E - 03	- 1,56E - 03
Activité en n		
<i>Emploi</i>	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>
Chômage		0,17
Inactivité		- 0,02
Hors emploi	0,26	
Activité en $n+1$		
<i>Emploi</i>	<i>Réf</i>	<i>Réf</i>
Chômage		- 0,24
Inactivité		- 0,55
Hors emploi	- 0,32	
Présence d'un enfant de moins de 3 ans	- 0,27	1,58
D de Somers	0,72	0,59
Paires concordantes (en %)	85	78,4
Nombre d'observations	3 424	1 841

Lecture : les coefficients reproduits sont significatifs au seuil de 1 %.
Champ : ensemble des individus qui déclarent ne pas être en couple cohabitant en n .
Source : enquête SRCV 2004-2009 (Insee) – calculs des auteurs.

quadratiques respectives). Le deuxième effet de l'éducation renvoie à l'attractivité économique des individus diplômés sur le marché des mariages. Pour en tenir compte, nous avons testé plusieurs spécifications pour les diplômés qui n'ont pas été concluantes du point de vue de la significativité des coefficients. Néanmoins, l'attractivité des individus diplômés est liée à leur statut socio-économique : on peut penser que cette dimension est captée dans notre modèle par les variables renseignant sur la position occupée sur le marché du travail¹⁴.

Les résultats issus de nos régressions sur la probabilité de former une union pour les célibataires (cf. tableau 2) sont cohérents avec les faits stylisés que nous avons évoqués. Ils montrent par exemple que la probabilité de former une union diminue avec l'âge et qu'elle est plus faible pour les individus en formation initiale et hors emploi (en particulier pour les hommes). De même, on remarque que la présence d'enfants de moins de 3 ans joue négativement sur la mise en couple des femmes mais positivement sur celle des hommes (Cassan *et al.*, 2001).

Au même titre que pour la mise en couple, il est possible de recenser plusieurs déterminants qui jouent sur la probabilité de rompre une union. Un premier facteur explicatif de la séparation est la durée de vie en couple. En effet, Bonnet *et al.* (2010) montrent que le taux de séparation est important dans les trois premières années de la vie en couple, notamment pour les générations les plus récentes. Au-delà de ce seuil, la probabilité de séparation diminue et on observe une convergence entre les taux de séparation des générations nouvelles et ceux des générations nées dans les années 1950. Pour prendre en compte ce facteur, nous avons testé dans un premier temps une spécification en 20 classes de durées. Comme prédit par la littérature, le risque de séparation est important durant les trois premières années de vie en couple et décroît ensuite. L'effet n'étant pas significatif pour certaines classes, nous effectuons un regroupement des durées en quatre catégories (0-3 ans, 4-10 ans, 11-19 ans, 20 ans et plus)¹⁵.

Un deuxième déterminant essentiel de la séparation est la présence d'enfants. On remarque qu'avoir des enfants diminue la probabilité de rupture et que cet effet est encore plus important lorsque les enfants sont en bas âge (Waite et Lillard, 1991). Pour Toulemon (1994), au-delà de l'effet protecteur des jeunes enfants, des anticipations inverses peuvent jouer : on peut en effet penser que la rupture correspond à l'ultime

moment d'un processus plus long au cours duquel les relations du couple se détériorent et le désir d'enfants diminue. Dans notre modélisation, l'effet protecteur des jeunes enfants est pris en compte *via* une indicatrice de la présence d'enfants de moins de trois ans.

Un troisième élément, qui n'est pas indépendant des deux premiers, est l'âge au moment de la mise en couple. Teachman (2002) montre que plus l'union est formée précocement, plus la probabilité de séparation est importante. Au-delà de l'âge de mise en couple, Lyngstad et Jalovaara (2010) montrent que c'est la différence d'âge avec le conjoint qui a un impact important sur les risques de rupture. En effet, une différence d'âge favorable aux hommes peut accroître la dépendance économique des femmes et limiter leur liberté de séparation. Pour prendre en compte cet effet, nous introduisons comme variable explicative la différence d'âge entre les conjoints. Par ailleurs, les secondes unions sont plus fragiles que les premières : Teachman (2008) souligne que les normes sociales qui font pression sur la séparation sont moins fortes pour les individus qui ont déjà connu une première union. De même, Lyngstad et Jalovaara (2010) montrent que le type et le rang de l'union ont des effets importants sur la probabilité de rupture : nous captions ces effets de manière indirecte en retenant comme variable explicative l'âge et l'âge au carré.

Enfin, le statut socioéconomique des conjoints joue également un rôle dans les ruptures d'union. On observe qu'un haut niveau de diplôme est corrélé avec un moindre taux de séparation pour les hommes. Pour les femmes, l'effet inverse prédomine même si ce constat a récemment été remis en cause (Lyngstad et Jalovaara, 2010). Nous retenons donc une spécification en termes de stock de capital humain qui équivaut à la différence entre l'âge de fin d'études (ou l'âge courant pour les individus en cours d'études) et l'âge minimum légal de fin d'études (16 ans)¹⁶. Nous privilégions cette variable par rapport à celles portant sur le type de diplôme obtenu lors de la formation initiale afin de conserver les étudiants dans nos estimations¹⁷ : nous souhaitons

14. En outre, modéliser la probabilité de former une union en considérant un effet fixe du niveau de diplôme tout au long de la vie reviendrait à supposer que certains diplômés sont intrinsèquement liés à des préférences constantes pour le célibat ou la vie à deux.

15. Cette classification a été définie sur la base de la proximité des coefficients des 20 classes de durées.

16. Nous contraignons cette valeur à être au minimum égale à 0 pour le cas où l'âge de fin des études est inférieur à 16 ans.

17. Par ailleurs, certains niveaux de diplôme regroupent trop peu d'observations pour différencier nos coefficients par niveau d'éducation.

en effet simuler dans Gameo les mises en couple qui interviennent durant la période d'études. Pour tenir compte du statut socio-économique du conjoint, nous introduisons également une variable sur son stock de capital humain. Les résultats portant sur la situation professionnelle des conjoints ne sont pas clairement tranchés (Nezosi, 2000 ; Lambert, 2009) et varient fortement d'un pays à l'autre. Les modèles que nous avons estimés par ailleurs montrent qu'une classification précise de la situation vis-à-vis du marché du travail n'est pas satisfaisante, en particulier pour les femmes. Néanmoins, pour tenir compte du fait que les périodes d'instabilité économique sont associées à une tendance plus importante à la séparation (Ekert-Jaffé et Solaz, 2001), nous retenons une indicatrice d'activité pour les hommes : le cas où un individu actif occupé en couple avec une conjointe hors emploi perd son emploi. Cette variable peut être interprétée comme l'effet de l'insécurité économique.

Ici encore, les corrélations mises en évidence par nos régressions (cf. tableau 3) sont cohérentes avec les résultats disponibles dans la littérature. Nos estimations confirment notamment le fait qu'une plus grande durée de vie en couple réduit le risque de séparation. De même, pour ce qui est du statut socioéconomique des hommes,

on remarque que le coefficient associé à la perte d'emploi est négatif ce qui renvoie à l'idée qu'une plus forte instabilité s'accompagne de risques de séparation accrus (Ekert-Jaffé et Solaz, 2001).

D'un point de vue général, les probabilités de transition sont calculées à partir des coefficients de ces régressions comme suit. Si on note β le vecteur colonne des coefficients estimés et $X_{i,a-1}$ le vecteur décrivant les caractéristiques de l'individu i^{18} à l'âge $a-1$, alors la probabilité d'être dans une situation T à l'âge a est donnée par :

$$P(T_{i,n+1}) = \frac{1}{1 + \exp(X_{i,n}\beta)}$$

Au final, les cales agrégées et les probabilités de transition telles que nous les avons définies dans Gameo permettent de simuler la diversité des calendriers de mise en couple et de rupture des individus de la génération 1970.

18. $X_i = (x_1, \dots, x_j, \dots, x_i)$ où x_j est égal à 1 si la caractéristique j est observée pour l'individu i , 0 sinon. Pour la constante, $x_1=1$.

Tableau 3
Estimation de la probabilité d'être en couple en $n+1$ pour les individus en couple en n

	Femmes	Hommes
Constante	3,85	1,92
Âge	-1,74E-01	-5,65E-03
Âge ²	2,09E-03	3,60E-04
Durée de vie en couple		
Entre 0 et 3 ans	Réf	Réf
Entre 4 et 10 ans	2,90	1,79
Entre 11 et 19 ans	3,61	2,17
20 ans et plus	4,45	2,33
Présence d'un enfant de moins de 3 ans	0,20	0,91
Capital humain	0,05	0,28
Capital humain du conjoint	0,03	-0,29
Différence d'âge avec le conjoint	0,07	-0,09
Perte d'emploi		-0,21
D de Somers	0,46	0,45
Paires concordantes (en %)	70,5	68,5
Nombre d'observations	8 816	8 492

Lecture : les coefficients reproduits sont significatifs au seuil de 1 %.

Champ : ensemble des individus de moins de 80 ans qui déclarent être en couple cohabitant en n . Les séparations dues au veuvage ne sont pas prises en compte ici.

Source : enquête SRCV 2004-2009 (Insee) et EHF 1999 (Insee) – calculs des auteurs.

Déterminer les caractéristiques du conjoint

Une fois la mise en couple simulée, il faut simuler les caractéristiques du conjoint avec lequel se fait cette mise en couple. Compte tenu de notre problématique, deux caractéristiques essentielles du conjoint doivent être prises en compte dans notre simulation : son niveau de diplôme et son âge. En effet, nous avons déjà souligné dans l'introduction que l'homogamie peut avoir un impact important sur les inégalités entre les individus. Dans une perspective de cycle de vie, l'âge du conjoint peut également s'avérer être un facteur déterminant des inégalités : les salaires étant croissants avec l'expérience, le fait d'être en couple avec un conjoint plus âgé peut jouer positivement sur les revenus du ménage, toutes choses égales par ailleurs. Pour déterminer le diplôme et l'âge des conjoints dans Gameo, nous utilisons l'*Enquête emploi en continu (EEC) 2003-2010*. En effet, par rapport à *SRCV*, l'*EEC* nous permet de bénéficier d'un nombre d'observations plus important et de conserver un découpage de niveau de diplôme du conjoint aussi fin que celui utilisé pour l'individu de référence (cf. encadré 1). Nous commençons par présenter notre modélisation de l'homogamie, puis celle de l'écart d'âge entre les conjoints.

Prendre en compte l'homogamie éducative

Pour simuler l'homogamie éducative, notre stratégie consiste à estimer des fonctions d'appariement par diplôme et par sexe. À partir des individus en couple présents dans l'enquête *Emploi 2003-2010*, nous cherchons à déterminer, pour un individu selon son diplôme, les probabilités que son conjoint ait tel ou tel diplôme. Nous ne retenons dans les estimations que les individus ayant terminé leurs études. En effet, Gameo ne modélise pas les parcours éducatifs de la formation initiale : chaque individu est défini durant toute la simulation par le diplôme le plus élevé et l'âge auquel il l'obtient. Dans Gameo, deux individus en formation initiale peuvent se mettre en couple, mais les caractéristiques éducatives (diplôme) qui vont se réaliser à l'âge auquel ils vont entrer sur le marché du travail sont déjà connues et servent à déterminer le diplôme du conjoint. L'hypothèse sous-jacente de simulation est donc que la mise en couple précoce (avant obtention du diplôme) ne modifie pas les caractéristiques du conjoint : le déterminant important est bien la probabilité

de l'individu de référence d'obtenir un diplôme donné. Par ailleurs, la construction des fonctions d'appariement suppose que la probabilité d'appariement avec un conjoint de diplôme donné reste constante au fil des âges pour la génération simulée : cette hypothèse nous paraît acceptable dans la mesure où les individus se mettent généralement en couple avec des conjoints issus de générations relativement proches en termes d'années de naissance et de structure de diplôme (cf. *infra*).

Pour estimer des fonctions d'appariement par diplôme, nous avons recours à un modèle logistique multinomial différencié par sexe. Contrairement aux travaux disponibles sur le sujet qui retiennent un découpage du niveau de diplôme relativement large (Goux et Maurin, 2003 ; Vanderschelden, 2006a), l'enquête *Emploi* offre la possibilité d'observer l'homogamie éducative à un niveau fin. La variable expliquée par notre modèle est le niveau de diplôme du conjoint (19 catégories avec les « sans-diplômes » comme référence) et la variable explicative le niveau de diplôme de l'individu, également dans ces 19 catégories. Nous introduisons dans nos estimations un *trend* générationnel où la « génération 70 » est utilisée comme référence. Cette variable correspond à l'écart entre l'année de naissance de l'individu et l'année 1970¹⁹. Elle sert à capter la modification des caractéristiques de l'offre de conjoint liée au développement de l'enseignement supérieur et au recul de l'âge de fin d'étude. Les estimations montrent que l'effet du *trend* est significatif quel que soit le sexe considéré. De même, la spécification en 19 niveaux de diplôme apparaît satisfaisante. À partir des paramètres des modèles logistiques multinomiaux estimés (annexes 3 et 4), on peut calculer les probabilités d'appariement par niveau de diplôme. Si X_i représente le vecteur des caractéristiques de l'individu (diplôme, génération) et β_j le vecteur des paramètres pour la catégorie j , alors la probabilité de l'individu i d'appartenir à la catégorie j (d'être en couple avec un conjoint d'un certain niveau de diplôme) parmi les J possibles est donnée par :

$$P_i(j) = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{\sum_{h=1}^J \exp(X_i \beta_h)} \text{ pour } j=1, 2, \dots, J.$$

19. Au vu des résultats préliminaires obtenus pour les deux sexes, le fait de ne pas prendre en compte un *trend* générationnel sur le niveau d'éducation de l'offre de conjoint peut conduire à surestimer la probabilité d'être en couple avec une personne sans diplôme (pour les non diplômés).

Les probabilités d'appariement calculées pour les femmes et les hommes de la génération 1970 sont respectivement présentées dans les tableaux 4 et 5.

Les résultats que nous obtenons confirment l'existence d'une forte homogamie éducative. Tout d'abord, parmi les moins diplômés, on observe que les femmes sans diplôme ont une probabilité de 48,8 % de former une union avec un conjoint ayant le même niveau d'éducation (41,4 % pour les hommes). Cette probabilité est de 50,6 % pour les femmes titulaires d'un CAP / BEP (37,3 % pour les hommes). Pour les individus qui ne seraient pas en couple avec un conjoint détenteur d'un même diplôme, nos résultats indiquent une forte proximité des niveaux d'éducation. D'après nos estimations, les hommes de la génération 1970 titulaires d'un CAP / BEP ont une probabilité de 25,6 % d'être en couple avec une femme sans diplôme et de 18,2 % d'être en couple avec une femme diplômée de niveau Bac. Deuxièmement, le degré de découpage que nous retenons révèle une forte homogamie éducative pour les diplômés supérieurs à Bac + 3. Pour les hommes, la probabilité de mise en couple avec une conjointe ayant le même niveau de diplôme est de 18,8 % pour les DESS, de 18 % pour les écoles de commerces, et de 30,1 % pour les titulaires d'un doctorat de médecine. Ces probabilités sont respectivement de 14,5 %, de 23,6 % et de 29,1 % pour les femmes.

En revanche, concernant les diplômes compris entre le Baccalauréat et la licence, la comparaison des tableaux 4 et 5 met en évidence des différences importantes entre les sexes. En effet, pour la génération 1970, on remarque que les femmes appartenant à ces catégories de diplôme ont une probabilité d'appariement élevée avec les CAP / BEP alors que les hommes semblent plus homogames. Ce résultat reflète une forte différenciation de la structure des diplômes et des effectifs entre les sexes. Enfin, il est possible de souligner des taux d'homogamie élevés parmi les diplômés appartenant à la même filière. Nos estimations montrent que les mises en couple pour les individus titulaires d'un Baccalauréat professionnel sont plus fréquentes avec les CAP / BEP (filière professionnelle de niveau inférieur) qu'avec les individus de même niveau de diplôme. Pour les hommes, on remarque également que les titulaires d'un doctorat de médecine ont une probabilité de 14,4 % d'être en couple avec une personne titulaire d'un diplôme paramédical. Dans ce cadre, la proximité des diplômes entre conjoints est susceptible de refléter les rencontres sur le lieu

d'études (homogamie de diplôme) ou les rencontres sur le lieu de travail (diplômes correspondant à un même secteur d'activité).

La différence d'âge entre les conjoints

Parallèlement aux phénomènes d'homogamie éducative, il est important de prendre en compte dans notre analyse l'âge des conjoints au moment de la mise en couple : ce dernier conditionne en effet leur niveau d'expérience, de salaire et leurs transitions futures. Dans ce cadre, lorsqu'une union est formée dans Gameo, nous cherchons à déterminer la différence d'âge au sein du couple. Cette information permet de déterminer l'âge du conjoint au moment de la mise en couple ainsi que sa trajectoire passée sur le marché du travail jusqu'à ce qu'il forme une union.

En France, quelques travaux se sont intéressés spécifiquement à la question de la différence d'âge au sein des couples (Bozon 1990a ; 1990b ; Barre et Vanderschelden, 2004 ; Vanderschelden, 2006b ; Mignot, 2010). Il est possible d'en dégager quatre résultats principaux pour notre analyse : (i) l'écart d'âge entre conjoints est la plupart du temps favorable aux hommes ; (ii), la différence d'âge est croissante avec l'âge de mise en couple pour les hommes et décroissante pour les femmes ; (iii) l'augmentation du niveau d'études s'accompagne d'une diminution de l'écart d'âge avec le conjoint et (iv) l'écart d'âge entre conjoints a tendance à diminuer au fil des générations.

Pour estimer les écarts d'âge entre conjoints dans Gameo, nous avons recours à la base de données utilisée pour déterminer le diplôme du conjoint. S'il est possible de modéliser une différence d'âge relativement précise (en nombre de mois par exemple), nous retenons une différence d'âge en nombre entier d'années pour rester en cohérence avec le pas annuel de Gameo. Les résultats que nous obtenons sont néanmoins très proches de ceux de Mignot (2010) : les statistiques tirées de l'EEC montrent que les hommes ont un écart d'âge avec leur conjointe de 2,5 années en moyenne²⁰ et on remarque que la différence d'âge a tendance à croître avec l'âge pour les hommes et à décroître pour les femmes (cf. annexe 3)²¹.

20. En 1999, Vanderschelden (2006) estime que les hommes ont en moyenne une différence d'âge favorable de 2,6 ans.

21. Ce résultat est bien évidemment moins marqué que chez Mignot (2010) qui analyse des premières unions c'est-à-dire des unions qui, toutes choses égales par ailleurs, interviennent plus tôt dans la trajectoire de vie. Ici nous analysons un stock de couple à un moment donné du temps et de leur trajectoire de vie, indépendamment de l'âge de formation du couple.

Tableau 4

Probabilités d'appariement par niveaux de diplômes (20 niveaux) pour les femmes

En %

Personne de référence/Conjoint	Sans diplôme	CAP/ BEP	Bac général et cap. droit	Bac pro.	Bac tech.	Deug	DUT/ DEUST	BTS	Autre diplôme de tech. sup.	Diplôme param.	Licence	Autre diplôme Bac + 3	Maîtrise	DEA	DESS	Écoles de com.	Écoles d'ing.	Doctorat (sauf Méd.)	Doctorat (Méd.)
Sans diplôme	48,8	35,7	3,7	2,4	2,2	0,3	0,8	3,1	0,2	0,3	0,6	0,3	0,5	0,1	0,3	0,1	0,6	0,1	0,1
CAP/BEP	28,9	50,6	3,6	3,4	3,4	0,4	1,2	4,8	0,4	0,4	0,7	0,3	0,5	0,1	0,4	0,1	0,7	0,1	0,1
Bac général et cap. droit	22,5	25,8	15,7	3,8	3,8	1,8	2,9	8,7	0,7	0,7	2,8	1,3	2,7	0,6	1,5	0,6	2,9	0,4	0,8
Bac professionnel	29,4	37,2	4,9	7,8	3,5	0,7	2,1	8,2	0,2	0,3	1,7	0,5	1,2	0,0	0,5	0,2	1,1	0,2	0,3
Bac technique	22,9	36,2	5,6	4,4	8,9	0,7	2,8	9,6	0,4	0,6	1,8	0,7	1,8	0,3	0,8	0,2	1,6	0,3	0,3
Deug	16,0	23,1	9,1	3,0	4,0	7,2	4,7	10,6	0,8	1,2	5,1	1,8	3,9	1,1	2,1	0,6	3,7	1,0	1,0
DUT/DEUST	11,9	22,4	6,9	4,2	5,3	1,3	14,3	11,3	0,3	1,5	3,0	2,1	3,4	1,3	3,4	1,6	4,2	0,9	0,8
BTS	16,8	24,9	7,3	5,0	5,3	1,3	4,2	16,5	1,0	0,9	2,3	2,1	2,6	0,6	2,1	1,1	4,5	0,7	0,7
Autre diplôme de technicien sup.	15,3	21,0	8,0	3,3	4,6	1,7	4,2	10,2	3,6	1,0	2,7	6,3	2,4	1,3	4,2	2,1	5,7	1,0	1,6
Diplôme paramédical	15,1	23,7	6,2	4,1	4,6	1,4	4,1	10,1	1,0	7,9	3,6	1,7	3,4	1,0	2,6	1,0	4,8	1,0	2,9
Licence	12,5	13,7	8,6	3,1	4,1	2,3	4,7	10,4	0,9	1,2	12,1	2,7	8,0	2,0	3,5	1,1	6,3	1,5	1,4
Autre diplôme Bac + 3	10,0	9,5	7,3	1,8	2,5	1,7	4,0	8,1	1,3	0,8	4,2	16,1	5,6	2,5	6,8	3,5	9,2	2,5	2,6
Maîtrise	9,7	11,0	8,3	2,5	3,3	2,3	3,7	10,8	0,8	1,3	6,2	3,6	14,0	3,1	5,2	1,9	7,7	3,0	1,6
DEA	7,5	7,7	7,5	1,7	2,0	2,2	1,8	8,3	1,2	0,8	4,6	5,8	7,8	9,9	8,1	3,4	10,8	7,3	1,8
DESS	9,4	7,2	6,3	1,1	2,6	1,6	3,1	8,7	0,7	1,2	5,5	4,6	9,1	3,7	14,5	3,5	11,0	3,9	2,2
Écoles de commerce	4,9	5,1	6,3	0,3	1,4	0,6	4,8	5,6	1,8	0,7	3,1	4,6	4,7	1,3	9,1	23,6	16,4	3,9	1,6
Écoles d'ingénieurs	5,2	5,8	2,7	0,7	1,7	0,1	2,5	8,3	0,7	0,3	3,0	3,1	3,9	2,2	3,6	1,5	49,6	3,9	1,4
Doctorat (sauf Médecine)	6,5	4,6	5,7	0,0	1,8	1,1	2,0	4,2	1,3	0,3	4,1	5,5	8,1	3,8	8,5	1,7	13,4	23,3	4,0
Doctorat (en Médecine)	8,0	4,2	6,9	1,1	2,6	1,1	2,3	6,8	1,6	2,8	3,6	3,7	5,1	1,9	6,0	2,3	8,3	2,7	29,1

Lecture : une femme sans diplôme a une probabilité de 48,8 % d'être en couple avec un homme sans diplôme. Les probabilités grisées correspondent aux appariements les plus probables (diplôme modal du conjoint).

Champ : femmes vivant en couple et ayant terminé leurs études, génération 1970.

Source : EEC 2003-2010 (Insee) – calculs des auteurs.

Tableau 5
Probabilité d'appariement par niveaux de diplômes (20 niveaux) pour les hommes

En %

Personne de référence/Conjointe	Sans diplôme	CAP/BEP	Bac général et cap. droit	Bac pro.	Bac tech.	DaugG	DUT/DEUST	BTS	Autre diplôme de tech. sup.	Diplôme param.	Licence	Autre diplôme Bac + 3	Maîtrise	DEA	DESS	Écoles de com.	Écoles d'ing.	Doctorat (sauf Méd.)	Doctorat (Méd.)
Sans diplôme	41,4	26,3	7,5	3,3	5,1	1,0	0,8	5,3	0,3	2,8	2,3	0,5	1,6	0,3	0,8	0,1	0,2	0,1	0,3
CAP/BEP	25,6	37,3	7,0	4,2	7,0	1,2	1,3	7,1	0,3	3,5	2,2	0,4	1,5	0,2	0,6	0,1	0,2	0,1	0,1
Bac général et cap. droit	13,7	14,1	22,6	2,6	5,6	2,5	2,0	10,4	0,6	4,9	7,0	1,6	6,0	1,2	2,5	0,7	0,4	0,5	1,1
Bac professionnel	19,7	23,3	10,3	7,6	7,3	1,4	1,9	12,3	0,5	5,7	4,8	0,6	2,9	0,4	0,7	0,1	0,2	0,0	0,3
Bac technique	14,2	21,3	9,1	3,3	14,5	1,8	2,5	12,6	0,6	5,9	5,7	0,9	3,8	0,5	1,8	0,2	0,4	0,2	0,7
Deug	6,3	9,2	15,0	2,4	4,2	11,5	2,2	11,2	0,8	6,4	11,1	2,1	9,9	2,1	3,8	0,4	0,1	0,6	1,0
DUT/DEUST	7,7	10,9	10,2	3,0	6,8	3,2	10	14,8	0,8	7,8	9,4	2,0	6,4	0,7	3,1	1,2	0,9	0,4	0,9
BTS	10,3	15,3	10,6	3,7	7,7	2,4	2,6	19,2	0,7	6,4	7,1	1,4	6,2	1,1	2,8	0,5	1,0	0,3	0,9
Autre diplôme de technicien sup.	8,8	15,7	10,4	1,4	4,5	2,3	0,9	15,7	3,0	8,2	7,5	3,0	6,3	2,1	3,1	2,0	1,1	1,2	2,8
Diplôme paramédical	6,7	10,2	6,4	0,9	4,0	2,1	2,7	8,0	0,5	38,0	6,0	1,1	5,9	0,8	3,1	0,5	0,3	0,1	2,8
Licence	5,6	6,7	10,1	2,1	4,5	3,5	2,2	8,0	0,5	7,1	24,6	2,2	11,2	1,9	5,3	0,8	1,1	0,9	1,5
Autre diplôme Bac+3	4,7	5,6	7,9	1,2	2,7	2,0	2,5	12,5	2,0	5,4	8,9	13,9	10,7	3,9	7,6	2,0	1,9	2,0	2,6
Maîtrise	4,2	4,8	8,8	1,5	4,1	2,5	2,2	8,4	0,4	6,0	14,6	2,7	22,8	2,9	8,3	1,1	1,3	1,6	1,9
DEA	3,3	2,9	6,2	0,2	2,1	2,4	2,9	6,8	0,7	5,9	12,6	4,1	17,3	12,5	11,7	1,1	2,5	2,6	2,5
DESS	3,7	4,6	6,9	0,9	2,5	1,8	3,1	9,7	1,1	6,6	9,4	4,6	12,0	4,2	18,8	3,1	1,7	2,3	3,1
Écoles de commerce	3,7	4,1	6,9	0,7	1,7	1,3	3,4	11,5	1,2	5,8	6,6	5,5	10,2	4,1	9,8	18,0	1,6	1,1	2,9
Écoles d'ingénieurs	4,2	5,2	7,8	1,1	2,8	1,9	2,2	11,6	0,8	7,1	9,6	3,6	10,3	3,2	7,7	3,1	12,9	2,2	2,6
Doctorat (sauf Médecine)	1,5	1,8	3,8	0,8	2,1	2,0	1,8	6,8	0,5	5,7	9,0	3,7	15,1	8,5	11,5	3,0	4,1	15,0	3,3
Doctorat (en Médecine)	2,4	2,9	7,2	1,2	1,6	1,7	1,5	6,4	0,7	14,4	7,3	3,3	7,1	1,8	5,7	1,1	1,3	2,2	30,1

Lecture : un homme sans diplôme a une probabilité de 41,4 % d'être en couple avec une femme sans diplôme. Les probabilités grisées correspondent aux appariements les plus probables (diplôme modal du conjoint).

Champ : hommes vivant en couple et ayant terminé leurs études, génération 1970.

Source : EEC 2003-2010 (Insee) - calculs des auteurs.

La différence d'âge, telle que nous la définissons, est une variable discrète qui peut prendre des valeurs négatives, nulles ou positives. Nous procédons en deux temps. Dans un premier temps, nous modélisons la probabilité qu'un individu en couple soit avec un conjoint plus jeune, de même âge ou plus âgé. Dans un second temps, nous estimons la valeur absolue de la différence d'âge à partir d'un modèle binomial négatif.

Pour déterminer la probabilité d'un individu d'être plus jeune, plus âgé ou de même âge que son conjoint, nous avons recours à un modèle logistique cumulé (ou trichotomique) dont la variable expliquée prend les valeurs suivantes : « - 1 » si la différence d'âge est négative, « 0 » si elle est nulle et « 1 » si elle est positive (cette dernière catégorie correspondant à la classe la plus « élevée »). Nos estimations portent sur les individus en couple présents dans les enquêtes *Emploi* 2003-2010 et âgés de 16 à 80 ans²². Comme précédemment, nous ne prenons pas en compte les individus en cours d'études dans les estimations car, dans Gameo, la différence d'âge est déterminée en fonction du niveau de diplôme obtenu. Pour capter l'effet de l'âge de la mise en couple sur la probabilité d'être avec un conjoint plus jeune, de même âge ou plus âgé, nous introduisons dans nos estimations l'âge et l'âge au carré. La tendance à la diminution de l'écart d'âge au fil des générations est appréhendée à l'aide d'un *trend* générationnel (avec la génération 1970 comme référence). Enfin, nous retenons comme variable explicative le croisement entre niveau de diplôme de l'individu et celui du conjoint pour appréhender l'influence de l'homogamie éducative. Les résultats des estimations différenciées selon le sexe sont présentés dans le tableau 6.

Les coefficients obtenus sont conformes aux faits stylisés évoqués précédemment. Tout d'abord, nos estimations montrent que les femmes ont une probabilité plus faible que les hommes d'avoir un écart d'âge positif. Si le pouvoir explicatif de notre modèle est assez limité (56,6 % de paires concordantes pour les hommes et 56,4 % pour les femmes), c'est en partie en raison de la différenciation hommes-femmes que nous effectuons²³. On remarque également que la probabilité d'avoir une différence d'âge favorable augmente avec l'âge. L'effet de la génération est quant à lui négatif ce qui suggère que la différence d'âge a tendance à s'atténuer au fil des générations²⁴. Bien que leur influence soit faible au regard des autres dimensions du modèle (en particulier l'âge), les coefficients associés aux croisements entre les niveaux d'éducation des conjoints sont tous significatifs et ont tendance à annuler l'effet propre du seul diplôme : plus que le niveau d'éducation de l'individu, c'est donc le degré d'homogamie éducative au sein du couple qui a une influence sur la différence d'âge.

À partir des coefficients obtenus, il est possible d'estimer une « classe » de différence d'âge. Cette modélisation suffit pour simuler la différence d'âge dans le cas où le conjoint est né

22. Nous retenons cette tranche d'âge pour contrôler en partie le biais de survie. En effet, en fin de trajectoire de vie, la différence d'âge moyenne devient fortement positive (cf. annexe 3). Cette augmentation est due au fait que les individus en couple avec un conjoint plus âgé sont relativement moins nombreux dans notre base car ils sont davantage exposés au risque de veuvage.

23. Si l'on retient un modèle unique, la part de paires concordantes s'élève à 80 %.

24. Ce coefficient est assez stable : les tests menés sur des classes d'âge plus restreintes (16-40 ans) confirment l'effet négatif du *trend* générationnel.

Tableau 6
Modèle logit cumulé sur la classe de différence d'âge selon le sexe

	Femmes	Hommes
Constante 1	- 3,43	- 0,34
Constante 2	- 2,86	0,23
Âge	0,06	0,03
Âge ²	- 0,0004	- 0,0002
<i>Trend</i> générationnel	- 0,002	- 0,01
D de Somers	0,14	0,15
Paires concordantes (en %)	56,4	56,6
Nombre d'observations	120 003	118 423

Lecture : tous les estimateurs sont significatifs au seuil de 1 %. Pour des raisons de lisibilité, les effets croisés du diplôme de l'individu et de son conjoint ne sont pas reproduits ici (ils sont également significatifs au seuil de 1 %).

Champ : individus vivant en couple et âgés de 16 à 80 ans.

Source : EEC 2003-2010 (Insee) – calculs des auteurs.

la même année que l'individu de référence. Pour les autres cas, nous simulons la valeur de la différence d'âge en ayant recours à des modèles de comptage. Les modèles précédemment estimés permettent de différencier quatre cas : les hommes plus âgés que leur conjointe, les hommes plus jeunes que leur conjointe, les femmes plus âgées que leur conjoint et les femmes plus jeunes que leur conjoint. Pour ces quatre catégories, la distribution de la différence d'âge (en valeur absolue) en fonction de ces catégories a tendance à décroître rapidement (cf. annexe 4). Dans de tels cas, on peut recourir à des modèles de comptage de type régression de Poisson. Cependant, la régression de Poisson est basée sur une hypothèse forte selon laquelle la moyenne et la variance doivent être égales. C'est la raison pour laquelle nous recourons ici à la loi binomiale négative qui possède un paramètre supplémentaire permettant d'ajuster la variance indépendamment de la moyenne. Nous estimons ici quatre modèles correspondant respectivement aux quatre cas précédemment évoqués. Nous excluons de nos estimations les différences d'âge qui correspondent au 99^e centile de la distribution, car elles augmentent la surdispersion de nos données de manière très importante et conduisent à l'estimation de modèles avec un plus faible pouvoir explicatif²⁵. Nous nous concentrons sur des différences d'âge comprises entre 0 et 14 ans²⁶ pour les femmes d'âge supérieur et les hommes d'âge inférieur et sur une tranche comprise entre 0 et 19 pour les hommes d'âge supérieur et les femmes d'âge inférieur. Les variables explicatives retenues sont proches de celles utilisées dans les *logits* trichotomiques mais varient selon le sexe et la classe de différence d'âge considérée. L'effet de la génération n'est significatif que pour les femmes plus jeunes que leur conjoint. Pour ce qui est du niveau de diplôme, nous avons regroupé les croisements non significatifs avec des croisements proches en termes de classes de diplôme et de coefficients.

En cohérence avec l'objectif général du modèle Gameo, nous conservons, dans la mesure du possible, les croisements de même niveau pour tenir compte de l'homogamie éducative. Pour les femmes plus âgées que leur conjoint, les spécifications que nous avons testées n'ont pas abouti à un regroupement satisfaisant. Nous nous contentons pour ce modèle d'introduire une indicatrice d'homogamie (1 si les individus du couple sont de même niveau de diplôme, 0 sinon).

À partir des coefficients fournis par cette régression (tableau 7)²⁷, on peut estimer la probabilité d'appartenir à chacune des valeurs de différence d'âge modélisées²⁸. La probabilité d'observer une différence d'âge $y = k$ pour l'individu est égale à :

$$P(y = k) = \frac{\Gamma(k + p^{-1})}{k! \Gamma(p^{-1})} \left(\frac{p^{-1}}{p^{-1} + \mu} \right)^{1/p} \left(\frac{\mu}{p^{-1} + \mu} \right)^k, \\ k = 0, 1, 2, \dots, n$$

avec X le vecteur décrivant ses caractéristiques, β les coefficients estimés, $\mu = \exp(X\beta)$ et p le coefficient de surdispersion.

En résumé, pour déterminer l'âge du conjoint dans Gameo, nous déterminons tout d'abord la probabilité qu'un individu soit plus âgé, plus jeune ou du même âge que son conjoint. Si l'individu est plus âgé ou plus jeune, nous appliquons les coefficients des lois présentés pour

25. En outre, on peut penser que les différences d'âge appartenant au 99^e centile sont des valeurs « aberrantes » correspondant à des erreurs de déclaration et/ou de codage.

26. Pour l'estimation, nous avons retiré une unité à chaque différence d'âge car la loi binomiale négative inclus dans sa borne inférieure la valeur 0.

27. La qualité des estimations est satisfaisante. Un graphique représentant la différence entre valeur prédite et valeur observée est disponible sur demande auprès des auteurs.

28. Les formules utilisées ici sont tirées de Long et Freese (2001).

Tableau 7
Régression binomiale négative sur la différence d'âge

	Femmes		Hommes	
	Âge supérieur	Âge inférieur	Âge supérieur	Âge inférieur
Constante	- 2,08	1,24	- 0,67	0,55
Âge	0,11	0,01	0,07	0,03
Âge ²	- 0,0009	- 0,0001	- 0,0006	- 0,0004
Trend générationnel	-	0,0083	-	-
Coefficient de surdispersion	0,95	0,58	0,58	0,95

Lecture : les différences d'âge sont quasi-symétriques pour les hommes et les femmes. Tous les estimateurs sont significatifs au seuil de 1 %.
Champ : individus vivant en couple et âgés de 16 à 80 ans
Source : EEC 2003-2010 (Insee) – calculs des auteurs.

calculer la probabilité d'avoir une différence d'âge k . Cette probabilité est calculée pour une différence d'âge pouvant aller jusqu'à 30 ans²⁹.

Les indicateurs de gain à la mise en couple

Une fois l'exercice de microsimulation effectué, nous disposons d'un panel stylisé permettant d'appréhender l'ensemble des trajectoires conjugales et professionnelles des individus de la cohorte 1970³⁰. À partir de cette simulation, nous cherchons à évaluer l'impact des trajectoires conjugales sur les inégalités entre les individus. Pour cela nous définissons et comparons trois indicateurs synthétiques des revenus salariaux perçus par les individus au cours de leur carrière.

Si on note s_{ia} le salaire net annuel de l'individu i à l'âge a (qui peut être égal à 0 quand l'individu est en formation initiale, au chômage ou en inactivité), le premier indicateur s'écrit :

$$S_i = \frac{1}{65-16} \sum_{a=16}^{65} s_{ia}$$

Il s'agit du salaire annuel intertemporel entre 16 et 65 ans. Le choix de cette période de référence se justifie car, à partir de 16 ans, ceux qui ne poursuivent pas leurs études peuvent se porter sur le marché du travail et percevoir un revenu. La période au-delà de 65 ans relève plutôt du revenu du travail indirect que constituent les pensions de retraite.

Pour analyser l'impact de la mise en couple, nous construisons un deuxième indicateur synthétique de la trajectoire de vie : le salaire intertemporel par tête de l'individu et de son potentiel conjoint. Il est défini comme suit :

$$R_i = \frac{1}{65-16} \sum_{a=16}^{65} \frac{s_{ia} + s_{ia}^c}{n_a}$$

où s_{ia}^c est le salaire du conjoint de l'individu i à l'âge a (égal à 0 s'il n'y pas de conjoint, si ce dernier est en formation initiale, au chômage ou en inactivité) et où n_a est égal à 1 si l'individu de référence est célibataire, 2 s'il est en couple. Cet indicateur fournit une évaluation de l'impact de la mise en couple. En revanche, il ne tient pas compte des économies d'échelle réalisées au

travers de l'union³¹. Pour cette première évaluation, nous avons choisi de nous centrer sur le revenu salarial intertemporel par tête sans prise en compte des unités de consommation. En effet, notre démarche consiste avant tout à comparer l'impact de la mise en couple selon qu'il y ait ou non de l'homogamie. Notre analyse portant essentiellement sur une comparaison entre les couples indépendamment de l'effet de l'éducation sur le nombre et la temporalité des naissances, la question des économies d'échelle nous est apparue secondaire³².

Pour identifier l'effet spécifique de l'homogamie éducative, nous définissons enfin R_i' comme le salaire intertemporel par tête de l'individu et de son potentiel conjoint dans le cas où l'appariement serait totalement aléatoire en termes de diplôme³³. Concrètement, cela revient à relancer la simulation sans utiliser les tables d'appariement présentées dans les tableaux 4 et 5, mais en considérant que le diplôme du conjoint est déterminé aléatoirement sur la base de la structure des diplômes du sexe opposé³⁴. Dans ce cadre, traiter R_i' comme un contrefactuel nécessite de poser l'hypothèse que la modification des probabilités d'appariement n'a pas d'impact fondamental sur la structure des diplômes des individus de notre génération de référence³⁵.

Sur la base de ces indicateurs, nous cherchons à identifier dans un premier temps les catégories

29. Dans un souci de simplification, on considère que la probabilité d'avoir une différence d'âge supérieure à 30 ans correspond à une différence d'âge de 30 ans.

30. Il est difficile de procéder à une vérification systématique de la qualité de la simulation. Néanmoins, il est possible d'envisager un protocole de validation partielle sur la base d'une comparaison entre la génération 1970 observée durant la fenêtre de l'enquête Emploi 2003-2010 et la génération que nous simulons pour la période comprise entre 33 et 40 ans. Cet exercice est disponible pour les salaires des individus de cette génération de référence dans Courtioux et al. (2011).

31. Ces économies d'échelle sont par exemple prises en compte dans les calculs sur les niveaux de vie réalisés par l'Insee. Le niveau de vie est égal au revenu disponible du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation. Les unités de consommation sont généralement calculées selon l'échelle d'équivalence dite de l'OCDE modifiée qui attribue une unité de consommation au premier adulte du ménage, 0,5 unité de consommation aux autres personnes de 14 ans ou plus et 0,3 unité de consommation aux enfants de moins de 14 ans.

32. Introduire ces économies d'échelle fera néanmoins l'objet de développements ultérieurs, notamment pour apprécier leur impact dans une perspective de cycle de vie.

33. Inversement, il serait possible de considérer une situation d'homogamie parfaite (conjoint ayant les mêmes distributions de salaires et les mêmes probabilités de chômage conditionnellement au diplôme). L'indicateur qui en découlerait conduirait à des résultats proches de l'indicateur S_i .

34. Par hypothèse, nous retenons pour les conjoints les structures de diplôme par sexe observées pour la génération 1970.

35. Si certains travaux suggèrent que les phénomènes d'homogamie peuvent influencer les choix éducatifs (Ge, 2014), ce sont avant tout les perspectives de carrière des individus qui jouent sur l'obtention de tel ou tel diplôme.

d'individus pour lesquelles la prise en compte des trajectoires conjugales améliore les revenus tirés du marché du travail. Dans un second temps, nous évaluons l'impact des trajectoires conjugales sur les inégalités entre les individus.

Les individus les moins diplômés et les femmes « gagnant » à la mise en couple

D'après notre simulation la moyenne du revenu salarial annuel intertemporel (S_i) sur la période 16-65 ans est de 14 214 euros. Le découpage par catégorie de diplôme fait logiquement apparaître une relation croissante entre le revenu et le niveau d'éducation : la moyenne³⁶ se fixe à 11 793 euros pour les personnes de niveau Baccaauréat et inférieur et à 19 280 euros pour les diplômés du supérieur. Dans l'ensemble, ces montants sont inférieurs à ceux fournis par l'Insee sur données en coupe³⁷ : en effet, dans une approche longitudinale, nous considérons l'ensemble des périodes (passage par le chômage ou l'inactivité, scolarité à partir de 16 ans) ce qui diminue mécaniquement le salaire annuel moyen. Pour identifier les individus qui tirent des bénéfices de la mise en couple, nous nous intéressons dans cette sous-section à

son impact sur le salaire moyen annuel et à la part d'individus pour lesquels l'indicateur R_i est supérieur à l'indicateur S_i (cf. tableau 8). Cette part peut en effet être interprétée comme un indice selon lequel la prise en compte des conjoints améliore les revenus tirés du marché du travail : d'après notre simulation, 54 % des individus sont concernés par cette amélioration³⁸.

Le tableau 8 montre que la prise en compte des trajectoires conjugales des individus augmente le revenu salarial moyen des femmes de 12 771 euros à 14 910 euros (soit une variation relative de 17 %) tandis qu'il diminue celui des hommes de 15 553 euros à 14 734 euros (soit une variation relative de - 5 %). Ce résultat est dû au fait que les hommes bénéficient

36. La moyenne des indicateurs est calculée ici à partir de la pondération des individus à 16 ans.

37. L'Insee évalue le salaire annuel net moyen pour l'année 2005 à 22 443 euros.

38. De ce point de vue, il convient de noter que la part des « gagnants » des hommes et des femmes ne somme pas à 100 %. Ce résultat devrait être observé si les unions n'étaient formées qu'entre les individus de notre base et s'il n'y avait qu'une mise en couple possible au cours de la trajectoire de vie. Ce n'est pas le cas dans notre simulation : nous tenons compte des secondes unions et notre population est « ouverte » par construction.

Tableau 8
Part des individus « gagnants » dans la mise en couple selon le sexe et le niveau de diplôme

	Salaire intertemporel (moyenne annuelle en euros 2005)			Part des individus pour qui ...		
	S_i (en € 2005)	R_i (en € 2005)	Variation relative (en %)	$R_i > S_i$ (en %)	$R_i' > S_i$ (en %)	Différence (en point de %)
Femmes	12 771	14 910	17	69,2	67,3	- 1,9
Sans diplôme du supérieur	10 253	12 344	20	72,8	77,2	4,5
Sans Baccaauréat	9 428	11 519	22	74,8	80,4	5,6
Avec Baccaauréat	12 798	14 890	16	66,5	67,5	1
Avec diplôme du supérieur	17 441	19 670	13	62,7	49	- 13,6
Bac + 2	15 359	17 471	14	62,8	55,5	- 7,3
Bac + 3 et Bac + 4	17 249	19 849	15	65,3	49	- 16,3
Bac + 5 et plus	22 914	24 785	8	57,9	33,5	- 24,4
Hommes	15 553	14 734	- 5	38,4	40,9	2,5
Sans diplôme du supérieur	13 222	12 754	- 4	41,1	50,2	9,1
Sans Baccaauréat	12 652	12 248	- 3	41,3	53,2	11,9
Avec Baccaauréat	15 588	14 860	- 5	40,2	37,7	- 2,5
Avec diplôme du supérieur	21 275	19 595	- 8	32	19	- 13,1
Bac + 2	18 204	17 074	- 6	34,1	25,7	- 8,4
Bac + 3 et Bac + 4	21 420	19 845	- 7	34,8	17,8	- 17
Bac + 5 et plus	26 820	24 007	- 10	26,2	9,3	- 17
Ensemble	14 134	14 824	5	54,1	54,3	0,3

Lecture : pour 69,2 % des femmes, la prise en compte des trajectoires conjugales et des carrières salariales des conjoints accroît le revenu salarial intertemporel ($R_i > S_i$).

Champ : génération 1970 sur la période de vie allant de 16 à 65 ans.

Source : Gameo – calculs des auteurs.

généralement d'un écart de salaire favorable vis-à-vis de leur conjointe et sont moins concernés par les interruptions de carrière liées aux tâches parentales (Meurs et Ponthieux, 2000 ; Meurs *et al.*, 2010). Ainsi, si on s'intéresse à la part d'individus qui tirent des bénéfices financiers de la mise en couple (part des $R_i > S_i$), on remarque que la prise en compte des salaires des conjoints potentiels entre 16 et 65 ans améliore les revenus salariaux pour la grande majorité des femmes (69,2 %). À l'inverse, moins de 40 % des hommes sont « gagnants » dans la mise en couple³⁹.

De même, l'impact des carrières salariales des conjoints potentiels n'a pas un effet homogène selon le diplôme. De manière générale, plus le niveau d'éducation des individus est élevé et moins la mise en couple accroît le salaire intertemporel. Pour les femmes, la variation relative entre R_i et S_i est en moyenne plus élevée pour les détentrices d'un niveau Baccaauréat et inférieur (20 %) que pour les diplômées de l'enseignement supérieur (13 %). Dans ce cadre, les premières voient leurs revenus salariaux s'améliorer dans 72,8 % des cas contre une part de 62,7 % pour les titulaires d'un niveau d'éducation supérieur. On peut noter que cette proportion est toujours supérieure à 50 % y compris pour les diplômées d'un Bac + 5 et plus (57,9 %). Concernant les hommes, l'effet négatif de la mise en couple – hors économies d'échelle – est croissant avec le niveau de diplôme : il est de - 3 % pour les individus sans Baccaauréat, de - 5 % pour les diplômés de niveau Bac, de - 6 % pour les Bac + 2, de - 7 % pour les Bac + 3 - Bac + 4 et de - 10 % pour les titulaires d'un Bac + 5 ou plus. La part d'hommes pour qui $R_i > S_i$ décroît également avec le niveau d'éducation : elle est de 41,1 % pour les diplômés jusqu'au niveau Bac et 32 % pour les diplômés du supérieur. Ces résultats différenciés s'expliquent principalement par le fait que les individus ayant des niveaux d'éducation faibles sont davantage exposés à des trajectoires défavorables (chômage, inactivité). Pour ces individus, notre simulation suggère que les conjoints constituent une protection importante permettant de couvrir les périodes sans revenu salarial, et cela en dépit d'une moindre attractivité sur le marché matrimonial.

Dans ce cadre, on peut néanmoins se demander quels auraient été les gains monétaires retirés par les moins diplômés si les conjoints avaient été déterminés au hasard, c'est-à-dire en l'absence de phénomènes d'homogamie éducative. La comparaison de la part des $R_i > S_i$ et des

$R_i' > S_i$ rend possible cette analyse. En supposant un appariement aléatoire, on constate que, par rapport à la situation de référence (*i.e.* celle où existe une tendance à l'homogamie éducative), la part de « gagnants » sans Baccaauréat aurait été supérieure de 5,6 points de pourcentage pour les femmes et de 11,9 points pour les hommes. Ce différentiel est strictement décroissant avec le niveau d'éducation et négatif pour les diplômés du supérieur. Pour les femmes, supprimer l'effet spécifique de l'homogamie éducative diminue la part de bénéficiaires de 7,3 points pour les Bac + 2 et de 24,4 points pour les Bac + 5 et plus. Pour les hommes, ces diminutions sont respectivement de 8,4 et 17 points de pourcentage. En l'absence d'homogamie, on notera que les femmes diplômées du supérieur qui gagnent à se mettre en couple ne représentent plus qu'une part minoritaire (49 %).

Au final, d'après le tableau 8, ce sont surtout les femmes et les moins diplômés qui « gagnent » à se mettre en couple. Ces gains reposent essentiellement sur le caractère « redistributif » des revenus salariaux des conjoints : ces derniers constituent en effet une protection non négligeable contre les risques chômage ou, plus généralement, les périodes sans revenu salarial. Pour autant, les résultats présentés ici ne permettent pas d'évaluer finement l'impact des trajectoires conjugales sur les inégalités. Cette analyse est menée dans la sous-section suivante.

Les trajectoires conjugales réduisent les inégalités de revenu salarial entre les individus

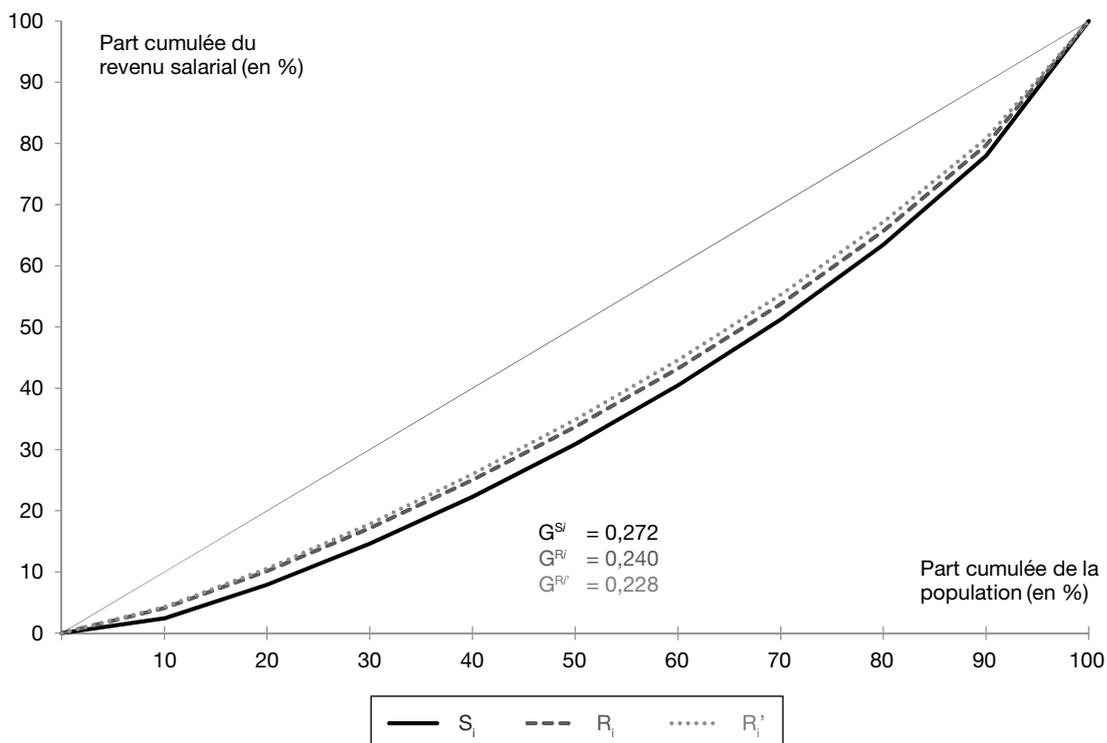
Les résultats que nous obtenons suggèrent que le cumul des revenus salariaux des conjoints au travers de la mise en couple diminue les écarts de revenu salarial entre les individus et joue donc sur les inégalités. Afin d'approfondir cette question, nous calculons les courbes de Lorenz et les coefficients de Gini⁴⁰ pour les indicateurs S_i , R_i et R_i' (cf. figure II).

39. Ce chiffre peut paraître élevé en raison des inégalités fortes qui existent entre les carrières féminines et masculines. Il reflète cependant le fait que la génération 1970 s'inscrit dans une tendance à l'hypogamie croissante des femmes, c'est-à-dire au fait qu'elles s'unissent plus fréquemment à des conjoints moins diplômés qu'elles (Guichard-Claudic *et al.*, 2009).

40. Pour mémoire, la courbe de Lorenz est une représentation graphique qui associe à chaque part de la population ordonnée selon le salaire la part du total des salaires que celle-ci détient. Le coefficient de Gini est un indicateur synthétique des inégalités qui est égal à 0 en cas d'égalité parfaite (tous les salaires sont égaux) et est égal à 1 lorsque l'inégalité est totale (un seul individu reçoit la totalité des salaires).

Figure II
Inégalités de revenu salarial intertemporel (courbes de Lorenz et coefficients de Gini)

A-Ensemble des individus



B-Femmes

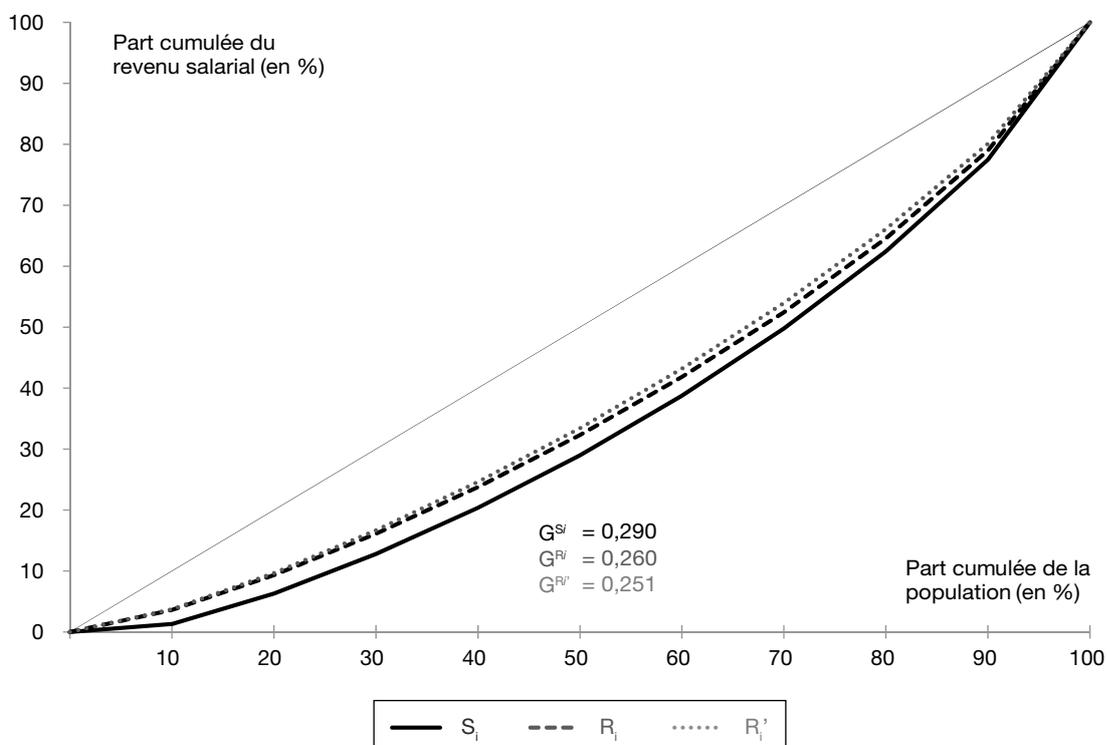
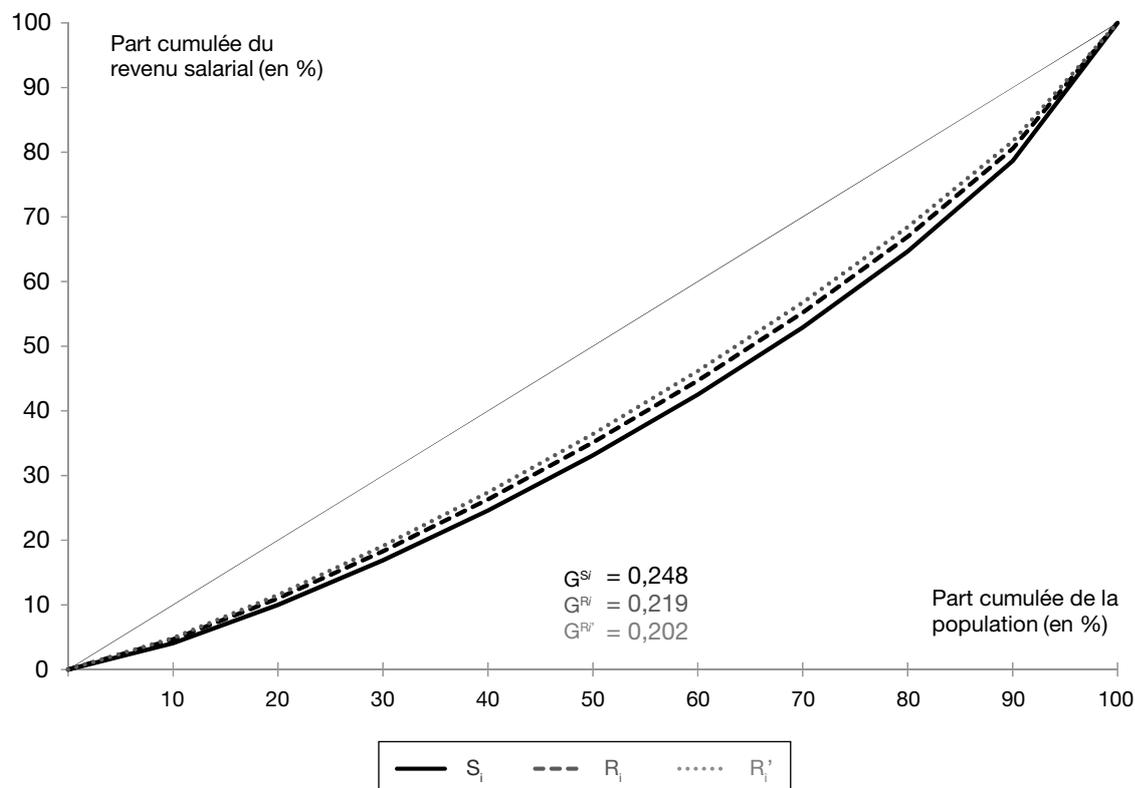


Figure II (suite)
Inégalités de revenu salarial intertemporel (courbes de Lorenz et coefficients de Gini)

C-Hommes



Note : sur l'axe, la bissectrice équivaut à la situation où les salaires sont répartis de manière parfaitement égalitaire. G^{S_i} , G^{R_i} et $G^{R_i'}$ représentent les coefficients de Gini calculés respectivement pour les indicateurs S_i et R_i et R_i' .
 Lecture : 50 % des hommes détiennent 33 % des revenus salariaux distribués. Cette part passe à 35 % lorsque l'on tient compte des salaires de leurs conjointes.
 Champ : individus de la génération 1970 pour qui $S_i > 0$ sur la période de vie allant de 16 à 65 ans.
 Source : Gameo – calculs des auteurs.

En considérant l'ensemble des individus (cf. figure IIA), on constate que la prise en compte des conjoints diminue les inégalités, notamment entre les sexes et les différents niveaux d'éducation. En effet, le coefficient de Gini de l'indicateur S_i est de 0,272 et celui de l'indicateur R_i de 0,240 (soit une diminution relative des inégalités globales de 11,7 %)41. Si on distingue femmes et hommes (cf. figures IIB et IIC), on remarque que la diminution du Gini des revenus salariaux est observée pour les deux sexes mais qu'elle est plus importante pour les hommes (variation relative de - 11,6 %) que pour les femmes (variation relative de - 10,5 %).

Nous avons souligné précédemment que les phénomènes d'homogamie éducative pouvaient accroître les différentiels de revenu entre les couples : en comparant différentes périodes, certains auteurs (Schwartz, 2010 ; Greenwood *et al.*, 2014) établissent une corrélation positive entre homogamie éducative et

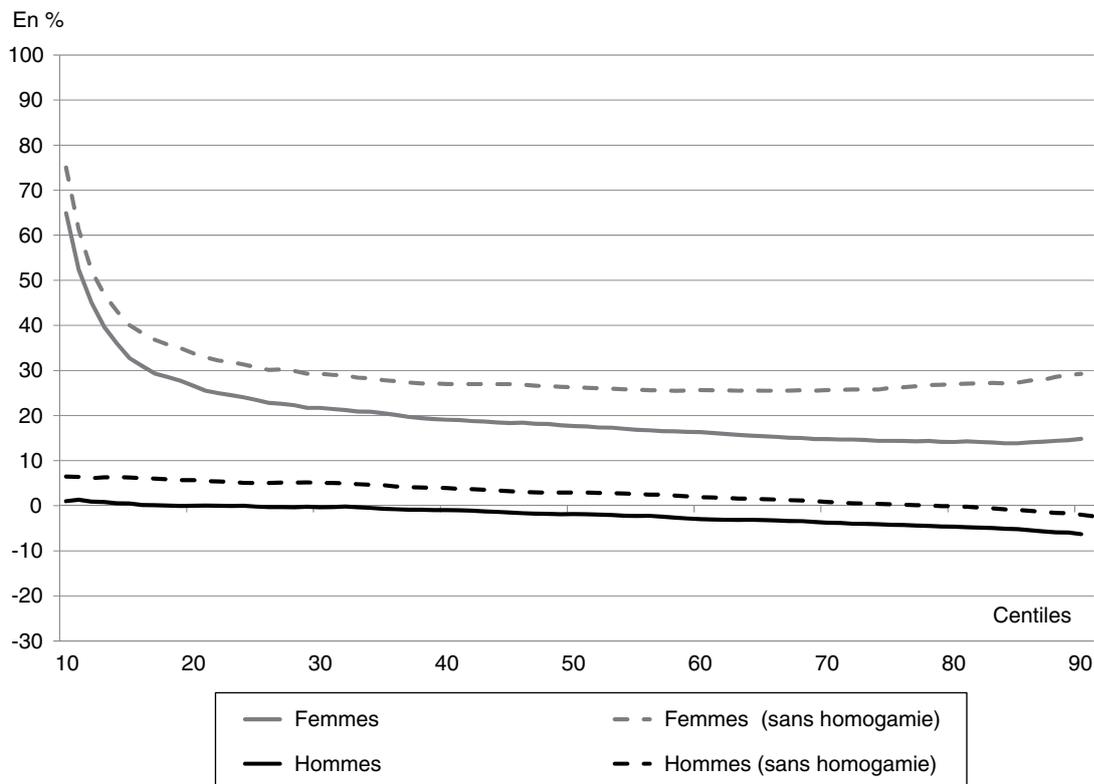
inégalité. Les figures IIA, IIB et IIC montrent que cette relation positive est également valable lorsque l'on adopte une perspective de cycle de vie qui tient compte des calendriers différenciés de mise en couple. En effet, si les diplômes des conjoints des individus de notre cohorte étaient déterminés aléatoirement, la diminution des inégalités apparaîtrait plus forte : la variation relative entre S_i et R_i' est de - 16,3 % pour l'ensemble des individus (0,272 à 0,228), de - 13,5 % pour les femmes (0,290 à 0,251) et de - 18,6 % pour les hommes (0,248 à 0,202).

Ce résultat suggère que l'homogamie éducative va bien dans le sens attendu d'une hausse des inégalités mais qu'elle est plus que compensée

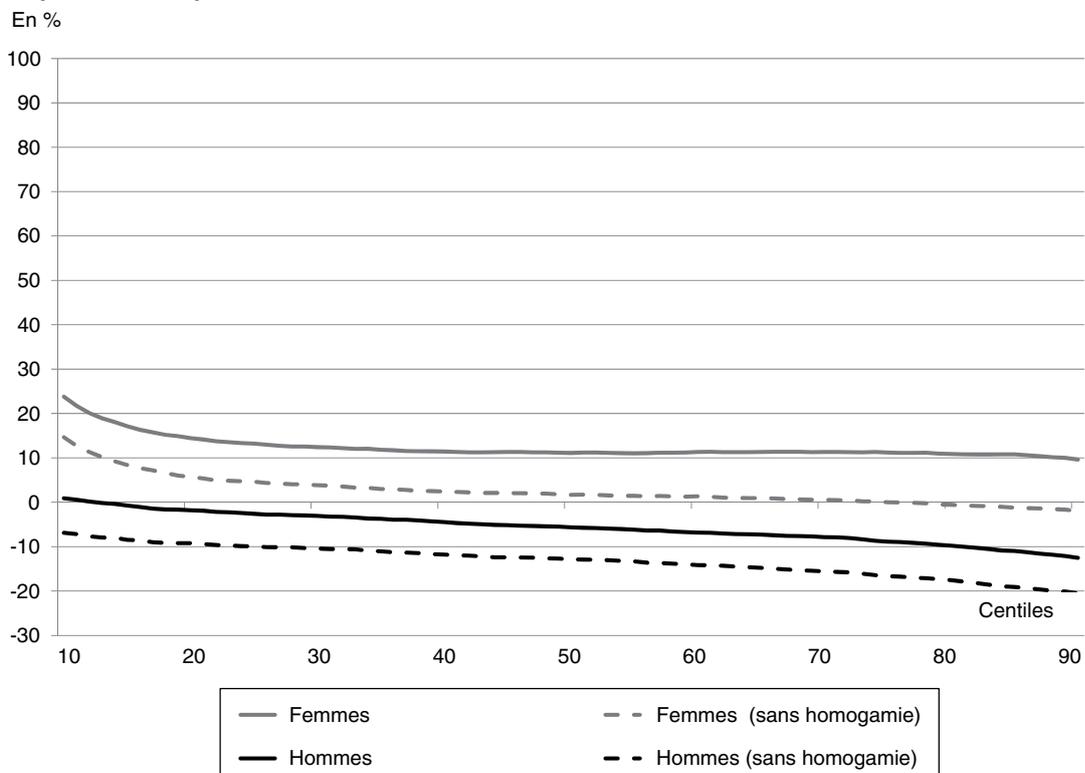
41. À titre illustratif, d'après l'OCDE (2012), le système socio-fiscal français (transferts publics en espèces, impôt sur le revenu et cotisations sociales) diminue les inégalités mesurées par le coefficient de Gini de 30 %.

Figure III
Impact en % de la prise en compte des conjoints pour différents points de la distribution du revenu intertemporel par tête

A-Non diplômés du supérieur



B-Diplômés du supérieur



Lecture : pour les femmes non diplômées du supérieur, la prise en compte des revenus des conjoints accroît les revenus salariaux du 10^e centile de 74 %.

Champ : génération 1970 sur la période de vie allant de 16 à 65 ans.

Source : Gameo – calculs des auteurs.

par la baisse des inégalités liée au caractère « redistributif » de la mise en couple. Pour mieux comprendre l'impact des parcours conjugaux sur la structure des inégalités, nous présentons dans les figures IIIA et IIIB l'impact des carrières salariales des conjoints sur différents points de la distribution. Ces résultats sont différenciés selon le sexe et le niveau de diplôme (non diplômés du supérieur/diplômés du supérieur).

Pour les femmes non diplômées du supérieur, l'impact des revenus salariaux des conjoints est très important pour les centiles inférieurs : la variation relative entre R_i et S_i est par exemple de 64 % pour le 10^e centile, de 33 % pour le 15^e centile et de 27 % pour le 20^e centile. Cet effet décroît ensuite plus modérément le long de la distribution et se stabilise autour de 15 % à partir du point médian. La forme de la courbe de la figure IIIA permet de distinguer deux éléments. Les effets importants relevés dans le bas de la distribution peuvent s'expliquer par le fait qu'ils concernent des femmes non diplômées du supérieur qui connaissent des trajectoires de type « femmes au foyer » et pour lesquelles l'effet redistributif de la mise en couple est fortement marqué⁴². Pour les autres points de la distribution, on peut penser que ce sont davantage les écarts salariaux entre hommes et femmes qui jouent, d'où un impact plus modéré de la mise en couple. Dans la situation où le diplôme du conjoint est déterminé aléatoirement, on remarque que l'impact positif des trajectoires conjugales est encore plus important pour tous les points de la distribution (75 % pour le 10^e centile, 30 % pour le premier quartile, 26 % pour la médiane). Si le profil de la courbe est assez proche de la situation où existe l'homogamie éducative, on observe une croissance de l'effet de la mise en couple à partir du 70^e centile. Ce contrefactuel montre que l'ouverture à un espace plus hétérogame constituerait un avantage relatif pour une fraction des femmes non diplômées qui pourraient alors s'unir plus fréquemment à des hommes très diplômés et fortement rémunérés : cette situation aurait pour conséquence d'accroître les inégalités parmi les femmes non diplômées.

Du côté des hommes, nos résultats montrent que si certains individus non diplômés du supérieur peuvent tirer un bénéfice de la mise en couple, les effets positifs mis en évidence sont relativement faibles : ils sont de l'ordre de 1 % dans le bas de la distribution. L'effet redistributif de la mise en couple joue donc peu pour les hommes, y compris pour ceux qui ont les parcours les plus instables. Par ailleurs, la prise en compte

des trajectoires conjugales a un effet marginal de - 3 % au niveau de la médiane, de - 5 % pour le dernier quartile et de - 9 % pour le 90^e centile. Dans le cadre d'une mise en couple aléatoire, on remarque que les hommes tirent davantage de bénéfices des trajectoires d'union : l'effet positif est alors de l'ordre de 6 % pour le 10^e centile et 5 % pour le 30^e centile. Cela signifie que l'homogamie éducative a tendance à diminuer l'effet redistributif de la mise en couple pour les hommes : elle limite notamment la formation d'unions hétérogames dans lesquelles l'homme dispose de revenus salariaux intertemporels inférieurs à sa conjointe.

Si on s'intéresse maintenant aux individus diplômés du supérieur, on remarque que l'effet positif de la mise en couple pour les femmes est beaucoup moins important que précédemment dans le bas de la distribution : il est de 24 % pour le 10^e centile et se stabilise autour de 10 % à partir du 40^e centile. Ce constat renvoie au fait que les carrières des femmes diplômées du supérieur sont moins caractérisées par des interruptions d'activité que celles des femmes sans diplôme : les bénéfices tirés de la mise en couple sont à ce titre plus faibles et essentiellement dus aux écarts salariaux entre hommes et femmes. Pour les hommes diplômés du supérieur, l'effet marginal de la mise en couple est plus important que précédemment et s'intensifie au fil de la distribution : il est de - 1 % au 15^e centile, de - 6 % au point médian et de - 13 % pour le 90^e centile.

Ici encore, notre analyse de l'impact des revenus salariaux pour différents points de la distribution montre que l'homogamie éducative bénéficie aux diplômés du supérieur. En cas d'appariement aléatoire, l'effet positif de la mise en couple pour les femmes ne serait que de 15 % pour le 10^e centile (contre 24 % précédemment) et atteindrait des valeurs négatives à partir du dernier quartile. Pour les hommes, la diminution des revenus salariaux résultant d'appariements aléatoires serait supérieure à 7 % par rapport à la situation où l'homogamie éducative joue, et ce, tout au long de la distribution.

* *
*

Cet article avait pour objectif d'évaluer l'impact des parcours conjugaux sur les inégalités

42. On peut néanmoins penser que les femmes au foyer auraient un comportement d'activité différent si elles n'étaient pas en couple. Dans ce cadre, nous mesurons ici un effet redistributif effectif intégrant les décisions d'activité des conjoints.

de revenu salarial entre les individus en accordant une attention particulière aux phénomènes d'homogamie éducative. Nous avons expliqué comment un modèle de microsimulation dynamique avec un module démographique adapté permettait de simuler les calendriers différenciés d'union des individus et les caractéristiques de leurs conjoints potentiels.

Dans une perspective intertemporelle, nos résultats montrent que, par rapport aux salaires individuels, la prise en compte des revenus salariaux des conjoints diminue les inégalités observées entre les individus d'une même génération : la variation relative du coefficient de Gini entre les deux situations est de - 11,7 %. Une analyse fine de l'impact des trajectoires conjugales pour différents points de la distribution montre que ce sont les moins diplômés et en particulier les femmes qui tirent le plus de bénéfices de la mise en couple. Dans ce cadre, les revenus des conjoints constituent bien une protection financière pour ces catégories qui disposent de salaires plus faibles et sont plus fréquemment exposées à des périodes sans revenu salarial (chômage, inactivité).

De ce point de vue, nos résultats montrent que les conséquences de l'homogamie éducative en termes d'inégalité sont, dans une perspective de cycle de vie, moins importantes que l'on pouvait s'y attendre. En effet, la tendance des individus diplômés du supérieur aux trajectoires favorables à s'unir avec des individus similaires est largement compensée par l'effet « redistributif » de la mise en couple. Il n'en reste

pas moins vrai que la diminution des inégalités serait encore plus marquée si les conjoints étaient déterminés de manière aléatoire : par rapport à une situation où les phénomènes d'homogamie éducative jouent, la diminution relative du coefficient de Gini serait plus forte de 3 points de pourcentage pour les femmes et de 7 points de pourcentage pour les hommes.

Cet article contribue au développement de l'expérience française de microsimulation dans le champ des politiques d'éducation et de formation en intégrant dans une perspective dynamique les effets des interactions entre d'une part la formation initiale et d'autre part les événements démographiques et leurs conséquences sur le revenu intertemporel tiré directement du marché du travail. À terme, dans une perspective à la Esping-Andersen (1990), l'introduction d'un module de simulation sur barème du régime socio-fiscal (notamment de l'assurance-chômage et de l'assurance-vieillesse), devrait permettre d'analyser la mesure dans laquelle, la protection qu'offre « la famille » contre les trajectoires instables dont nous avons proposé ici une mesure est renforcée et/ou compensée par « l'État-Providence » (*Welfare State*) pour différents types de populations. De manière plus générale, le développement de la microsimulation dynamique dans ce champ d'analyse devrait permettre de mieux comprendre les caractéristiques redistributives des politiques sociales et fiscales et permettre une analyse plus fine de leurs conséquences en termes de risques sociaux tout au long de la trajectoire de vie. □

BIBLIOGRAPHIE

Bac C., Legendre F., Mahieu R. et Thibault F. (2005), « Fécondité et âge de fin d'études en France depuis 1975. L'évolution au fil des générations des facteurs traditionnels de la fécondité », *Recherches et Prévisions*, n° 79, pp. 21-35.

Bacon B. et Pennec S. (2007), « APPSIM - Modelling Family Formation and Dissolution », NATSEM/Canberra, NATSEM, *Online Working Paper*, n° 4, 30 p.

Barre C. et Vanderschelden M., (2004), « L'enquête *Étude de l'histoire familiale* de 1999. Résultats détaillés », *Insee résultats*, n° 33.

Birkelund G. E. et Heldal J. (2003), « Who marries whom? Educational homogamy in Norway », *Demographic Research*, vol. 8, n° 1, pp. 1-30.

Blanchet D., Buffeteau S., Crenner E. et Le Minez S. (2011), « Le modèle de micro-simulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », *Économie et Statistique*, n° 441, pp. 101-121.

Blanchet D. (2014), « La microsimulation dynamique : principes généraux et exemples en langage R », *Document de travail Insee*, M 2014/01.

- Blossfeld H.-P. (2009)**, « Educational assortative marriage in comparative perspective », *Annual Review of Sociology*, vol. 35, pp. 513-530.
- Bonnet C., Solaz A. et Algava E. (2010)**, « Les changements professionnels en France autour de la séparation conjugale », *Population*, vol. 65, n° 2, pp. 273-308.
- Bouchet-Valat M. (2014)**, « Les évolutions de l'homogamie de diplôme, de classe et d'origine sociales en France (1969-2011) : ouverture d'ensemble, repli des élites », *Revue française de sociologie*, vol. 3, n° 55, pp. 459-505.
- Bozon M. (1990a)**, « Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints : une domination consentie. I. Types d'union et attentes en matière d'écart d'âge », *Population*, vol. 45, n° 2, pp. 327-360.
- Bozon M. (1990b)**, « Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints : une domination consentie. II. Modes d'entrée dans la vie adulte et représentations du conjoint », *Population*, vol. 45, n° 3, pp. 565-602.
- Buisson G. et Lapinte A. (2013)**, « Le couple dans tous ses états. Non-cohabitation, conjoints de même sexe, Pacs... », *Insee Première*, n° 1435, février.
- Cassan F., Mazuy M. et Clanché F. (2001)**, « Refaire sa vie de couple est plus fréquent pour les hommes », *Insee Première*, n° 797, juillet.
- Cancian M. et Reed D. (1998)**, « Assessing the effects of wives' earnings on family income inequality », *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, pp. 73-79.
- Cancian M. et Reed D. (1999)**, « The impact of wives' earnings on income inequality: Issue and estimates », *Demography*, vol. 36, n° 2, pp. 173-184.
- Cassan F., Mazuy M. et Clanché F. (2001)**, « Refaire sa vie de couple est plus fréquent pour les hommes », *Insee Première*, n° 797.
- Courtioux P. (2010)**, « Une contribution des diplômés du supérieur à leurs études est-elle envisageable ? », *Revue française d'économie*, vol. 24, n° 3, janvier, pp. 121-165.
- Courtioux P. et Lignon V. (2014)**, « Avoir un diplôme pour faire une bonne carrière ou un bon mariage ? », *Position Paper*, Edhec.
- Courtioux P., Gregoir S. et Houeto D. (2011)**, « Enseignement supérieur et durées de subvention individuelle implicite. Une analyse par micro-simulation dynamique », *Revue économique*, vol. 62, n° 5, pp. 835-865.
- Daguet F. et Niel X. (2010)**, « Vivre en couple. La proportion de jeunes en couple se stabilise », *Insee Première*, n° 1281, février.
- Ekert-Jaffé O. et Solaz A. (2001)**, « Unemployment, marriage, and cohabitation in France », *Journal of Socio-Economics*, vol. 30, n° 1, pp. 75-98.
- Ekert-Jaffé O. et Solaz A. (2003)**, « Couple Formation in France: The Changing Importance of Labor Market Early Career Path », *Journal of Bioeconomics*, vol. 4, pp. 223-239.
- Esping-Andersen A. (1990, traduction 1999)**, *Les trois mondes de l'État-Providence. Essai sur le capitalisme moderne*, Presse universitaire de France, coll. « Le lien social ».
- Forsé M. et Chauvel L. (1995)**, « L'évolution de l'homogamie en France - Une méthode pour comparer les diagonalités de plusieurs tables », *Revue française de sociologie*, vol. 1, n° 36, pp. 143-169.
- Ge S. (2011)**, « Women's college decisions: how much does marriage matter? », *Journal of Labor Economics*, vol. 29, n° 4, pp. 773-818.
- Girard A. (1964)**, *Le Choix du conjoint : une enquête psychosociologique en France*, Paris, PUF.
- Goux D. et Maurin E. (2003)**, « Who Marries Whom in France? », dans H.-P. Blossfeld et Andreas T. (dir.), *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*, Dordrecht : Kluwer Academic Publisher, pp. 57-78.
- Greenwood J., Guner N., Kocharkov G. et Santos C. (2014)**, « Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality », *American Economic Review*, vol. 104, n° 5, pp. 348-353.
- Guichard-Claudic Y., Testenoire A. et Trancart D. (2009)**, « Distances et proximités conjugales en situation d'homogamie et d'hétérogamie », dans Pailhé A. et Solaz A. (dir.), *Entre famille et travail. Des arrangements de couples aux pratiques des employeurs*, La Découverte, pp. 187-207.
- Halpin B. et Chan T.W. (2003)**, « Educational homogamy in Ireland and Britain: trends and patterns », *The British Journal of Sociology*, vol. 54, n° 4, pp. 473-495.

- Hutchison E.D. (2010)**, « A life course perspective », dans Hutchison E.D. (ed.), *Dimensions of human behavior : The changing life course*, Sage publications, Thousand Oaks, pp. 1-38.
- Insee (1999)**, « Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE », *Document de travail Insee*, G9913.
- Jacquot A. (2006)**, « Projection des ménages pour la France métropolitaine à l'horizon 2030 : méthodes et résultats », *Document de travail Insee*, n° F0605.
- Kalmijn M. (1998)**, « Intermarriage and homogamy: Causes, patterns, trends », *Annual Review of Sociology*, vol. 24, pp. 395-421.
- Katrnák T. (2008)**, « Educational assortative mating in the Czech Republic, Slovakia and Hungary between 1976 and 2003 », *Sociológia*, vol. 40, n° 3, pp. 236-257.
- Lambert A. (2009)**, « Des causes aux conséquences du divorce : histoire critique d'un champ d'analyse et principales orientations de recherche en France », *Population*, vol. 64, n° 1, pp. 155-182.
- Locoh T. (2002)**, « Les facteurs de la formation des couples », dans G. Caselli, J. Vallin and G. Wunsch, *Démographie : analyse et synthèse*, vol. 2, pp. 103-142, Ined, Paris.
- Lyngstad T. H. et Jalovaara M. (2010)**, « A review of the antecedents of union dissolution », *Demographic Research*, vol. 23, pp. 257-292.
- Meurs D. et Ponthieux S. (2000)**, « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaires entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 135-158.
- Mignot J-F. (2010)**, « L'écart d'âge entre conjoints », *Revue française de sociologie*, vol. 51, n° 2, pp. 281-320.
- Nezosi G. (2000)**, « Quelques éclairages sur les conséquences du chômage sur la famille », *Recherches et Prévisions*, n° 60, juin, pp. 5-16.
- Ní Brohlcháin M. et Beaujouan E. (2012)**, « Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment », *Population Studies*, vol. 66, n° 3, pp. 311-327.
- Pailhé A. et Solaz A. (2007)**, « Inflexions des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes après la naissance d'enfants », *Recherches et Prévisions*, n° 90, pp. 5-27.
- Pennec S. et Bacon B. (2007)**, « APPSIM-Modelling Mortality and Fertility », NATSEM/Canberra, NATSEM, Online Working Paper, n° 7, 52 p.
- Prioux F. (2003)**, « L'âge à la première union en France : une évolution en deux temps », *Population*, vol. 58, n° 4-5, pp. 623-644.
- Prioux F. (2005)**, « Mariage, vie en couple et rupture d'union », *Informations Sociales*, n° 122, mars, pp. 38-50.
- Prioux F. (2009)**, « Les couples non mariés en 2005 : quelles différences avec les couples mariés ? », *Politiques sociales et familiales*, n° 96, juin, pp. 87-95.
- Prioux F., Mazuy M. et Barbieri M. (2010)**, « L'évolution démographique récente en France : les adultes vivent moins souvent en couple », *Population*, vol. 65, n° 3, pp. 421-474.
- Robert-Bobée I. et Mazuy M., (2005)**, « Calendriers de constitution des familles et âge de fin d'études », dans Lefèvre C., Filhon A. (dir.), *Histoires de familles, histoires familiales*, Ined, Cahier n° 156, chap. 8, pp. 175-200.
- Robert-Bobée I. et Monteil C. (2005)**, « Quelles évolutions des différentiels sociaux de mortalité pour les femmes et les hommes ? Tables de mortalité par catégorie sociale en 1975, 1982 et 1990 et indicateurs standardisés de mortalité en 1975, 1982, 1990 et 1999 », *Document de travail Insee*, n° F0506.
- Schwartz C.R. (2010)**, « Earnings inequality and the changing association between spouses' earnings », *American Journal of Sociology*, vol. 115, n° 5, pp. 1524-1557.
- Schwartz C.R. et Mare R.D. (2005)**, « Trends in Educational Assortative Marriage From 1940 to 2003 », *Demography*, vol. 42, n° 4, pp. 621-646.
- Solaz A. (2000)**, « Une réflexion économique sur le lien famille-chômage et la constitution du couple », *Recherches et Prévisions*, n° 60, juin, pp. 19-34.
- Sobotka T., Skirbekk V. et Philipov D. (2010)**, « Economic Recession and fertility in the developed world. A literature review », *Note de recherche*, Vienna Institute of Demography.

Strobel P. (1997), « Les mésaventures de Monsieur Gagnepain », dans Ronsin F., Le Bras H. et Zucker-Rouvillois E. (dir.), *Démographie et politique*, Éditions universitaires de Dijon, pp. 175-182.

Toulemon L. (1994), « La place des enfants dans l'histoire des couples », *Population*, vol. 49, n° 6, pp. 1321-345.

Toulemon L. (2012), « Évolution des situations familiales à travers les recensements français de 1962 à 2009 », *Population*, vol. 67, n° 4, pp. 657-581.

Vallin J., Meslé F. (2001), *Tables de mortalité françaises pour les XIX^e et XX^e siècles et projections pour le XXI^e siècle*, INED, Paris.

Vanderschelden M. (2006a), « Homogamie socioprofessionnelle et ressemblance en termes de niveau d'études : constat et évolution au fil des cohortes d'unions », *Économie et Statistique*, n° 398-399, pp. 33-58.

Vanderschelden M. (2006b), « L'écart d'âge entre conjoints s'est réduit », *Insee Première*, n° 1073, avril.

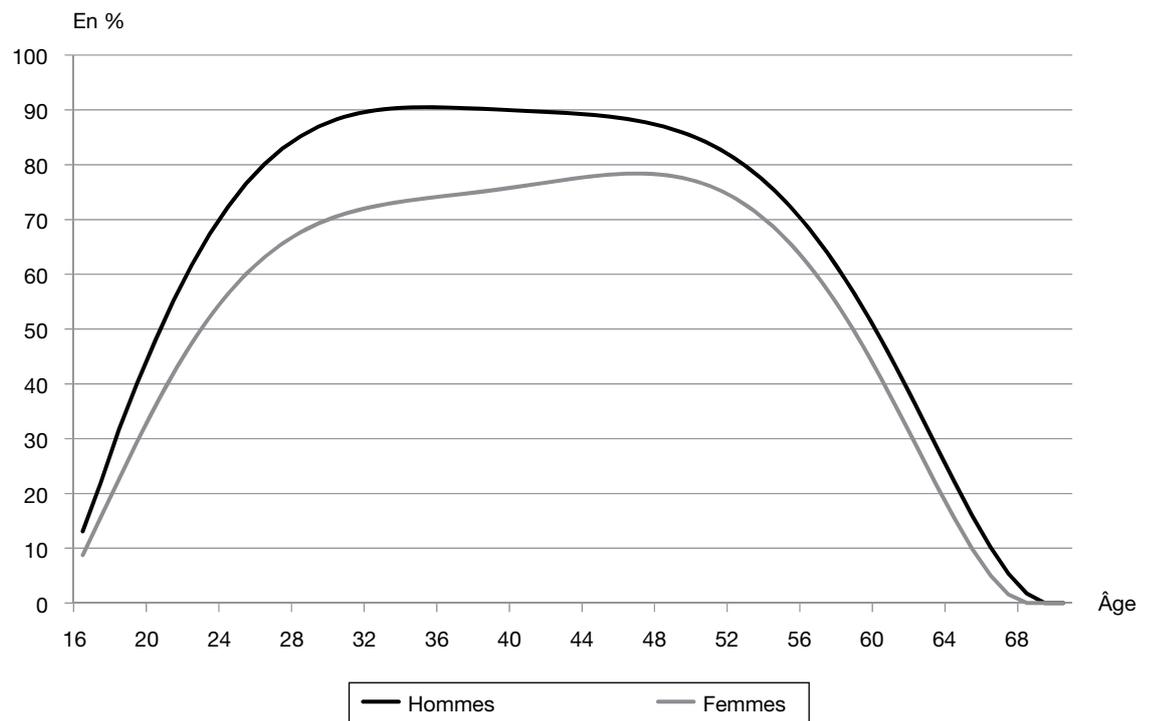
ANNEXE 1

**ESTIMATIONS DES PROBABILITÉS DE TRANSITION SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL
(modèles logistiques binomiaux)**

	Transition vers							
	Activité		Emploi indépendant		Emploi dans le secteur public		Emploi dans le secteur privé	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Constante	- 1,26 ***	- 0,76 ***	2,34 ***	2,35 ***	3,14 ***	3,30 ***	2,40 ***	2,46 ***
Statut précédent et élément de trajectoire								
Inactivité	Réf.	Réf.	- 5,92 ***	- 5,28 ***	- 5,14 ***	- 5,36 ***	- 3,13 ***	- 3,26 ***
Chômage	2,63 ***	2,62 ***	- 6,82 ***	- 6,16 ***	- 6,14 ***	- 7,00 ***	- 3,16 ***	- 3,18 ***
Statut d'indépendant	4,59 ***	4,86 ***	Réf.	Réf.	- 6,67 ***	- 6,97 ***	- 2,58 ***	- 2,67 ***
Salariat du secteur public	4,29 ***	4,33 ***	- 9,70 ***	- 9,96 ***	Réf.	Réf.	- 2,58 ***	- 2,69 ***
Salariat du secteur privé	4,07 ***	4,09 ***	- 8,66 ***	- 8,24 ***	- 8,35 ***	- 9,12 ***	Réf.	Réf.
Années d'expérience	0,060 ***	0,049 ***	- 0,004 ***	0,021 ***	- 0,004 ***	0,0102 ***	0,012 ***	0,0159 ***
Années d'expérience (au carré)	- 0,001 ***	- 0,001 ***	0,0006 ***	- 0,0001 ***	0,0002 ***	- 0,0001 ***	- 0,00002 **	- 0,0002 ***
Durée d'inactivité (en années)	- 0,17 ***	- 0,21 ***						
Chômage de longue durée (>1 ans)			- 0,18 ***	- 0,51 ***	- 0,56 ***	- 0,39 ***	- 0,60 ***	- 0,94 ***
Statut socio-économique								
Présence d'un enfant de moins de 6 ans	- 0,13 ***	0,28 ***	0,12 ***	0,17 ***	- 0,16 ***	0,10 ***	0,09 ***	0,03 ***
En couple	- 0,24 ***	0,19 ***	0,35 ***	0,39 ***	0,07 ***	0,02 ***	0,45 ***	0,54 ***
Âge 55 et plus	- 0,98 ***	- 1,57 ***						
Âge 60 et plus	- 1,29 ***	- 0,98 ***						
Diplôme								
Pas de diplôme du supérieur								
Sans diplôme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
CAP/BEP	0,29 ***	0,11 ***	0,17 ***	0,28 ***	0,40 ***	0,17 ***	0,31 ***	0,36 ***
Bac général	0,21 ***	0,15 ***	0,33 ***	0,44 ***	0,51 ***	0,48 ***	0,36 ***	0,21 ***
Bac professionnel	0,32 ***	0,53 ***	0,06 ***	0,56 ***	0,291 ***	- 0,003 ns	0,330 ***	0,711 ***
Bac technique	0,58 ***	0,21 ***	- 0,06 ***	0,21 ***	0,75 ***	0,59 ***	0,51 ***	0,58 ***
Bac + 2								
Deug	0,08 ***	0,22 ***	- 0,09 ***	- 0,08 ***	0,91 ***	0,77 ***	0,63 ***	0,01 ns
DUT/DEUST	0,72 ***	0,52 ***	0,40 ***	- 0,05 **	0,39 ***	0,36 ***	0,84 ***	0,66 ***
BTS	0,51 ***	0,46 ***	0,28 ***	0,52 ***	0,37 ***	0,25 ***	0,80 ***	0,80 ***
Autre diplôme de technicien sup.	0,44 ***	0,15 ***	1,12 ***	0,77 ***	- 0,06 ns	0,53 ***	0,43 ***	0,07 ***
Diplôme Paramédical	0,54 ***	0,56 ***	1,32 ***	1,20 ***	1,41 ***	1,31 ***	1,09 ***	0,74 ***
Bac + 3								
Licence	0,45 ***	0,40 ***	0,37 ***	0,12 ***	1,37 ***	0,98 ***	0,39 ***	0,39 ***
Autre diplôme Bac+3	0,61 ***	0,68 ***	1,41 ***	0,97 ***	0,41 ***	0,18 ***	0,35 ***	0,51 ***
Bac + 4								
Maîtrise	0,50 ***	0,45 ***	0,35 ***	- 0,04 *	1,14 ***	0,96 ***	0,64 ***	0,26 ***
Bac + 5								
DEA	0,84 ***	0,67 ***	1,12 ***	0,65 ***	1,20 ***	1,70 ***	0,39 ***	0,33 ***
DESS	0,82 ***	0,39 ***	0,92 ***	0,25 ***	0,74 ***	0,71 ***	0,74 ***	0,62 ***
École de commerce	0,52 ***	0,71 ***	1,33 ***	0,70 ***	0,04 ns	- 1,13 ***	0,68 ***	0,38 ***
Écoles d'ingénieurs	0,46 ***	0,50 ***	0,25 ***	0,62 ***	0,42 ***	0,25 ***	1,26 ***	0,90 ***
Plus de Bac + 5								
Doctorat (sauf médecine)	0,66 ***	0,41 ***	1,04 ***	0,79 ***	1,00 ***	1,28 ***	0,30 ***	0,74 ***
Doctorat (en médecine)	0,51 ***	0,70 ***	2,08 ***	1,57 ***	1,17 ***	1,73 ***	1,13 ***	0,81 ***
D de Somers	0,967	0,956	0,96	0,96	0,97	0,97	0,74	0,73
Paires concordantes (en %)	98,3	97,70	97,90	97,40	98,30	98,10	86,10	86,00
Nombre d'observations	173 245	197 745	106 528	99 631	91 220	92 282	75 433	197 745

Lecture : (***) : significatif au seuil de 1 % ; (**): significatif au seuil de 5 % ; (*): significatif au seuil de 10 % ; ns : non significatif.
Champ : individus ayant terminé leur éducation initiale.

Source : EEC 2003- 2012.

PROJECTION DES TAUX D'ACTIVITÉ PAR ÂGE SELON LE SEXE DE LA GÉNÉRATION 1970

Lecture : les taux ont été lissés par une régression polynômiale de degré 6.

Champ : génération 1970.

Source : Insee - projections de population active 2006-2050 (scénario tendanciel).

ANNEXE 3

ESTIMATION D'UNE FONCTION D'APPARIEMENT PAR DIPLÔMES POUR LES HOMMES (MODÈLE LOGISTIQUE MULTINOMIAL)

	CAP/ BEP	Bac général	Bac pro.	Bac technique	Deug	DUT / DEUST	BTS	Autre diplôme de technicien sup.	Diplôme paramé- dical	Licence	Autre diplôme Bac + 3	Maîtrise	DEA	DESS	Ecoles de commerce	Ecoles d'ingénieur	Doctorat (sauf médecine)	Doctorat (Médecine)
Constante	-0,45	-1,71	-2,52	-2,09	-3,70	-3,96	-2,05	-5,04	-2,71	-2,87	-4,46	-3,26	-4,99	-3,93	-5,88	-5,51	-5,74	-4,89
Diplôme																		
Sans diplôme	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
CAP/BEP	0,83	0,42	0,72	0,79	0,64	0,97	0,76	0,63	0,73	0,40	0,27	0,45	0,35	0,14	0,40	0,51	ns	-0,39
Bac général et capacité en droit	0,48	2,21	0,85	1,18	2,00	2,04	1,77	1,93	1,69	2,20	2,30	2,43	2,57	2,22	2,87	1,96	2,44	2,41
Bac professionnel	0,62	1,07	1,56	1,09	1,08	1,62	1,58	1,26	1,47	1,47	0,98	1,36	1,19	0,63	0,02	0,71	-7,73	0,57
Bac technique	0,86	1,26	1,07	2,10	1,64	2,22	1,93	1,85	1,82	1,96	1,66	1,95	1,70	1,84	1,80	1,97	1,66	1,83
Deug	0,83	2,58	1,56	1,67	4,30	2,90	2,62	2,91	2,72	3,43	3,34	3,70	3,88	3,41	3,02	1,08	3,36	3,09
DUT/DEUST	0,80	1,99	1,58	1,96	2,81	4,22	2,70	2,74	2,71	3,07	3,13	3,06	2,59	3,01	4,04	3,38	2,81	2,72
BTS	0,86	1,74	1,50	1,79	2,25	2,58	2,68	2,29	2,24	2,51	2,45	2,76	2,75	2,62	2,81	3,17	2,13	2,42
Autre diplôme de techni- cien sup.	1,03	1,88	0,69	1,40	2,38	1,67	2,63	3,95	2,64	2,71	3,39	2,91	3,54	2,88	4,39	3,45	3,76	3,74
Diplôme paramédical	0,87	1,67	0,51	1,56	2,52	3,07	2,22	2,36	4,44	2,75	2,63	3,13	2,85	3,14	3,26	2,23	1,92	4,03
Licence	0,63	2,29	1,55	1,86	3,23	3,02	2,40	2,66	2,93	4,35	3,53	3,95	3,90	3,87	3,94	3,85	3,91	3,58
Autre diplôme Bac + 3	0,64	2,24	1,14	1,54	2,87	3,36	3,04	4,18	2,86	3,52	5,55	4,08	4,82	4,42	5,03	4,60	4,91	4,31
Maîtrise	0,59	2,45	1,46	2,06	3,16	3,33	2,74	2,73	3,06	4,12	4,00	4,94	4,62	4,60	4,55	4,35	4,77	4,10
DEA	0,32	2,35	-0,36	1,63	3,41	3,84	2,78	3,56	3,30	4,23	4,68	4,92	6,34	5,20	4,76	5,26	5,50	4,82
DESS	0,65	2,33	1,06	1,67	2,99	3,78	3,00	3,78	3,27	3,80	4,66	4,43	5,12	5,54	5,69	4,72	5,24	4,69
Écoles de commerce	0,56	2,35	0,83	1,32	2,69	3,90	3,20	3,93	3,16	3,46	4,87	4,28	5,10	4,91	7,47	4,65	4,57	4,67
Écoles d'ingénieurs	0,68	2,34	1,14	1,70	2,93	3,34	3,07	3,40	3,24	3,71	4,30	4,16	4,74	4,54	5,68	6,64	5,11	4,43
Doctorat (sauf médecine)	0,65	2,64	1,84	2,41	3,97	4,14	3,55	3,99	4,04	4,65	5,34	5,55	6,72	5,95	6,55	6,50	8,03	5,66
Doctorat (en médecine)	0,65	2,81	1,80	1,65	3,33	3,46	3,02	3,84	4,49	3,98	4,78	4,33	4,71	4,79	5,09	4,88	5,67	7,41
Trend générationnel	0,04	0,04	0,13	0,08	0,03	0,08	0,10	0,06	0,05	0,07	0,08	0,08	0,09	0,11	0,10	0,11	0,07	0,06

Lecture : tous les estimateurs sont significatifs au seuil de 1 %, sauf ns pour non significatif.

Champ : hommes vivant en couple.

Source : enquête Emploi 2003-2010 – calculs des auteurs.

ESTIMATION D'UNE FONCTION D'APPARIEMENT PAR DIPLÔMES POUR LES FEMMES (MODÈLE LOGISTIQUE MULTINOMIAL)

	CAP/ BEP	Bac général	Bac pro.	Bac technique	Deug	DUT/ DEUST	BTS	Autre diplôme de technicien sup.	Diplôme paramé- dical	Licence	Autre diplôme Bac + 3	Maîtrise	DEA	DESS	Écoles de commerce	Écoles d'ingénieur	Doctorat (sauf médecine)	Doctorat (médecine)
Constante	- 0,31	- 2,58	- 3,03	- 3,12	- 5,15	- 4,17	- 2,76	- 5,39	- 5,16	- 4,34	- 5,11	- 4,60	- 6,14	- 5,13	- 5,91	- 4,42	- 6,86	- 6,25
Diplôme																		
Sans diplôme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
CAP/BEP	0,87	0,49	0,88	0,97	0,88	0,95	0,96	1,04	0,94	0,60	0,69	0,63	0,41	0,74	0,55	0,70	0,76	0,78
Bac général et capacité en droit	0,45	2,22	1,24	1,35	2,62	2,13	1,82	1,89	1,73	2,27	2,28	2,49	2,44	2,39	2,33	2,36	2,73	2,91
Bac professionnel	0,55	0,78	1,69	0,99	1,46	1,53	1,48	0,57	0,43	1,48	1,08	1,37	- 0,42	1,00	0,81	1,18	1,84	1,71
Bac technique	0,77	1,17	1,37	2,18	1,70	2,09	1,89	1,39	1,59	1,81	1,57	2,07	1,71	1,74	1,33	1,74	2,55	1,80
Deug	0,68	2,02	1,35	1,74	4,34	2,94	2,34	2,39	2,58	3,21	2,91	3,20	3,49	3,07	2,68	2,95	4,07	3,44
DUT/DEUST	0,95	2,04	1,98	2,31	2,92	4,36	2,71	1,66	3,10	2,98	3,39	3,35	3,93	3,87	3,90	3,39	4,27	3,59
BTS	0,71	1,75	1,82	1,96	2,62	2,79	2,75	2,60	2,23	2,35	3,06	2,74	2,84	3,04	3,21	3,12	3,65	3,11
Autre diplôme de technicien sup.	0,63	1,94	1,48	1,91	2,96	2,87	2,36	3,95	2,41	2,61	4,22	2,76	3,66	3,83	3,93	3,44	4,13	3,99
Diplôme paramédical	0,77	1,70	1,73	1,93	2,77	2,88	2,36	2,65	4,51	2,90	2,90	3,12	3,41	3,37	3,16	3,27	4,15	4,62
Licence	0,41	2,21	1,63	2,02	3,48	3,20	2,58	2,72	2,81	4,31	3,56	4,16	4,34	3,85	3,46	3,73	4,75	4,07
Autre diplôme Bac + 3	0,26	2,26	1,28	1,74	3,37	3,26	2,55	3,38	2,67	3,49	5,59	4,02	4,77	4,73	4,87	4,34	5,46	4,90
Maîtrise	0,44	2,43	1,67	2,04	3,73	3,20	2,87	2,91	3,17	3,90	4,12	4,97	5,02	4,51	4,28	4,20	5,68	4,45
DEA	0,33	2,57	1,54	1,79	3,90	2,72	2,86	3,52	2,88	3,86	4,84	4,64	6,42	5,20	5,11	4,78	6,84	4,81
DESS	0,05	2,19	0,88	1,85	3,37	3,06	2,68	2,81	3,11	3,82	4,41	4,57	5,22	5,56	4,91	4,58	6,00	4,78
Ecoles de commerce	0,35	2,82	0,30	1,84	3,01	4,14	2,89	4,36	3,27	3,89	5,05	4,55	4,81	5,74	7,48	5,62	6,63	5,14
Ecoles d'ingénieurs	0,43	1,94	0,96	1,99	1,06	3,45	3,23	3,40	2,22	3,80	4,60	4,33	5,29	4,75	4,66	6,68	6,58	4,92
Doctorat (sauf médecine)	- 0,03	2,46	ns	1,82	3,40	3,00	2,32	3,77	1,98	3,88	4,95	4,83	5,61	5,39	4,57	5,14	8,14	5,77
Doctorat (en médecine)	- 0,33	2,44	1,05	2,00	3,14	2,93	2,61	3,76	4,11	3,54	4,35	4,17	4,73	4,84	4,67	4,46	5,79	7,55
Trend générationnel	0,03	0,01	0,11	0,05	0,01	0,04	0,06	0,01	0,02	0,01	0,00	0,02	0,01	0,05	0,00	- 0,01	- 0,02	- 0,03

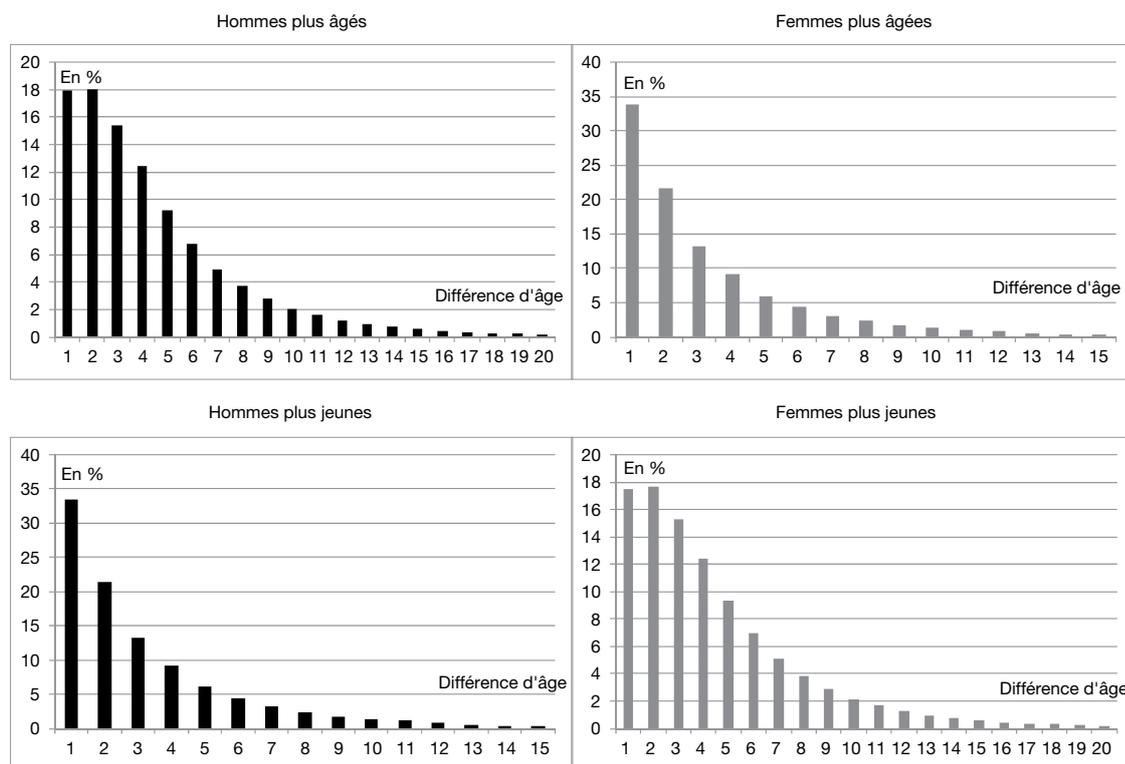
Lecture : tous les estimateurs sont significatifs au seuil de 1 %, sauf ns pour non significatif.

Champ : femmes vivant en couple.

Source : enquête Emploi 2003- 2010 – calculs des auteurs.

ANNEXE 5

Distribution en pourcentage de la différence d'âge en valeur absolue selon le sexe



Lecture : parmi les hommes plus âgés que leur conjointe, 18 % ont une différence d'un an et 2 % une différence d'âge de 10 ans. Parmi les femmes plus âgées que leur conjoint, près de 34 % ont un écart favorable d'un an. Parmi les hommes plus jeunes que leur conjointe, moins de 5 % sont plus jeunes de 6 ans.

Champ : personnes vivant en couple avec un conjoint de moins de 80 ans

Source : enquêtes Emploi 2003-2010 (Insee) – calculs des auteurs.

