

## EST-CE PARCE QU'ILS SONT MARIÉS QUE LES HOMMES MARIÉS GAGNENT PLUS QUE LES HOMMES NON-MARIÉS?

Bruno JEANDIDIER

*BETA, CNRS et Université de Lorraine*

*bruno.jeandidier@univ-lorraine.fr*

**RÉSUMÉ** – La théorie économique du mariage pose l'hypothèse selon laquelle, du fait de la spécialisation au sein du couple, l'homme devrait bénéficier d'une prime au mariage. La littérature empirique internationale semble réfuter cette hypothèse. Nous proposons une revue de littérature empirique qui montre que la réfutation tiendrait au fait qu'une part de cette prime s'expliquerait plutôt par un effet de sélection et au fait que la prime nette de sélection serait faiblement corrélée à la spécialisation. D'autres logiques pourraient alors expliquer l'éventuelle prime au mariage des hommes : la discrimination des employeurs et l'effet de responsabilisation. Mais la littérature empirique relative à ces deux logiques alternatives est moins fournie et n'aboutit pas sur des conclusions tranchées : peu de travaux identifient clairement un effet de discrimination des employeurs et les travaux avançant l'idée d'un effet de responsabilisation, notamment en termes d'effet de la paternité, ne sont pas convergents.

**ABSTRACT** – The economic analysis of marriage poses the hypothesis that, due to the traditional gender-biased specialization within the couple, the husband should receive a wage premium following marriage. The international empirical literature on the issue however seems to challenge this hypothesis. We propose an empirical literature review that shows that the controversy arises from the fact that part of the observed wage premium is explained by a selection effect, and the premium net of selection is weakly correlated with specialization. Other explanations could then explain the marriage premium : the discrimination of employers and a responsibility effect. But the empirical literature relating to these two alternative approaches is less well-supplied and does not lead to definite conclusions : few works clearly identify an effect of discrimination by employers, and articles advancing the idea of a responsibility effect, especially in terms of effect of paternity, are not convergent.

### INTRODUCTION

En France, dans une procédure de divorce, le juge aux affaires familiales peut être amené à décider que l'un des conjoint verse une prestation compensatoire à

l'autre et ce, en tenant compte, notamment, des « conséquences des choix professionnels faits par l'un des époux pendant la vie commune pour (...) favoriser la carrière de son conjoint au détriment de la sienne » (article 271 du Code civil). Cette disposition laisse donc penser que le mariage peut être la source d'un gain pour l'un des conjoints et que ce gain serait issu de la spécialisation au sein du couple. La théorie économique (Becker, 1985) nous apprend que la vie en couple se justifie notamment par la spécialisation, c'est-à-dire par l'exploitation des avantages comparatifs. Et en se spécialisant, les deux conjoints devraient alors accroître respectivement leur capital humain marchand ou domestique, plus que s'ils n'avaient pas vécu en couple. La compensation lors du divorce est alors justifiée par l'inégalité de valorisation de ces deux formes de capital, le capital humain domestique étant plus difficile à rentabiliser en dehors du couple, alors que le capital humain marchand se valorise plus facilement sur le marché de l'emploi indépendamment de vie en couple<sup>1</sup>. Pour autant, est-il démontré empiriquement que le mariage et la spécialisation accroissent significativement le capital humain marchand de l'un des conjoints, et donc son taux de salaire ? Telle est la question que nous étudions en effectuant une revue de la littérature empirique internationale. De manière plus spécifique, compte tenu du fait que la spécialisation dans le mariage demeure assez largement sexuée, la question traitée ici est de savoir si les hommes mariés bénéficient bien d'une prime au mariage en lien avec l'hypothèse de spécialisation. La question n'est pas importante uniquement dans le cadre spécifique du divorce que nous venons d'évoquer, plus largement elle participe à la compréhension de la formation des salaires, en particulier pour mieux comprendre l'inégalité salariale selon le genre, inégalité qui implique l'étude du rôle du partage des tâches au sein du couple (travail domestique, temps consacré aux enfants), notamment dans la formation du salaire. Elle concerne également la question de l'impact du mariage sur la stabilité, le niveau de vie et la (sortie de la) pauvreté des individus, certains travaux américains motivant ce type d'interrogation au regard des politiques proactives en faveur du mariage dans un contexte de développement de l'union de fait (cohabitation).

L'analyse empirique de la prime au mariage consiste le plus souvent, en première analyse, à estimer une équation de Mincer classique avec comme variable dépendante le (logarithme de) taux de salaire horaire masculin<sup>2</sup> et à introduire dans la spécification une indicatrice de statut matrimonial<sup>3</sup>. De très nombreux

---

1. Pour une discussion théorique relative à ce concept économique de compensation, cf. Bourreau-Dubois et Doriat-Duban (2011).

2. La quasi-totalité des travaux étudiés dans cette synthèse de littérature s'appuient sur des échantillons de salariés, et c'est le salaire horaire (en log, ce qui permet d'avoir une lecture directe des coefficients de régression en terme d'accroissement) qui est retenu (les taux extrêmes sont parfois exclus, pour plus de détail, voir le tableau de synthèse en annexe) ; quelques rares travaux portent sur des revenus horaires des travailleurs indépendants.

3. Bien que les hypothèses théoriques portent sur la vie en couple (et non le mariage), empiriquement généralement les spécifications opposent les hommes jamais mariés aux hommes mariés, parfois est ajoutée une catégorie d'homme antérieurement mariés (séparés ou divorcé). Dans la littérature

travaux<sup>4</sup>, relatifs le plus souvent aux États-Unis mais pas seulement, identifient ainsi une significativité statistique de cette indicatrice pour montrer que, à facteurs contribuant classiquement à la détermination du taux de salaire donnés (âge, niveau de formation, expérience professionnelle, durée dans l'emploi actuel, nombre d'heures travaillées, secteur d'activité, métier, zone géographique, origine ethnique...), les hommes mariés ont un taux de salaire horaire plus élevé que les hommes non mariés. Comme le montre le tableau de synthèse en annexe, la prime au mariage, selon ce type de spécification simple, varie selon les estimations de 1 % et 37 % du salaire horaire, avec une moyenne égale à 13 % calculée sur 74 estimations (dont 49 portent sur les États-Unis). Sur la base d'un simple calcul de moyennes des coefficients estimés, on ne note pas de différence sensible entre les États-Unis (12,7 %) et les autres pays (13,5 %). De même, si l'on se limite aux seules estimations étasuniennes, on ne note pas de différence de moyennes entre les trois décennies 1970, 80 et 90<sup>5</sup>, si ce n'est un léger accroissement dans les années plus récentes (également souligné dans les travaux de de Linde Leonard et Stanley, 2015), alors que Cohen (2002) soulignait un déclin de la prime au mariage des hommes aux États-Unis entre 1976 et 1999. Enfin, sur la base de 23 estimations, la prime à la cohabitation (vie en couple hors du mariage) serait en moyenne de 4,6 %<sup>6</sup>. Pour autant, ces constats statistiques ne sauraient suffire pour admettre que le mariage (et la spécialisation qui lui est associée) est source de gain salarial. En effet, toute une littérature s'attache à démontrer qu'il pourrait

---

plus récente, la catégorie des hommes non mariés vivant en couple est ajoutée (dans la littérature plus ancienne cette catégorie est confondue avec celle des jamais mariés).

4. Sauf indication contraire, ces travaux portent sur les États-Unis : Hill (1979) ; Nakosteen et Zimmer (1987) ; Reed et Harford (1989) ; Korenman et Neumark (1991) ; Hersch (1991) ; Cohen et Haberfeld (1991) ; Bellas (1992) ; Blackburn et Korenman (1994) ; Schoeni (1995) pour douze pays occidentaux ; Loh (1996) ; Cornwell et Rupert (1997) ; Gray (1997) ; Gorman (1999) ; Hundley (2000) ; Hersch et Stratton (2000) ; Phipps *et al.* (2001) pour le Canada ; Chun et Lee (2001) ; Datta Gupta et Smith (2002) pour le Danemark ; Stratton (2002) ; Lundberg et Rose (2002) ; Cohen (2002) ; Hewitt *et al.* (2002) pour l'Australie ; Krashinsky (2004) ; Geist (2006) pour quinze pays industrialisés ; Dougherty (2006) ; Ahituv et Lerman (2007) ; Datta Gupta *et al.* (2007) pour le Danemark ; Bardasi et Taylor (2008) pour la Grande-Bretagne ; Meurs *et al.* (2010) pour la France ; Rodgers et Stratton (2010) ; Pollmann-Schult (2010) pour l'Allemagne ; Petersen *et al.* (2011) pour la Norvège ; Mamun (2012) ; Budig et Lim (2016).

5. Pour les estimations effectuées sur des données de panel, nous avons retenu la date centrale de la fenêtre d'observation. Décennie 70 : 12,1 % ; décennie 80 : 11,9 % , décennie 90 et début 2000 : 13,6 %.

6. Tous les travaux que nous avons étudiés s'accordent sur le constat que la prime à la cohabitation serait de moindre importance que la prime au mariage (en moyenne d'environ 40 %, sur la base des 23 estimations étudiées), mais reposerait sur les mêmes hypothèses. Les multiples raisons avancées pour expliquer la différence d'ampleur sont que la cohabitation serait une forme d'union moins stable, moins féconde, avec légalement moins de responsabilité, avec moins de pression de la part du partenaire et donc une négociation plus équilibrée, avec moins de protection lors de la séparation ou du décès d'un conjoint, avec moins de référence à une norme sociale, avec une moindre mise en commun des ressources... et conséquemment engendrant une spécialisation moins prononcée, d'où une prime plus faible (Winkler, 1997; Baxter, 2005). Il convient de souligner que proportionnellement les travaux portant sur les États-Unis retiennent moins souvent une spécification intégrant la cohabitation explicitement, sans doute parce que les travaux américains ont été pionniers et que la question de la cohabitation apparaît historiquement plus tardivement.

n'en être rien, le lien entre cette prime apparente et le mariage ou la spécialisation dans le couple n'étant pas clairement démontré.

Dans un premier paragraphe nous évoquons le fait qu'un effet de sélection pourrait expliquer en partie cette prime, puis dans un deuxième paragraphe nous étudions la validité empirique de l'hypothèse d'un lien entre spécialisation et prime au mariage. Enfin, les paragraphes 3 et 4 discutent des hypothèses alternatives plus récentes, respectivement l'hypothèse d'une discrimination de la part des employeurs et l'hypothèse de responsabilisation des hommes mariés.

### 1. L'EFFET DE SÉLECTION EXPLIQUE UNE PART DE LA PRIME AU MARIAGE DES HOMMES

Très tôt la littérature s'est intéressée à l'éventuel effet de sélection selon lequel la prime pourrait être en partie attribuée, non pas au mariage lui-même, mais au fait que les hommes les mieux dotés en capital auraient simultanément la plus grande probabilité de se marier et celle de percevoir un salaire plus élevé. Cet effet simultané serait lié au fait que les mêmes facteurs inobservables (par exemple, la compétence, la loyauté, l'honnêteté, la fiabilité, la détermination, citées par Bardasi et Taylor (2008)); l'application, l'assiduité, citées par Petersen *et al.* (2011) seraient corrélés positivement au salaire et au mariage.

Les premiers travaux donnant du crédit à cette hypothèse sont ceux de Nakosteen et Zimmer (1987). Les auteurs estiment une équation de salaire en tenant compte du caractère endogène du mariage et en déduisent que, aux États-Unis, **la prime au mariage n'est pas significativement différente de zéro**. Dix ans plus tard, Nakosteen et Zimmer (1997) estiment que la probabilité de mariage des hommes américains jamais mariés est liée positivement et significativement au résidu d'une équation de salaire estimée de ces mêmes hommes : la probabilité de se marier serait donc plus élevée pour les hommes dont le salaire est plus élevé pour des raisons inobservées. Cohen et Haberland (1991) estiment que la prime au mariage observée sur données en coupe relatives aux États-Unis disparaît lorsque l'on recourt à une régression en différence. Gray (1997), montre que pour des générations d'hommes plus récentes (années 80 comparativement aux années 70), une fois pris en compte l'effet de sélection, la prime ne serait plus significativement différente de zéro et ce, du fait de l'évolution historique des rapports sociaux de genre impliquant une réduction de la spécialisation au sein des couples. De même, Barg et Beblo (2009), sur données allemandes et en recourant à une méthode de *matching* non-paramétrique, concluent sur le fait que la prime au mariage serait totalement due à un effet de sélection. Sur un échantillon très particulier d'hommes (des pères de catégories défavorisées de l'enquête américaine *Fragile Families and Child Wellbeing Study*), Mincy *et al.* (2009) estiment également une prime au mariage statistiquement non différente de zéro une fois pris en compte l'effet de sélection par une régression en différence. Rodgers et Stratton (2010) estiment enfin que, toujours aux États-Unis, l'effet de sélection expliquerait la totalité de la prime au mariage des hommes blancs, mais pas celle des Afro-Américains. Selon

les auteurs, le faible effet de sélection pour les Afro-Américains serait concordant avec le fait que le « pool » d'Afro-Américains mariables serait restreint.

Au contraire, Chun et Lee (2001), contestant les modèles à effets fixes invariants dans le temps au motif qu'ils ne captureraient pas bien le processus de sélection, recourent à une méthode similaire à celle de Nakosteen et Zimmer (1997) (*switching estimation*), mais en ajoutant le nombre d'heures de travail de la femme instrumenté. Ils aboutissent alors à une conclusion inverse : **l'hypothèse de sélection ne serait pas corroborée**, la prime au mariage existerait bien et la valeur du coefficient associé au mariage dans une régression MCO simple serait au contraire sous-estimée. Pour expliquer la différence avec Nakosteen et Zimmer, les auteurs évoquent une différence de période d'observation. Ginther et Zavodny (2001) avancent la conclusion selon laquelle l'effet de sélection serait d'ampleur très limitée aux États-Unis dans la mesure où la prime au mariage est, somme toute, similaire selon que les hommes se sont mariés, ou non, précocement à la suite d'une conception prémaritale (« *shotgun wedding* »). L'hypothèse est en effet que la conception prémaritale est une cause exogène du mariage qui ferait que c'est aléatoirement que certains de ces hommes se marieraient puisqu'en l'absence de conception, ils ne se seraient probablement pas mariés avec cette femme. Selon ces auteurs, la prime serait équivalente, mais se formerait différemment : les hommes connaissant un mariage « normal » bénéficieraient principalement d'une prime initiale liée au mariage lui-même mais peu de prime additionnelle liée à la durée du mariage, alors que les hommes connaissant un « *shotgun wedding* » bénéficieraient d'un mécanisme inverse : pas de prime initiale et une prime positivement corrélée à la durée du mariage. La réfutation de l'hypothèse de sélection constitue également l'une des conclusions de Antonovics et Town (2004) qui estiment la prime au mariage en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée en recourant à un échantillon de jumeaux monozygotes américains. L'estimation du modèle par différence intra-paire ne débouche pas sur une réduction du coefficient mesurant la prime au mariage, mais au contraire une augmentation légère, ce qui irait donc dans le sens d'une infirmation de l'hypothèse de sélection. Des résultats similaires avaient été produits par Loh (1996), toujours sur le cas des États-Unis, en utilisant des données de frères non jumeaux. En revanche, les travaux de Krashinsky (2004), également menés sur la base d'un échantillon américain de jumeaux, aboutissent à une conclusion inverse : la prime au mariage passerait de 20 % à 0,8 % du taux de salaire horaire lorsque l'on tient compte des caractéristiques inobservées supposées similaires pour les deux jumeaux. Pour approfondir la question de la sélection liée à des caractéristiques inobservées, Rodgers et Stratton (2010) testent l'impact d'un certain nombre de facteurs habituellement inobservés : les capacités cognitives (test AFQ), l'estime de soi, les antécédents familiaux (emploi et éducation des parents). Ils montrent alors que si ces indicateurs sont généralement significativement liés positivement au taux de salaire, ils

ont en revanche peu d'impact sur l'effet attribué au fait d'être marié et contribueraient donc peu à la compréhension de l'effet de sélection<sup>7</sup>.

En revanche, les travaux sur données en panel, en recourant à des modèles à effets fixes pour corriger de l'hétérogénéité inobservée constante, confirment le plus souvent que l'effet de sélection réduit sensiblement la prime mais qu'**il demeure une prime résiduelle attribuable au mariage lui-même**<sup>8</sup>. Dans la mesure où le recours aux modèles à effets fixes repose sur les seuls individus qui changent de statut matrimonial, Rodgers et Stratton (2010), sur données américaines, tentent d'explicitier la différence entre les résultats issus des modèles avec et ceux sans effets fixes. Pour cela, ils introduisent dans un modèle sans effet fixe des *dummies* repérant les individus qui ne changent pas de statut (toujours mariés, toujours jamais mariés, toujours séparés/divorcés) pour capter l'effet de niveau salarial de ces derniers. Ils montrent alors, notamment, que la prime au mariage des hommes blancs identifiée dans le modèle sans effet fixe est principalement le fait des hommes toujours mariés, justifiant qu'avec un modèle à effets fixes cette prime devienne non significative. Datta Gupta et Smith (2002), sur données danoises, estiment une prime au mariage significative en recourant à un modèle à effet aléatoire, mais non significative avec un modèle à effet fixe. Petersen *et al.* (2011), à l'aide de données administratives norvégienne exhaustives et longitudinales, estiment des modèles à effets fixes permettant de raisonner à métier et entreprise donnés. Ils montrent ainsi que les trois quarts de la prime au mariage seraient dues à un effet de sélection d'emploi : les hommes mariés et les hommes ayant été mariés ont choisi des entreprises et des métiers payant plus. Cette conclusion est renforcée par une analyse menée sur un échantillon limité aux hommes non-mariés, analyse qui montre que le fait de se marier demain amène une prime dès aujourd'hui (Krashinsky (2004) trouve des résultats similaires sur données américaines), prime qui ne peut donc pas être attribuée au mariage lui-même, ni à une discrimination de l'employeur (puisque'il ne connaît pas le futur statut matrimonial), mais bien à un comportement de sélection d'emploi. Dans une régression similaire mais portant sur l'ensemble des individus (et non pas les seuls non-mariés), les auteurs montrent que, après prise en compte des effets fixes « métier-employeur », la prime au mariage futur disparaît (parce que totalement absorbée par les effets fixes) et que seul demeure un effet de « traitement » : le mariage actuel impliquerait des changements de comportement des hommes mariés favorables à leur rémunération. Enfin, les auteurs ajoutent un effet fixe individuel

---

7. Les travaux de Mueller et Plug (2006) montrent que le taux de salaire des hommes est lié négativement à l'amabilité et positivement à la stabilité émotionnelle et l'ouverture à l'expérience, mais l'analyse ne traite pas du lien entre ces traits de personnalité et la probabilité de se marier.

8. Sauf indication contraire, les travaux portent sur les États-Unis : Kilbourne *et al.* (1994); Cornwell et Rupert (1997); Gray (1997); Korenman et Neumark (1991); Hersch et Stratton (2000); Stratton (2002); Lundberg et Rose (2002); Dougherty (2006); Ahituv et Lerman (2007); Datta Gupta *et al.* (2007) pour le Danemark; Bardasi et Taylor (2008) pour la Grande-Bretagne; Loughran et Zissimopoulos (2009); Rodgers et Stratton (2010) uniquement pour les Afro-Américains; Petersen *et al.* (2011) pour la Norvège; Pollmann-Schult (2010) pour l'Allemagne; Mamun (2012); Killewald (2013); Budig et Lim (2016).

en mobilisant la dimension longitudinale de leurs données ; cette analyse permet de confirmer un effet du mariage très réduit de l'ordre de 1,6 % du taux de salaire horaire, contre 10 à 12 % (selon les années) lorsqu'aucun effet fixe n'est pris en compte.

Une autre manière d'aborder la question de l'effet de sélection repose sur l'étude de la datation de l'effet. On peut en effet penser que si l'effet de sélection devait être primordial, il devrait plutôt être observé lors du mariage, or plusieurs travaux montrent que **la prime croît avec la durée du mariage**<sup>9</sup>, ce qui donnerait donc plutôt du crédit à l'hypothèse de gain de productivité par spécialisation. Cornwell et Rupert (1997) ne partagent cependant pas cette analyse relative à la durée dans le mariage ; ils montrent au contraire qu'aux États-Unis le montant de la prime n'est pas liée à la durée du mariage (ni à la durée du divorce) et donc que cette prime, une fois corrigée de l'effet de sélection, n'est pas associable à un effet de spécialisation. Ils l'attribuent plutôt à un effet de « *settle down* » pouvant prendre la forme, par exemple, d'une augmentation de l'offre travail (réduction du loisir) au moment de la mise en couple. Hersch et Stratton (2000), toujours sur données américaines, ne trouvent pas plus de relation significative avec la durée de mariage, ils expliquent leur différence de résultat avec les travaux antérieurs par le fait qu'ils travaillent sur des cohortes d'hommes plus âgés (18-59 ans *versus* 24-31 ans chez Gray (1997), par exemple).

Krashinsky (2004) réplique la spécification de Korenman et Neumark (1991), mais sur des données de panel plus longues et remet en question ces résultats antérieurs. Ils montrent en effet que, avec un modèle à effets fixes, l'impact du mariage en soi est non significatif. Puis ils expliquent que le fait que l'effet positif associé à la durée de mariage soit bien positivement significatif ne signifie pas nécessairement qu'il traduise un phénomène d'accumulation progressive de capital humain grâce au mariage et la spécialisation. Pour tester la pertinence de l'interprétation à donner à l'effet positif attaché à la durée du mariage, l'auteur effectue alors une régression non pas sur le taux de salaire mais sur son taux de variation, et montre que le fait d'être marié n'est pas lié à la variation de taux de salaire alors que le fait d'être prochainement marié est lié positivement à la variation de taux de salaire : les futurs mariés seraient donc sur une trajectoire d'évolution salariale plus prononcée que les non-mariés, ce qui constitue un indice pertinent d'effet de sélection.

En testant l'idée selon laquelle les caractéristiques inobservées (contribuant à la maturité) jouant à la fois sur le taux de salaire et la probabilité de mariage ne sont pas constantes dans le temps, Dougherty (2006) propose une spécification permettant d'identifier les effets du mariage sur le taux de salaire pour différentes durées avant et après l'éventuel mariage. Il montre alors, sur données américaines, que la prime au mariage des hommes (comparativement aux hommes

---

9. Korenman et Neumark (1991) ; Gray (1997) ; Loh (1996) ; Stratton (2002) ; Krashinsky (2004) ; Dougherty (2006) ; Rodgers et Stratton (2010) pour les hommes blancs uniquement ; Mamun (2012) ; tous ces travaux portent sur les États-Unis.

qui ne se marieront jamais) serait statistiquement significative à partir de la cinquième année avant le mariage et serait croissante jusqu'à la huitième année après le mariage. Le fait que la prime apparaisse avant le mariage incite Dougherty, rejoignant ainsi Krashinsky (2004), à rejeter l'hypothèse de spécialisation quand bien même la prime croisse avec la durée de mariage. Les travaux de Loughran et Zissimopoulos (2009) vont confirmer cette analyse en recourant à une régression en double différence (différence entre la variation individuelle temporelle et la moyenne individuelle des différences temporelles) de manière à tenir compte de l'hétérogénéité variable avec le temps. Leurs conclusions montrent alors qu'il n'y aurait pas d'effet du mariage, et qu'il y aurait bien un effet significatif de la durée du mariage, mais que celui-ci serait négatif (une décroissance de 2 % du taux de salaire par année de mariage), ce qui constitue un résultat assez original par rapport à l'ensemble de la littérature. Dans la mesure où, sur les mêmes données, les auteurs trouvent un effet du mariage significativement positif lorsqu'ils recourent à un modèle à effets fixes, les auteurs interprètent cette différence de résultat par le fait que les hommes qui se marient relativement tôt connaissent un taux de croissance de leur salaire (avant et après la mariage) plus élevé que ne connaissent ceux qui se marient plus tardivement ou jamais.

Au total, cette revue de littérature montre qu'il n'y a pas un consensus parfait quant à l'existence d'un effet de sélection. Pour autant, le fait que la moyenne des primes au mariage des 50 estimations que nous avons recensées et qui prennent en compte cet effet soit égale à 8 %<sup>10</sup> du taux de salaire horaire – soit environ quatre points de moins que la moyenne des estimations ne tenant pas compte de l'hétérogénéité inobservée – nous amène à penser que cet effet de sélection existe bien. En cela, notre appréciation rejoint l'une des conclusions de la méta-analyse de de Linde Leonard et Stanley (2015), effectuée sur 661 estimations, selon laquelle l'effet de sélection (prise en compte à l'aide de modèles à effet fixes) réduirait, à autres paramètres méthodologiques donnés, la prime au mariage de deux points de pourcentages.

## 2. LA PRIME AU MARIAGE DES HOMMES N'EST PAS NÉCESSAIREMENT DUE À LA SPÉCIALISATION

Au-delà de la question de l'existence et de la mesure d'un effet de sélection, de nombreux auteurs s'interrogent sur l'hypothèse la plus probable pour expliquer cette prime (nette de l'effet de sélection), la question étant alors de savoir si l'hypothèse de spécialisation est pertinente. L'hypothèse classique de spécialisation est celle selon laquelle, en se spécialisant dans l'activité marchande, et donc en étant dispensé de toute ou partie de l'activité domestique, l'homme marié peut

---

10. 9 % pour les estimations relatives aux États-Unis, et seulement 2 % pour celles relatives aux autres pays (mais notre revue de littérature ne prend en compte que huit estimations non-américaines). Cette différence (non observable dans les estimations sans prise en compte de l'effet de sélection, cf. supra), qui met en exergue une particularité des États-Unis, est également soulignée par de Linde Leonard et Stanley (2015). Pour ces auteurs, à paramètres d'estimation donnés, le fait de travailler sur des données américaines expliquerait 8 points de pourcentage de la prime au mariage des hommes.



consacrer plus de temps et d'intensité à son activité marchande<sup>11</sup> et donc accroître son capital humain marchand, sa productivité et conséquemment son salaire (Becker, 1985).

La spécialisation est parfois approximée par le **temps d'activité marchande féminin**, mais la corrélation intra-couple entre le temps d'activité marchande féminin et le temps d'activité domestique masculin étant faible, la faible qualité de ce proxy peut probablement expliquer pourquoi les résultats ne sont pas convergents. Pour Bellas (1992), la prime au mariage pour les universitaires aux États-Unis serait significativement plus élevée lorsque la conjointe ne travaille pas que dans le cas inverse. Pour Loh (1996), le taux de salaire masculin aux États-Unis croîtrait avec la durée de travail de la conjointe. Mais le résultat inverse est avancé par Gray (1997) pour les États-Unis et par Bardasi et Taylor (2008) sur le cas de la Grande-Bretagne. Quant à Jacobsen et Rayack (1996), ils montrent que la prime salariale de l'homme associée à la durée de travail marchand de sa conjointe disparaît, ou est très réduite, lorsque l'estimation tient compte de l'endogénéité de cette durée (régression à variable instrumentale) ou de l'hétérogénéité (modèle à effet fixe). Cela amène ces auteurs à rejeter l'hypothèse de différence de spécialisation (la productivité de l'homme varierait selon l'implication marchande de la femme) et à valider plutôt l'hypothèse en termes de *matching* (les hommes à haut salaire épousent plutôt des femmes qui auront une faible activité marchande) et l'hypothèse d'interaction (les femmes épousant des hommes à haut revenu peuvent adapter leur offre de travail à la baisse). Les travaux de Hotchkiss et Moore (1999) montrent qu'en tenant compte du caractère endogène de l'offre de travail de la conjointe, la pénalité masculine liée à l'activité marchande de la conjointe est effective pour les hommes cadres (et l'offre de travail de la conjointe est plutôt exogène), alors que pour les non-cadres, selon les spécifications la pénalité disparaît ou se transforme en prime. Pour les non cadres, l'apport de revenus par la conjointe inciterait l'homme à saisir des opportunités d'emplois plus risqués mais mieux rémunérés. Killewald et Gough (2013) introduisent une simple indicatrice d'activité à temps partiel de la conjointe et montrent que si cette indicatrice est bien associée positivement et significativement au taux de salaire de l'homme, en revanche son introduction ne supprime pas totalement la prime au mariage des hommes sans enfant et dont l'épouse travaille à temps plein. Selon les auteurs, ce résultat est donc de nature à rejeter l'hypothèse de spécialisation. Mamun (2012), en estimant l'effet croisé du mariage selon le niveau d'éducation de la partenaire, donne du crédit à l'hypothèse selon laquelle la prime au mariage serait plus due à un effet de capital humain joint que d'un traditionnel effet de spécialisation, notamment dans un contexte de développement de l'activité féminine. En effet, la

---

11. Une hypothèse illustrée par exemple par Jacquemart (2014), sur la base d'entretiens qualitatifs auprès de cadres supérieurs de la fonction publique en France. Mais a contrario, sur données allemandes, El Lahga et Moreau (2007) montrent que la spécialisation liée au mariage (passage de la cohabitation au mariage) est surtout le fait des femmes qui réduisent leur activité marchande et augmentent plus encore leur activité domestique (baisse du loisir), alors que pour les hommes l'impact du mariage sur l'offre de travail marchand est peu significatif, la baisse du loisir étant surtout attribuable à une hausse du travail domestique.

prime serait plus élevée pour les hommes vivant en couple (marié ou non) dont la conjointe est en activité et possède un niveau d'éducation élevé.

D'autres travaux, en introduisant les **temps d'activité domestique de l'homme et/ou de la femme** dans l'équation de salaire, montrent que l'hypothèse de spécialisation ne serait pas corroborée. Hersch (1991) et Hersch et Stratton (2000) montrent par exemple pour les États-Unis que la prise en compte du temps d'activité domestique ne modifie pas sensiblement l'effet estimé du mariage, ce dernier devrait donc être attribué à une autre logique que celle de la spécialisation. Les mêmes auteurs, dans un article de 1997, montraient déjà, à partir d'un échantillon d'hommes et de femmes mariés et en recourant à des modèles à effet fixe ou des régressions à variable instrumentale, que le lien entre la durée d'activité domestique des hommes et leur taux de salaire n'est pas statistiquement significatif et ce, à la différence des femmes. Selon les auteurs, cette différence de genre interpelle quant à la pertinence de l'hypothèse de spécialisation exprimée en termes de différence d'effort et donc de productivité. De même, Loh (1996) montre qu'aux États-Unis la prime au mariage des hommes est indépendante du nombre d'années passées par la conjointe dans l'activité marchande à niveau d'éducation de la conjointe donné. Pollmann-Schult (2010) apporte également plusieurs arguments empiriques en défaveur de l'hypothèse de spécialisation dans le cas de l'Allemagne de l'Ouest. Premièrement, à caractéristiques constantes, le mariage n'entraîne pas de variation significative du temps d'activité domestique des hommes dont l'épouse est inactive et entraîne un accroissement de leur travail domestique lorsque l'épouse est en emploi. Deuxièmement, la relation entre le temps d'activité domestique de l'homme et son taux de salaire est estimée non significative. Troisièmement, la prime au mariage est significativement supérieure lorsque l'épouse est inactive (et simultanément l'offre de travail de la femme n'est pas endogène). L'auteur conclue alors de ces trois résultats que la prime au mariage n'est pas le produit de la spécialisation, mais probablement du besoin additionnel de consommation que le mariage fait naître (*cf. infra* § 4).

Chun et Lee (2001) au contraire, en instrumentant le temps d'activité de la femme (l'endogénéité tient au fait que le choix d'activité de la femme dépend des revenus du mari), concluent sur un **effet de la spécialisation** assez fort aux États-Unis, estimant qu'un homme marié à une femme inactive bénéficierait d'une prime estimée à 31 % par rapport à un homme non-marié, contre seulement de 3 % lorsque la femme travaille à temps plein. De même, Bardasi et Taylor (2008) trouvent, pour les Britanniques mariés et en recourant à un modèle à effets fixes, une relation positive et significative entre le nombre d'activités domestiques prises en charge par la femme et le taux de salaire du mari (la prime salariale s'accroît de 0,9 % pour chaque activité prise en charge, le nombre d'activités variant de 0 à 4), ainsi qu'une relation négative entre ce dernier et le temps d'activité marchande de la femme. Pour autant, lorsque ces auteurs tiennent compte, avec une régression à variable instrumentale, de l'endogénéité des comportements d'activité (marchand et domestique) de la femme, seul l'effet lié au temps d'activité marchande subsiste et est même renforcé. L'hypothèse initiale d'un biais d'endogénéité négatif fondée

sur l'idée selon laquelle des femmes mariées avec des hommes à haut salaire réduiraient leur activité marchande (et inversement) est donc contredite. C'est en effet l'inverse qu'indique l'accroissement du coefficient de régression, résultat qui, selon les auteurs, illustrerait l'hypothèse d'un assortiment positif (« *positive assortative mating* ») contraire à l'hypothèse de spécialisation. Outre la durée d'activité domestique, la nature de la tâche domestique pourrait également jouer sur la réalité de la spécialisation selon le degré de compatibilité temporelle de la tâche avec une activité marchande (Noonan, 2001). L'auteur montre, en recourant à un modèle à effet fixe, que, pour les hommes mariés comme pour les femmes mariées, seules les tâches domestiques « féminines » auraient un impact négatif significatif sur le taux de salaire (et plus fort pour les femmes).

L'ensemble de ces travaux permettent d'avancer la conclusion selon laquelle, l'hypothèse de spécialisation est assez largement invalidée par les différentes approches. C'est d'ailleurs également l'une des conclusions de la méta-analyse effectuée par de Linde Leonard et Stanley (2015). D'une part, la prise en compte de la durée du mariage (selon l'hypothèse que l'effet de la spécialisation se développe durant la vie maritale) n'expliquerait qu'un point de pourcentage de la prime au mariage. D'autre part, cette dernière serait plus élevée dans les estimations postérieures à l'année 2000, alors que nombre d'indicateurs montrent que la tendance générale est à la réduction de la spécialisation dans les couples. L'hypothèse de la spécialisation recueillant peu de crédit, la littérature a exploré des hypothèses alternatives.

### 3. LA DISCRIMINATION DES EMPLOYEURS N'EXPLIQUE PAS LA PRIME AU MARIAGE DES HOMMES

La deuxième hypothèse la plus courante dans la littérature est celle relative à la discrimination exercée par les employeurs. Les employeurs auraient une préférence pour les hommes mariés parce qu'ils le sont eux-mêmes ou parce qu'ils les pensent plus investis professionnellement, le mariage révélant des attitudes valorisables dans un cadre professionnel telles que l'honnêteté, la loyauté, la détermination... et ce, selon une logique d'effet de signal. À cet égard, Korenman et Neumark (1991) montrent, à partir de données d'entreprises américaines, que la prime au mariage serait plus le fait que les hommes mariés sont plus promus à des grades supérieurs (ils sont mieux notés par leurs supérieurs que ne le sont les non-mariés) que le fait qu'ils recevraient des salaires supérieurs (aux non-mariés) à grade donné. Quant à Pollmann-Schult (2010), il estime, sur données allemandes, que la prime au mariage est non significative pour les travailleurs indépendants, donnant ainsi du crédit à l'hypothèse de discrimination des employeurs (Hundley, 2000, sur données américaines, estime également un effet non significatif). Correll *et al.* (2007), en recourant à une expérimentation en laboratoire, montrent que, dans une procédure de recrutement (aux États-Unis), les hommes bénéficient significativement d'une prime à la paternité (à l'inverse des mères) : comparativement à un homme sans enfant ayant les mêmes caractéristiques, le père est perçu

comme quelqu'un qui sera plus engagé, il lui serait proposé un salaire d'embauche supérieur et sa probabilité d'embauche serait supérieure<sup>12</sup>.

Jacobsen et Rayack (1996) en revanche rejettent l'hypothèse de discrimination des employeurs américains dans la mesure où la prime est observée (dans une simple régression MCO) pour les hommes exerçant une profession indépendante. Loh (1996), pour justifier son doute quant à l'hypothèse de spécialisation (qui devrait s'observer tout autant pour des hommes salariés que des hommes non-salariés), estime que pour les travailleurs indépendants non-salariés aux États-Unis, la prime serait négative (pénalité) même en tenant compte de l'effet de sélection relatif à ce groupe particulier d'hommes actifs. Petersen *et al.* (2011) distinguent la discrimination *d'animus*, qui est assise sur des normes sociales sans justifications objectives, de la discrimination statistique qui, elle, est fondée sur des différences statistiques avérées. Il y aurait discrimination statistique lorsqu'il est trop coûteux de mesurer la productivité individuelle, car alors il peut être rationnel de se fier à des indicateurs de productivité moyenne par groupes sociaux, par exemple se fier au fait que les hommes mariés sont en moyenne plus productifs, et donc de mieux payer un homme marié comparativement à un homme non-marié, alors que la productivité de l'un comme de l'autre n'est pas individuellement connue. De plus, selon les auteurs, l'évolution historique vers une plus grande égalité de genre (déclin du mariage et de la spécialisation au sein des couples) devrait réduire la première forme de discrimination, mais pas la seconde. L'analyse empirique des auteurs, sur données norvégiennes, montre alors, d'une part, que, avec un modèle à effets fixes de niveau « métier-entreprise », l'essentiel (75 %) de la prime au mariage apparente (sans effet fixe) s'expliquerait en fait par un effet de sélection par assortiment<sup>13</sup> (les hommes mariés choisissent des métiers et travaillent dans des entreprises mieux payés) et donc qu'à métier et entreprise donnée la différence de salaire est minime (pas de discrimination statistique). D'autre part, ils montrent que la prime au mariage résiduelle n'évolue pas au cours du temps (selon trois périodes allant de 1979 à 1996), ce qui infirmerait l'hypothèse d'une discrimination *d'animus*.

Il est assez cohérent finalement que cette hypothèse de discrimination de la part des employeurs soit plutôt invalidée; en effet, dans la mesure où la discrimination reposerait sur une perception de différence de productivité des hommes selon leur statut matrimonial, il est logique que l'hypothèse soit invalidée comme l'est celle de la spécialisation (cf. *supra* 3) qui, elle aussi, repose sur cette différence de productivité.

---

12. La différence de probabilité d'embauche est juste significative au seuil de 10 % et n'est pas confirmée par l'expérimentation de terrain effectuée par ces mêmes auteurs : le taux de convocation à un entretien suite à une réponse à une offre d'emploi n'est pas significativement différent selon que le candidat est un père ou un homme sans enfant.

13. Un effet que l'on peut assimiler à un effet de sélection, tel que nous l'avons défini au premier paragraphe.

#### 4. LA PRIME AU MARIAGE DES HOMMES EST PEUT-ÊTRE DUE À UN EFFET DE RESPONSABILISATION

La troisième hypothèse est celle selon laquelle l'homme marié changerait (de sa propre gouverne) son comportement ; il se sentirait en effet investi d'une responsabilité à l'égard de sa famille l'amenant à plus investir dans son activité marchande (hausse de l'offre de travail, intensification de l'effort, recherche d'emploi mieux rémunéré...) dont dépend le niveau de vie familial présent ou futur<sup>14</sup>. Cette hypothèse de responsabilisation rejoint celle exprimée en termes de normes sociales selon laquelle le regard de l'entourage inciterait les hommes mariés à s'investir dans leur activité professionnelle (Ashwin et Isupova, 2014). Les travaux qui avancent cette hypothèse déplacent donc la problématique du couple vers celle de la famille.

Ce changement de comportement peut se traduire selon un mécanisme de *compensating wage*, indépendant de la spécialisation intra-couple, consistant à accepter des emplois aux conditions moins avantageuses mais mieux rémunérés. Selon Reed et Harford (1989), la prime au mariage aux États-Unis ne refléterait pas une différence de productivité, mais une différence de goûts par le fait que le mariage serait un proxy de la demande de biens « famille » : la demande (coûteuse) d'enfant notamment inciterait à choisir des emplois mieux rémunérés mais moins plaisants et à réduire la demande de loisir. Les travaux de Hersch (1991), sur données américaines, montrent par exemple que l'introduction des caractéristiques de condition d'emploi dans l'équation de salaire estimée par MCO (sans effets fixes) réduit d'un tiers le coefficient associé au mariage. Gorman (1999) montre que, aux États-Unis, les hommes mariés ont une plus forte probabilité que les hommes jamais mariés de quitter volontairement un emploi pour un autre emploi, et une plus faible probabilité de perdre son emploi ou de le quitter volontairement sans assurance d'en trouver un autre. Cela illustrerait le comportement moins risqué des hommes mariés et plus focalisé sur le gain salarial (probablement associé au départ volontaire). Pour autant, l'auteur montre que, comparativement aux hommes non-mariés qui ne changent pas d'emploi, le gain salarial annuel des hommes mariés changeant d'emploi n'est pas significativement différent. Les travaux de Pollmann-Schult (2010) relatifs à l'Allemagne, montrent cependant que cette hypothèse de *compensating wage* ne serait pas corroborée dans ce pays : le mariage n'est pas significativement lié au taux de transition des hommes d'un emploi vers un autre emploi mieux rémunéré et aux conditions de travail moins bonnes, mais uniquement positivement au taux de transition vers des emplois mieux rémunérés. L'auteur invite cependant le lecteur à la prudence quant à cette conclusion dans la mesure où la base de données ne contient pas toutes les caractéristiques décrivant les conditions de travail.

---

14. Pollmann-Schult (2010) donne indirectement du crédit à l'hypothèse selon laquelle la prime refléterait un besoin accru de consommation en montrant que, à caractéristiques constantes, en Allemagne les hommes mariés ou cohabitants sont moins satisfaits de leurs revenus que les hommes ne vivant pas en couple.

Plus spécifiquement, l'effet de responsabilité nouvelle devrait se traduire par un effet positif de la paternité sur le taux de salaire, mais celui-ci n'est pas clairement établi. Il est certes estimé significativement positif par Lundberg et Rose (2000, 2002) à l'aide de modèles à effets aléatoires ou fixes, par Hodges et Budig (2010) avec un modèle à effets fixes, dans les deux cas sur données américains, et par Meurs *et al.* (2010) dans le cas de la France, mais plusieurs autres travaux trouvent un effet non significatif associé au nombre d'enfants. C'est le cas, toujours avec des modèles à effets fixes, des travaux de Datta Gupta et Smith (2002) sur données danoises, de Stratton (2002) et de Ahituv et Lerman (2007) sur données américaines, voire même avec un modèle sans effet fixe (Phipps *et al.* (2001) pour le Canada; Lincoln (2008) pour les États-Unis). Certains travaux identifient bien une prime à la paternité, mais uniquement pour la présence d'enfant(s) en bas âge (Hersch et Stratton (2000) pour les États-Unis; Bardasi et Taylor (2008) pour le Grande-Bretagne), ou uniquement pour les enfants de rang un et deux (Lundberg et Rose, 2002), ou pour uniquement les hommes blancs (Hill (1979) et Cohen (2002) aux États-Unis), ou encore pour uniquement les salariés et non pour les travailleurs indépendants (Hundley (2000); Pollmann-Schult (2010) pour l'Allemagne). Lundberg et Rose (2002) montrent également que la prime à la paternité serait significativement plus élevée à la suite d'une naissance d'un garçon plutôt que d'une fille (en particulier pour l'aîné). Comme cet effet n'est pas observé pour les mères d'une part, et que la naissance d'un garçon réduirait la probabilité de divorcer, les auteurs concluent que le temps passé par le père avec son garçon accroîtrait la valeur du mariage pour les hommes. Pour Glauber (2008), aux États-Unis la prime à la paternité ne s'observerait que pour les hommes mariés, serait croissante avec le nombre d'enfants et serait plus faible pour les hommes afro-américains. Quant à Killewald et Gough (2013), elles montrent également que l'effet de la paternité aux États-Unis ne serait pas significatif pour les hommes non mariés, mais qu'il le serait pour les hommes mariés ayant au moins deux enfants : un homme marié avec au moins deux enfants bénéficierait d'une prime à la paternité de 5 % du taux de salaire horaire comparativement à un homme marié sans enfant (prime à la paternité venant s'ajouter à la prime au mariage). Killewald (2013) montre également que la prime de paternité des hommes mariés n'existe pas lorsque l'enfant ne cohabite pas avec le père ou lorsqu'il ne s'agit pas d'une filiation biologique; ces résultats renforcent l'hypothèse selon laquelle le changement de comportement des hommes associé à la paternité relève d'une norme sociale « d'identité masculine ». Enfin, pour Loughran et Zissimopoulos (2009), en retenant une spécification tenant compte de l'hétérogénéité inobservée variable avec le temps, la paternité n'aurait aucun effet significatif sur le taux de salaire masculin.

Dans les quelques articles qui avancent cette idée de responsabilité, il faut reconnaître qu'elle n'est pas évoquée comme une hypothèse argumentée théoriquement, mais plutôt comme une interprétation, faute de mieux une fois avoir reconnu que ni l'hypothèse de spécialisation ni celle de discrimination n'était confirmée. En fait, on pourrait tout à fait considérer que le fait de se sentir investi d'une

responsabilité (surtout familiale) devrait plutôt être considéré comme une caractéristique inobservée et donc entrer dans la logique d'analyse de l'effet de sélection telle que nous l'avons explicité et commenté au paragraphe 1.

## CONCLUSION

Statistiquement, les taux de salaire horaires des hommes mariés sont supérieurs aux taux de salaire des hommes non mariés. Mais est-ce parce qu'ils sont mariés qu'ils gagnent plus ? Et donc, existe-t-il une prime au mariage ? La vaste littérature empirique internationale qui, depuis plus de quarante ans, s'est attachée à étudier la prime au mariage des hommes converge (sans qu'il y ait pour autant un consensus définitif<sup>15</sup>) désormais vers un certain nombre de conclusions. Premièrement, de nombreux travaux empiriques ont montré que la prime au mariage apparente résulterait en fait pour partie d'un effet de sélection. Une part non négligeable de la prime observée serait due au fait que les hommes qui ont la plus forte probabilité de se marier sont également ceux qui ont une probabilité élevée de percevoir des gains salariaux élevés, la différence salariale entre hommes mariés et hommes non mariés ne serait donc pas due uniquement au mariage en lui-même, mais à des caractéristiques inobservées corrélées au mariage. Deuxièmement, après prise en compte de cet effet de sélection, d'autres travaux empiriques (ou les mêmes) montrent que l'éventuelle prime résiduelle ne s'expliquerait pas clairement par le mécanisme standard de la spécialisation d'activité au sein des couples, mécanisme qui pourtant, pour les économistes, constitue un argument assez central pour justifier la cohérence économique du choix pour la vie en couple. Troisièmement, la recherche d'explications alternatives, qui a donné lieu à moins de travaux, n'apparaît pas plus pertinente. L'hypothèse de la discrimination des employeurs favorable aux hommes mariés, qui d'une certaine manière rejoint l'hypothèse de spécialisation, n'est pas validée. Quant à l'explication en terme de responsabilité, elle pourrait en fait relever d'un mécanisme assez similaire à un effet de sélection.

Pour tenter finalement de dresser un état synthétique de la littérature sur la question de la prime au mariage des hommes, on peut reprendre l'analyse récente de Killewald et Lundberg (2017) menée sur des données américaines récentes (1979-2012). Les auteurs partent du constat assez troublant (et souligné dans d'autres auteurs, cf. supra) que la prime au mariage s'observe avant le mariage. D'où la nécessité d'apporter des éléments confirmatoires pour départager trois hypothèses : un effet causal (le mariage explique la prime salariale selon une logique de spécialisation dans le couple, voire de discrimination des employeurs), un effet causal inversé (un taux de salaire supérieur accroît la probabilité de se marier, selon une logique d'effet de sélection, voire d'effet de responsabilisation, de préparation au mariage sous la pression sociale...), un effet salarial d'entrée

---

15. La non convergence des résultats s'explique pour partie par le fait que, avec le temps, les bases de données se développent (permettant des estimations sur des fenêtres d'observation plus longues), de nouvelles méthodes économétriques se diffusent, etc.

dans la vie adulte (qui se confondrait avec un effet de mariage, les deux événements étant concomitants). Selon ces auteurs, l'effet causal est mis à mal par l'observation d'une prime prémaritale, sauf à considérer qu'il puisse y avoir une anticipation (gains de productivité non pas dus à la spécialisation dans le couple, mais dus à des changements de préférences dans la perspective d'un éventuel mariage et d'une éventuelle paternité futurs). Or, cette hypothèse d'anticipation n'est pas validée car les auteurs montrent que cette prime prémaritale n'existe pas pour les mariages tardifs (au-delà de l'âge de 26 ans), alors qu'elle existe pour les mariages contractés entre 23 et 26 ans, et que pour les mariages précoces (avant 23 ans), une prime plus prononcée est observée au moment du mariage (et non pas durant la période prémaritale car ces individus sont trop jeunes du point de vue de l'entrée sur le marché du travail). Concernant l'effet causal inversé, les auteurs reprennent l'idée de Ginther et Zavodny (2001) selon laquelle cet effet ne devrait pas jouer lorsque le mariage est inattendu (précipité, non anticipé) comme c'est le cas lorsque le mariage se produit pour faire face à (« régulariser ») une naissance inattendue. Or, ils montrent qu'il n'y a pas de différence significative de prime au mariage entre les mariages « normaux » et les mariages « fusil à pompe » (*shotgun weddings*) suite à une naissance inattendue, ce qui peut être considéré comme une réfutation de l'effet causal inversé. En revanche, les analyses selon l'âge au mariage confirment de manière assez convaincante l'hypothèse selon laquelle l'apparente prime au mariage serait plutôt une prime d'entrée dans la vie adulte. En effet, les hommes qui se marient tardivement ne connaissent aucune prime au mariage, ni avant, ni après. Ceux qui se marient à un âge intermédiaire (juste après l'âge d'entrée dans la vie adulte) connaissent une prime prémaritale élevée, une prime simultanée au mariage faible mais aucune prime post-mariage. Enfin, pour les mariages précoces, on observe une forte prime simultanée au mariage (entrée dans la vie adulte et mariage sont concomitants) mais aucune prime pré ou post-mariage. Si l'on suit donc ces auteurs, il conviendrait donc de conclure que les estimations de la prime au mariage sont des artefacts, ou du moins que cette prime est mal qualifiée puisque qu'elle mesurerait plutôt un mécanisme salarial d'entrée dans la vie adulte.

Si tel est le cas, et en particulier si on considère que l'effet causal n'est pas confirmé, on peut alors s'interroger sur la pertinence du Code civil français qui, à propos du calcul de la prestation de compensatoire lors du divorce, incite les juges à tenir compte des « (...) choix professionnels faits par l'un des époux [l'épouse] pendant la vie commune pour (...) favoriser la carrière de son conjoint au détriment de la sienne ». Certes, notre revue de littérature ne porte que très marginalement sur des estimations françaises, et donc notre manière d'inférer peut paraître excessive. Mais si l'on nous autorise cet excès<sup>16</sup>, nous pourrions recommander aux juges aux affaires familiales, débordés – en France – par ce contentieux de masse

---

16. Notamment parce que, une fois pris en compte l'effet de sélection, la prime au mariage dans les estimations qui ne concernent pas les États-Unis n'est en moyenne égale qu'à seulement 2 %, et que de Linde Leonard et Stanley (2015) montrent dans leur méta-analyse que, en plus, l'intervalle de confiance ne permet pas conclure que ce taux soit différent de zéro.



que sont les affaires de divorce, de ne pas trop s'attarder à chercher à identifier une plus qu'hypothétique prime de spécialisation masculine pour la partager entre les époux lors du calcul de la prestation compensatoire, mais de plutôt s'investir dans l'identification et la mesure de la pénalité au mariage que subissent les femmes du fait de « (...) choix professionnels faits par l'un des époux [l'épouse] pendant la vie commune (...) pour l'éducation des enfants et du temps qu'il faudra encore y consacrer » (article 271 du Code civil). En effet, à la différence de la littérature empirique portant sur la prime au mariage des hommes, celle portant sur le lien entre le taux de salaire des femmes et la fécondité s'accorde nettement plus largement sur l'existence d'une pénalité non négligeable.

| Référence                 | Variable(s) dépendante(s) | Méthode(s)  | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variabiles indépendantes d'intérêt  | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**) : 1 %   |
|---------------------------|---------------------------|---|---|---|--|
| Ahituv et Lerman (2007)   | Log de salaire horaire    | MCO simple<br>MCO avec effets fixes<br>MCO avec effets aléatoires | NLSY (USA) 1979-2004<br>2863 hommes (17-40 ans), emploi principal   | Devenir marié<br>Rester marié<br>Divorcer<br>Resté divorcé<br>Se remarier   | MCO simple; devenir marié : 0,12**<br>MCO simple; rester marié : 0,18**<br>MCO effets fixes; devenir marié : 0,08**<br>MCO effets fixes; rester marié : 0,13**<br>MCO effets aléatoires; devenir marié : 0,08**<br>MCO effets aléatoires; rester marié : 0,12**                                |
| Antonovics et Town (2004) | Log de salaire horaire    | MCO simple<br>MCO en différence (entre jumeaux)                   | MTR (USA) hommes jumeaux monozygotes en 1994; 487 paires de jumeaux dont 280 monozygotes; 136 paires après exclusion des temps partiels et des valeurs extrêmes | Être marié  | MCO simple; être marié : 0,19*<br>MCO en différence intra-paires; être marié : 0,26**  |
| Bardasi et Taylor (2008)  | Log de salaire horaire    | MCO simple<br>MCO avec effets fixes                               | BHPS (Grande-Bretagne), 1991-2003<br>3885 hommes, 18-59 ans, travaillant à plein temps  | Marié<br>Cohabitant<br>Divorcé/séparé/veuf<br>Nombre d'heures de travail hebdomadaire de l'épouse<br>Nombre de tâches domestiques de l'épouse | <i>Avec prise en compte des activités de l'épouse</i><br>MCO simple; marié : 0,11*<br>MCO simple; cohabitant : 0,07*<br>MCO effets fixes; marié : 0,03<br>MCO effets fixes; cohabitant : 0,02<br>MCO effets fixes; nombre d'heures : -0,0005*<br>MCO effets fixes; nombre de tâches : -0,0085* |

| Référence            | Variante(s) dépendante(s)    | Méthode(s)   | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt   | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**): 1 %   |
|----------------------|------------------------------|--|---|---|---|
| Barg et Beblo (2009) | Taux de salaire horaire      | <i>Matching</i> non paramétrique (score de propension) | Panel GSOEP (Allemagne) 1993-2004, après restrictions techniques<br>364 hommes se marient, 219 débutent une cohabitation, 3772 toujours célibataires, 1220 toujours cohabitants.<br>Salariés du secteur privé | Mariage <i>versus</i> célibat<br>Mariage <i>versus</i> cohabitation<br>Cohabitation <i>versus</i> célibat | Sans assortiment : Salaire mariés > salaire célibataire (13 %*)<br>Avec assortiment : Salaire mariés > salaire célibataire (1 %)<br>Sans assortiment : Salaire cohabitant > salaire célibataire (7 %*)<br>Avec assortiment : Salaire cohabitant > salaire célibataire (2 %)<br>Pas de différence significative entre Marié et Cohabitant  |
| Bellas (1992)        | Salaire annuel (en milliers) | MCO simple   | <i>Carnegie Foundation for the Advancement of Teaching</i> (USA) ; 3694 hommes universitaires en 1984   | Séparé/divorcé/veuf<br>Marié avec épouse en emploi<br>Marié avec épouse hors emploi                       | Séparé/divorcé/veuf : 1,46*<br>Marié avec épouse en emploi : 1,16*<br>Marié avec épouse hors emploi : 1,90**  |
| Budig et Lim (2016)  | Log de salaire horaire       | MCO simple<br>MCO avec effets fixes                    | NLSY 1979-89 et NLSY 1997-2010<br>28471 hommes-années et 15926 hommes-année ; individus ayant eu une période d'activité avant et après le mariage   | Marié<br>Cohabitant<br>Divorcé-séparé-veuf  | NLSY 1979-89<br>MCO simple; Marié : 0,18**<br>MCO simple; Cohabitant : 0,03**<br>MCO effets fixes; Marié : 0,07**<br>MCO effets fixes; Cohabitant : 0,04**<br>NLSY 1984-89<br>MCO simple; Marié : 0,20**<br>MCO simple; Cohabitant : 0,03*<br>MCO effets fixes; Marié : 0,05**<br>MCO effets fixes; Cohabitant : 0,01<br>Avec durée d'activité de l'épouse :<br>MCO effets fixes; Marié : 0,06**<br>MCO effets fixes; Cohabitant : 0,02<br>NLSY 1997-2010<br>MCO simple; Marié : 0,18** |

| Référence                 | Variante(s) dépendante(s) | Méthode(s)  | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt               | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**) : 1 %   |
|---------------------------|---------------------------|---|---|---|--|
|                           |                           |   |   |   | MCO simple; Cohabitant : 0,07**<br>MCO effets fixes; Marié : 0,10**<br>MCO effets fixes; Cohabitant : 0,06**<br>NLSY 2004-2010<br>MCO simple; Marié : 0,19**<br>MCO simple; Cohabitant : 0,08**<br>MCO effets fixes; Marié : 0,05*<br>MCO effets fixes; Cohabitant : 0,04*<br>Avec durée d'activité de l'épouse :<br>MCO effets fixes; Marié : 0,07*<br>MCO effets fixes; Cohabitant : 0,05* |
| Chun et Lee (2001)        | Log de salaire horaire    | MCO simple<br>Modèle d'équations simultanées avec sélection de mariage et instrumentation des heures de travail de l'épouse | Current Population Survey<br>March Supplement (USA)<br>1999, 2686 hommes,<br>18-40 ans                                    | Marié<br>Nombre d'heures de travail de l'épouse | MCO simple; marié : 0,14**<br>MCO simple; nombre d'heures de l'épouse : -0,0009<br>Switching regression avec heures de travail de l'épouse instrumentées :<br>Marié : 0,27**<br>Marié x heures instrumentées : -0,006**  |
| Cohen et Haberfeld (1991) | Log de salaire horaire    | MCO simple<br>MCO en différence   | PSID (USA) 1979-82,<br>3215 hommes âgés de 24 à 64 ans en 1983  | Marié<br>Se marier                              | MCO simple; Marié en 1979 : 0,20**<br>MCO simple; Marié en 1982 : 0,23**<br>MCO en différence; se marier (instrumenté) : -0,09   |
| Cohen (2002)              | Log salaire horaire       | MCO simple  | CPS (US) 1999, hommes<br>25-54 ans avec salaire<br>horaire entre 2 et 100 \$<br>18004 hommes blancs;<br>1823 hommes noirs | Marié<br>Antérieurement marié<br>Cohabitant     | Marié : 0,21** (blancs); 0,19** (noirs)<br>Marié auparavant : 0,07** (blancs); -0,05 (noirs)<br>Cohabitant : 0,07** (blancs); 0,03 (noirs)   |

| Référence                   | Variable(s) dépendante(s)    | Méthode(s)  | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt  | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**): 1 %  |
|-----------------------------|------------------------------|---|---|--|--|
| Cornwell et Rupert (1997)   | Log de salaire horaire       | MCG<br>Modèle à effets fixes (différence à la moyenne)            | NLSYM (USA)<br>1971-76-78-80, 1228 hommes 19-29 ans en 1971   | Marié<br>Divorcé<br>Conjointe inactive   | MCG; Marié : 0,08**<br>MCG; Divorcé : 0,06*<br>MCG; Conjointe inactive : 0,05**<br>Effets fixes; Marié : 0,03*<br>Effets fixes; Divorcé : 0,04*<br>Effets fixes; Conjointe inactive : 0,05*<br>Effets fixes; durée du mariage : -0,005<br>Effets fixes; durée du divorce : -0,01   |
| Datta Gupta et Smith (2002) | Taux salaire horaire féminin | MCO simple<br>MCG avec effets fixes<br>MCG avec effets aléatoires | <i>Danish longitudinal data base</i> 1980-95 (Danemark), > 17 ans et < 41 ans en 1980 et ajout de cohortes plus jeunes, travail à temps plein, 1885 hommes en 1980 et 2655 hommes en 1995 | Marié<br>Cohabitant  | MCO simple; Marié : 0,06*<br>MCO simple; Cohabitant : 0,04*<br>MCG effets fixes; Marié : 0,00<br>MCG effets fixes; Cohabitant : 0,00<br>MCG aléatoires; Marié : 0,02*<br>MCG aléatoires; Cohabitant : 0,01*  |
| Datta Gupta et al. (2007)   | Taux de salaire horaire      | MCO simple<br>MCO avec effets fixes                               | <i>Official Danish Register</i> (Danemark) 1984-2001, 25000 hommes âgés de 18 ans ou plus en 1984   | Marié<br>Divorcé, séparé<br>Cohabitant<br>Durée du mariage<br>Durée du divorce, séparation<br>Durée de cohabitation<br>Durée de cohabitation prémaritale | MCO simple; Marié : 0,05**<br>MCO simple; Cohabitant : 0,03**<br>MCO simple; Divorcé : 0,03**<br>MCO effets fixes; Marié : 0,01**<br>MCO effets fixes; Cohabitation : 0,01**<br>MCO effets fixes; Divorcé : 0,01<br>MCO effets fixes; Cohabitation prémaritale : 0,02**<br>MCO effets fixes; durée du mariage : 0,00<br>MCO effets fixes; durée de la cohabitation : 0,00<br>MCO effets fixes; durée du divorce : -0,01**<br>MCO effets fixes; durée de cohabitation prémaritale : -0,00** |

| Référence                 | Variable(s) dépendante(s)                                       | Méthode(s)                          | Source(s), pays, période, taille d'échantillon   | Variables indépendantes d'intérêt   | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes, (*) : 5 % / (**): 1 %  |
|---------------------------|---|-------------------------------------|--|---|--|
| Dougherty (2006)          | Log de taux de salaire horaire                                  | MCO simple<br>MCO avec effets fixes | NLSY (USA) 1980-2002, en emploi à temps plein, salaire horaire entre 2,5 et 250 \$; 2466 hommes  | Marié<br>Vit en couple  | MCO simple; Marié : 0,15**<br>MCO simple; Vit en couple : 0,14**<br>MCO effets fixes; Marié : 0,06**<br>MCO effets fixes; Vit en couple : 0,04**   |
| Ginther et Zavodny (2001) | Log de salaire horaire  | MCO                                 | NLS (USA), 1970-76, 621 hommes 14-24 ans en 1966, ayant fini scolarité, jamais mariés ou première union<br>US Census 1980 : 490 000 hommes | Marié<br>Marié juste avant une naissance<br>( <i>shotgun marriage</i> )<br>Marié non « <i>shotgun</i> »<br>Nombre d'années de mariage | Marié : 0,09** (NLS); 0,07** (US C)<br>Nombre d'années : 0,02** (NLS); 0,02**<br>Marié <i>shotgun</i> : -0,05 (NLS); 0,04** (US C)<br>Nombre d'années : 0,04** (NLS); 0,02**<br>Marié non <i>shotgun</i> : 0,11** (NLS); 0,07** (US C)<br>Nombre d'années : 0,02** (NLS); 0,02** |
| Glauber (2008)            | Log de salaire horaire  | MCO avec effets fixes               | NLSY (USA), 1984-2004; hommes âgés de plus de 24 ans   | 1, 2, 3+ enfants croisé avec Marié  | 1 enfant si marié : 0,07* (noirs), 0,08** (blancs), 0,08* (latins)<br>2 enfants si marié : 0,09* (noirs), 0,14** (blancs), 0,11* (latins)<br>3 enfants ou + si marié : 0,07 (noirs), 0,16** (blancs), 0,15** (latins)  |
| Gorman (1999)             | Log de salaire horaire<br>Variation annuelle de salaire horaire | MCO                                 | NLSY (USA), 1979-92, 6403 hommes ayant entre 14 et 22 ans en 1979  | Marié<br>Divorcé  | Marié : 0,15**<br>Divorcé : 0,09**<br>En variation; Marié : 0,25**<br>En variation; Divorcé : 0,06   |

| Référence     | Variable(s) dépendante(s) | Méthode(s)   | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt   | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**) : 1 %   |
|---------------|---------------------------|--|---|---|--|
| Gray (1997)   | Log du salaire            | MCG simple<br>MCG avec effets fixes<br>Variante avec Variable<br>Instrumentale (IV) de la spécialisation | NLS (USA) : 1248 hommes blancs âgés de 24-31 ans en 1976 et NLSY (USA) : 1611 hommes blancs 24-31 ans en 1989 | Marié<br>Divorcé/séparé<br>Durée Mariage<br>Durée Divorce/séparation<br>Avec épouse mariée<br>Nombre d'heures d'activité de l'épouse / 10<br>Divorcé-séparé | MCG période 1 ; Marié : 0,04*<br>MCG période 1 ; Durée mariage : 0,02**<br>MCG période 1 ; Divorcé/séparé : 0,05*<br>MCG période 1 ; Durée divorce/sép. : -0,01*<br>MCG période 2 ; Marié : 0,02*<br>MCG période 2 ; Durée mariage : 0,02**<br>MCG période 2 ; Divorcé/séparé : 0,02<br>MCG période 2 ; Durée divorce/sép. : -0,02**<br>Effets fixes période 1 ; Marié : 0,06*<br>Effets fixes période 1 ; Durée mariage : 0,03**<br>Effets fixes période 1 ; Divorcé/séparé : 0,08*<br>Effets fixes période 1 ; Durée divorce/sép. : -0,02*<br>Effets fixes période 2 ; Marié : 0,0<br>Effets fixes période 2 ; Durée mariage : -0,01<br>Effets fixes période 2 ; Divorcé/séparé : 0,01<br>Effets fixes période 2 ; Durée divorce/sép. : -0,02*<br>MCG et IV période 1 ; Marié : 0,2**<br>MCG et IV période 1 ; Activité épouse : -0,03**<br>MCG IV période 1 ; Divorcé/sép. : 0,09**<br>MCG et IV période 2 ; Marié : 0,22**<br>MCG et IV période 2 ; Activité épouse : -0,05**<br>MCG IV période 2 ; Divorcé/sép. : 0,04*<br>EF et IV période 1 ; Marié : 0,11*<br>EF et IV période 1 ; Activité épouse : -0,01<br>EF IV période 1 ; Divorcé/sép. : 0,08*<br>EF et IV période 2 ; Marié : 0,13*<br>EF et IV période 2 ; Activité épouse : -0,03*<br>EF IV période 2 ; Divorcé/sép. : 0,02 |
| Hersch (1991) | Log de salaire horaire    | MCO  | <i>Eugene, Oregon, Survey</i> 1986 (USA), 414 hommes en emploi  | Marié   | Marié : 0, 11**  |

| Référence                   | Variante(s) dépendante(s) | Méthode(s)                    | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt  | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**): 1 %  |
|-----------------------------|---------------------------|-------------------------------|---|--|--|
| Hersch et Stratton (2000)   | Log du salaire horaire    | MCO avec effets fixes         | NSFH (USA), 1373 hommes blancs, 18-59 ans en vague 1 (1987-88), en emploi, salaires extrêmes exclus (vague 2 : 1992-94) | Marié<br>Divorcé, séparé, veuf<br>Durée du mariage<br>Durée hebdomadaire du travail domestique | Marié : 0,07**<br>Divorcé, séparé, veuf : 0,1**<br>Durée du mariage : 0,00<br>Durée du travail domestique/100 : -0,16                |
| Hewitt <i>et al.</i> (2002) | Log de revenu brut annuel | MCO Régressions par quantiles | <i>Negotiating the Life Course Survey</i> (Australie) 1996 ; 589 hommes travaillant à temps plein                       | Marié<br>Divorcé, séparé, veuf   | Marié : 0,14** (non significatif en Q1, Q8 et Q9)<br>Divorcé, séparé, veuf : 0,05  |
| Hill (1979)                 | Log du salaire horaire    | MCO                           | PSID (USA) : 18-64 ans en activité en 1976 et au moins 500 heures en 1975 ; 2250 hommes blancs, 895 hommes noirs        | Marié<br>Divorcé, séparé, veuf   | Marié (blancs) : 0,29**<br>Divorcé, séparé, veuf (blancs) : 0,24**<br>Marié (noirs) : 0,27**<br>Divorcé, séparé, veuf (noirs) : 0,06 |



| Référence               | Variable(s) dépendante(s)  | Méthode(s)   | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**) : 1 %   |
|-------------------------|--|--|---|-----------------------------------|--|
| Hundley (2000)          | Log de revenus du travail annuel<br>Log de revenus du travail horaires                                       | MCG, modèle à deux équations (pour tenir compte du caractère endogène du choix d'activité) | NLS (USA), 4600 hommes, 32 ans en 1986, sortant de <i>High school</i><br>PSID (USA), 2961 hommes, 16-64 ans en 1989 : | Marié                             | Sans tenir compte de l'endogénéité (NLS), revenus annuels<br>Indépendants : 0,15<br>Salariés : 0,23*<br>En tenant compte de l'endogénéité (NLS), revenus annuels<br>Indépendants : 0,13<br>Salariés : 0,27**<br>Sans tenir compte de l'endogénéité (NLS), revenus horaires<br>Indépendants : 0,11<br>Salariés : 0,17**<br>Avec les données du PSID : indépendants<br>Marié : 0,5**<br>Nombre d'heures de travail domestique : -0,01<br>Nombre d'heures de travail marchand : 0,05**<br>Avec les données du PSID : salariés<br>Marié : 0,18**<br>Nombre d'heures de travail domestique : 0,01<br>Nombre d'heures de travail marchand : 0,05** |
| Kenny (1983)            | Différence de taux moyen de croissance du salaire masculin période « marié » et période « non encore marié » | MCO  | <i>Coleman-Rossi Retrospective Life Histories Study</i> (USA), 1233 hommes âgés de 30 à 40 ans en 1969                | Constante                         | Impact positif du mariage (la constante est significative)<br>Prime : 17 % à 20 % après 10 ans de mariage  |
| Kilbourne et al. (1994) | Log de salaire horaire   | MCO avec effets fixes  | NLS (USA) 1966-1980, 14-24 ans en vague 1, en emploi à temps plein, 5000 hommes                                       | Marié                             | Hommes blancs : 0,13**<br>Hommes noirs : 0,09**  |

| Référence                  | Variable(s) dépendante(s) | Méthode(s)                          | Source(s), pays, période, taille d'échantillon   | Variabiles indépendantes d'intérêt  | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes, (*) : 5 % / (**) : 1 %   |
|----------------------------|---------------------------|-------------------------------------|--|---|--|
| Killewald (2013)           | Log du salaire horaire    | MCO avec effets fixes               | NLSY (USA) 1979-2008, 4694 hommes âgés de 14-22 ans en 1979.   | Cohabitant<br>Marié<br>Divorcé<br>Croisés avec :<br>Père vivant avec l'enfant<br>Père ne vivant pas avec l'enfant | Cohabitant : 0,05**<br>Vit avec enfant : -0,002<br>Ne vit pas avec enfant : -0,04<br>Marié : 0,07**<br>Vit avec enfant : 0,04**<br>Ne vit pas avec enfant : -0,02<br>Divorcé : 0,02<br>Vit avec enfant : -0,02<br>Ne vit pas avec enfant : -0,03   |
| Killewald et Gough (2013)  | Log de salaire horaire    | MCO avec effets fixes               | NLSY (USA) 1979-2008, 14-22 ans en 1979, exclu les veuf/veuves, exclu les non-salariés; 4411 hommes  | Marié<br>Marié un enfant<br>Marié + de 1 enfant<br>Cohabitant<br>Divorcé<br>Épouse travaille à temps partiel      | Marié : 0,04**<br>Un enfant : 0,01<br>Marié un enfant : -0,00<br>Deux enfants ou plus : -0,02<br>Marié + de 1 enfant : 0,05*<br>Cohabitant : 0,04**<br>Divorcé : 0,01<br>Épouse à temps partiel : 0,04**   |
| Korenman et Neumark (1991) | Log de salaire horaire    | MCO simple<br>MCO avec effets fixes | NLS (USA) 1976-80, 1228 hommes blancs, âgés de 14-24 ans en 1966, sortis du système de formation<br>Fichier administratif d'une entreprise 1976, 8325 hommes | Marié<br>Divorcé, séparé<br>Durée du mariage<br>Durée du divorce  | NLS / MCO; Marié : 0,04<br>NLS / MCO; Divorcé : 0,05<br>NLS / MCO; durée du Mariage : 0,02**<br>NLS / MCO; durée du divorce : -0,01**<br>NLS / MCO-effets fixes; Marié : 0,03<br>NLS / MCO-effets fixes; Divorcé : 0,04<br>NLS / MCO-effets fixes; durée du Mariage : 0,02**<br>NLS / MCO-effets fixes; durée du divorce : -0,02**<br>Entreprise, MCO; marié : 0,02**<br>Entreprise, MCO; divorcé : 0,02** |

| Référence         | Variable(s) dépendante(s) | Méthode(s)                                | Source(s), pays, période, taille d'échantillon   | Variables indépendantes d'intérêt  | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**): 1 %   |
|-------------------|---------------------------|---|--|--|---|
| Krashinsky (2004) | Log de salaire horaire    | MCG simple<br>MCG avec effets fixes       | Current Population Survey (USA) 1990-95, 18-65 ans, 107.000 hommes en emploi à temps plein et salaire > 2 et < 100\$<br>National Longitudinal Survey of Youth 1994 (USA), 2644 hommes, avec salaire > 2 et < 100\$<br>Twinsburg Twins Festival in Twinsburg Survey 1991-93-95; 715 jumeaux en emploi | Marié<br>Durée du mariage  | CPS / MCG simple ; Marié : 0,11**<br>CPS / MCG effets fixes ; Marié : 0,09**<br>NLSY / MCG simple ; Marié : 0,06**<br>NLSY / MCG simple ; durée du mariage : 0,02**<br>NLSY / MCG effets fixes ; Marié : 0,02<br>NLSY / MCG effets fixes ; durée du mariage : 0,02**<br>TTFTS / MCG ; Marié : 0,24**<br>TTFTS / MCG effets fixes ; Marié : 0,008  |
| Loh (1996)        | Log du salaire horaire    | MCO<br>MCO avec effets fixes entre frères | Public Use Microdata Samples du Bureau of Census (USA) 1939-49-59-69-79, hommes en emploi<br>NLSY 1990 (USA), 2626 hommes blancs de 14-22 ans en 1979  | Marié<br>Divorcé, séparé<br>Veuf<br>Cohabitant avant mariage<br>Cohabitant<br>Durée d'activité marchande de l'épouse<br>Durée du mariage | MCO / US Bureau of Census :<br>Marié : de 0,11** à 0,22** selon les années<br>Divorcé, séparé : de -0,10 à 0,17<br>Veuf : de 0,04 à 0,38*<br>NLSY MCO (avec/sans activité de l'épouse) :<br>Marié : 0,05* (sans) / 0,03 (avec)<br>Divorcé : 0,05 (sans) / 0,03 (avec)<br>Durée du mariage : 0,007* (sans) / 0,003 (sans)<br>Nombre d'années d'activité marchande de l'épouse (en classes) : de 0,02 à 0,09*<br>NLSY sous-échantillon de frères MCO effets fixes :<br>Marié : 0,00<br>Divorcé : -0,04<br>Durée du mariage : 0,01 |

| Référence                        | Variable(s) dépendante(s)   | Méthode(s)                   | Source(s), pays, période, taille d'échantillon   | Variables indépendantes d'intérêt                                       | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**) : 1 %  |
|----------------------------------|---|------------------------------|--|---|---|
| Loughran et Zissimopoulos (2009) | Croissance annuelle du Log de salaire horaire – croissance moyenne individuelle | MCO en double différence     | NLSYM 1966-81, 4445 hommes 28-41 ans en 1981 (USA)<br>NLSY 1979-2004 : 4610 hommes 14-22 ans en 1979 (USA) | Marié<br>Durée du mariage<br>Divorcé<br>Durée du divorce                | NLSY (sans activité de l'épouse, sans durée du mariage) MCO simple / MCO avec effets fixes :<br>Marié : 0,10* (simple) ; 0,18 (EF)<br>Divorcé : 0,02 (simple) ; -0,04 (EF)<br>Cohabitant avant mariage : 0,003 (simple) ; -0,06 (EF)<br>Cohabitant : 0,06 (simple) ; 0,11 (EF)<br>NLSY 1979 :<br>Marié : 0,00<br>Durée du mariage : -0,02**<br>Divorcé : -0,00<br>Durée du divorce : -0,03*<br>NLSYM 1966 :<br>Marié : 0,01<br>Durée du mariage : -0,02*<br>Divorcé : -0,03<br>Durée du divorce : -0,04** |
| Lundberg et Rose (2002)          | Log du salaire horaire  | MCO<br>MCO avec effets fixes | PSID (USA) 1980-92, 2243 hommes nés après 1943<br>Deux cohortes : hommes nés avant ou après 1950           | Marié   | Nés avant 1951 :<br>MCO simple; Marié : 0,13**<br>MCO effets fixes; Marié : 0,07**<br>Nés après 1950 :<br>MCO simple; Marié : 0,04*<br>MCO effets fixes; Marié : 0,04**   |
| Mamun (2012)                     | Log de taux de salaire  | MCO<br>MCO avec effets fixes | NLSY (USA) 1979-2000 : 1464 hommes blancs sortis du système d'éducation, 14-22 ans en 79; vagues 1990-2000 | Marié<br>Divorcé<br>Cohabitant<br>Durée mariage actuel<br>Durée divorce | MCO simple :<br>Marié : 0,12**<br>Divorcé : 0,07<br>Cohabitant 0,05<br>Durée mariage actuel : 0,02**<br>Durée divorce : 0,01<br>Durée cohabitation : 0,01   |

| Référence                  | Variable(s) dépendante(s) | Méthode(s)                                     | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt  | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**): 1 %   |
|----------------------------|---------------------------|--|---|--|---|
|                            |                           |  |   | <p>Durée mariage antérieur : -0,01</p> <p>Durée cohabitation prénuptiale : 0,01</p> <p>Durée cohabitation antérieur mariage : 0,00</p> <p>Durée divorce : 0,00</p> <p>Durée cohabitation : 0,02</p> <p>Durée mariage antérieur : 0,00</p> <p>Durée cohabitation prénuptiale : 0,00</p> | <p>MCO avec effets fixes :</p> <p>Marié : 0,03</p> <p>Divorcé : 0,01</p> <p>Cohabitant : 0,01</p> <p>Durée mariage actuel : 0,02**</p> <p>Durée divorce : 0,00</p> <p>Durée cohabitation : 0,02</p> <p>Durée mariage antérieur : 0,00</p> <p>Durée cohabitation prénuptiale : 0,00</p>  |
| Meurs <i>et al.</i> (2010) | Log de taux de salaire    | MCO  | Familles et Employeurs (France), 2004-05, 3131 hommes, 20-49 ans  | <p>Vivre en couple, marié ou non</p>   | <p>Sans variables d'emploi (secteur, taille entreprise, conditions de travail, temps partiel...)</p> <p>Vivre en couple : 0,04*</p> <p>Avec variables d'emploi :</p> <p>Vivre en couple : 0,02</p>  |
| Mincy <i>et al.</i> (2009) | Log de Salaire annuel     | <p>MCO simple</p> <p>MCO avec effets fixes</p> | <p><i>Fragile Families and Child Wellbeing Study</i> (USA) : couples non mariés connaissant une naissance entre 1998 et 2000</p> <p>Enquête à la naissance, puis aux 1, 3 et 5 ans. 665 hommes qui vont se marier et 1998 hommes qui restent non mariés</p> | <p>Marié</p>   | <p>MCO simple : Marié (blancs) : 0,08</p> <p>MCO simple : Marié (noirs) : 0,55</p> <p>MCO simple : Marié (hispaniques) : -0,08</p> <p>MCO effets fixes : Marié (blancs) : 0,07</p> <p>MCO effets fixes : Marié (noirs) : 0,54</p> <p>MCO effets fixes : Marié (hispaniques) : -0,08</p> |

| Référence                     | Variable(s) dépendante(s)      | Méthode(s)  | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt  | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**) : 1 %  |
|-------------------------------|--------------------------------|---|---|------------------------------------|---|
| Nakosteen et Zimmer (1987)    | Log de salaire horaire         | Modèle à deux équations : Probit pour tenir compte de l'endogénéité du mariage dans la MCO de taux de salaire | PSID (USA), 576 hommes en emploi âgés de 18-24 ans, vague 1977  | Marié observé<br>Marié estimé      | Modèle à une équation, Marié : 0,37*<br>Modèle à deux équations ; 0,41 ou 0,35 selon la spécification   |
| Petersen <i>et al.</i> (2011) | Log de taux de salaire horaire | MCO simple<br>MCO avec effets fixes   | Bases de données administratives 1979-96 (Norvège) : 101.734 à 122.123 (selon les années) hommes cols blancs, 20-50 ans | Marié<br>Divorcé<br>Séparé<br>Veuf | MCO simple 1979-84 :<br>Marié : 0,10* ou ** (selon les années, dans 100 % des cas)<br>Divorcé : 0,07* ou ** (dans 95 % des cas)<br>Séparé : 0,09* ou ** (dans 95 % des cas)<br>Veuf : 0,08* ou ** (dans 95 % des cas)<br>MCO simple 1990-96 :<br>Marié : 0,11* ou ** (dans 100 % des cas)<br>Divorcé : 0,08* ou ** (dans 95 % des cas)<br>Séparé : 0,09* ou ** (dans 95 % des cas)<br>Veuf : 0,10* ou ** (dans 95 % des cas)<br>MCO avec effets fixes « entreprise-métier » 1979-84 :<br>Marié : 0,03* ou ** (dans 100 % des cas)<br>Divorcé : 0,2* ou ** (dans 95 % des cas)<br>Séparé : 0,02* ou ** (dans 95 % des cas)<br>Veuf : 0,02* ou ** (dans 95 % des cas) |

| Référence                   | Variable(s) dépendante(s)   | Méthode(s)                          | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt   | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes, (°) : 5 % / (**) : 1 %   |
|-----------------------------|-----------------------------|-------------------------------------|---|---|--|
|                             |                             |                                     |   |   | <p>MCO avec effets fixes « entreprise-métier »</p> <p>1990-96 :</p> <p>Marié : 0,02* ou ** (dans 100 % des cas)</p> <p>Divorcé : 0,01* ou ** (dans 95 % des cas)</p> <p>Séparé : 0,01* ou ** (dans 95 % des cas)</p> <p>Veuf : 0,02* ou ** (dans 95 % des cas)</p> <p><u>MCO avec effets fixes</u></p> <p>« individu-entreprise-métier »</p> <p>Marié : 0,02* ou **</p> <p>Divorcé : 0,01* ou **</p> <p>Séparé : 0,01* ou **</p> <p>Veuf : 0,02* ou **</p> |
| Phipps <i>et al.</i> (2001) | Log de revenu individuel    | MCO                                 | GSS 1995 (Canada) : 1802 hommes, 25-54 ans, travaillant à temps plein   | Marié   | Marié : 0,26**   |
| Pollmann-Schult (2010)      | Log du taux de salaire brut | MCO simple<br>MCO avec effets fixes | GSOEP (Allemagne de l'Ouest), 1985-2006, 7003 hommes 18-55 ans, en emploi (2-100 €), hors emploi public, hors séparés et divorcés | <p>Cohabitant</p> <p>Marié</p> <p>Durée hebdomadaire de :</p> <p>travaux ménager</p> <p>réparation</p> <p>soins des enfants</p> <p>Épouse à temps partiel</p> <p>Épouse à temps plein</p> | <p>MCO simple</p> <p>Cohabitant : 0,04**</p> <p>Marié : 0,07**</p> <p><u>MCO avec effets fixes</u></p> <p>Cohabitant : 0,03*</p> <p>Marié : 0,05**</p> <p>travaux ménager : 0,00</p> <p>réparation : 0,00</p> <p>soins des enfants : 0,00</p> <p>Épouse à temps partiel : -0,01</p> <p>Épouse à temps plein : -0,03**</p>  |

| Référence                  | Variable(s) dépendante(s) | Méthode(s)                          | Source(s), pays, période, taille d'échantillon  | Variables indépendantes d'intérêt                | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (*) : 5 % / (**) : 1 %   |
|----------------------------|---------------------------|-------------------------------------|---|--|--|
| Reed et Harford (1989)     | Log du taux de salaire    | MCO                                 | NLS (USA) 582 hommes blancs en emploi salarié âgés d'au moins 18 ans en 1979 ; 1908 hommes en 1982  | Marié  | 1979 ; Marié : 0,06<br>1982 ; Marié : 0,11**   |
| Rodgers et Stratton (2010) | Log du taux de salaire    | MCO simple<br>MCO avec effets fixes | NLSY79 (USA), 2333 hommes blancs, 911 Afro-Américains, âgés de 23-37 ans en 1988, emploi non salarié exclus, salaire horaire entre 1\$ et 100\$   | Marié<br>Séparé, divorcé<br>Durée du mariage     | Hommes blancs MCO simple :<br>Marié : 0,05**<br>Séparé, divorcé : 0,02<br>Durée du mariage : 0,01*<br>Hommes noirs MCO simple :<br>Marié : 0,08**<br>Séparé, divorcé : 0,00<br>Durée du mariage : 0,00<br>Hommes blancs MCO effets fixes :<br>Marié : 0,05<br>Séparé, divorcé : -0,02<br>Durée du mariage : -0,01<br>Hommes noirs MCO effets fixes :<br>Marié : 0,06*<br>Séparé, divorcé : 0,05<br>Durée du mariage : 0,01 |
| Schoeni (1995)             | Log de salaire            | MCO simple                          | Luxembourg <i>Income Study</i> (1979 à 1986 selon les pays) : Autriche, Australie, Canada, France, Allemagne, Israël, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Norvège, Pologne, Suède, Suisse, Royaume-Uni, | Marié<br>Cohabitant<br>Séparé<br>Divorcé<br>Veuf | (1) Cohabitant, (2) Marié, (3) Séparé, (4) Divorcé<br>(5) Veuf<br>Australie : 0,20** (2) ; 0,15 (3) ; 0,15 (4) ; 0,06 (5)<br>Australie : 0,11** (2) ; 0,00 (3+4+5)<br>Canada : 0,16** (2)<br>France : 0,23** (2) ; 0,06 (3+4) ; -0,07 (5)<br>Allemagne : 0,06 (1) ; 0,25** (2) ; 0,24 (3) ; 0,24** (4) ; 0,39** (5)  |



| Référence       | Variable(s) dépendante(s) | Méthode(s)                          | Source(s), pays, période, taille d'échantillon                        | Variables indépendantes d'intérêt | Principaux résultat(s) relatif(s) à la prime au mariage des hommes. (°) : 5 % / (**): 1 %  |
|-----------------|---------------------------|-------------------------------------|---|-----------------------------------|--|
| Stratton (2002) | Log de salaire horaire    | MCO simple<br>MCO avec effets fixes | USA ; de 906 à 5970 (selon les pays) hommes chefs de ménage en emploi |                                   | Israël :<br>0,22 (2) ; 0,02 (4) ; 0,48** (5)<br>Italie : 0,10** (2)<br>Luxembourg : 0,24** (2) ; 0,14** (3) ; 0,28** (4) ; 0,17** (5)<br>Pays-Bas : 0,13** (2) ; 0,10** (4) ; 0,13 (5)<br>Norvège : 0,17** (2) ; -0,12 (3+4) ; -0,04 (5)<br>Pologne : 0,01 (2)<br>Suède : 0,06 (1+2)<br>Suisse : 0,28** (2+3) ; 0,06 (4) ; -0,07 (5)<br>Royaume-Uni : 0,14** (2)<br>USA : 0,30** (2) ; -0,05 (3) ; 0,21** (4) ; 0,36 (5)<br>MCO simple :<br>Marié : 0,03<br>Divorcé, séparé, veuf : -0,06<br>Cohabitant : 0,02<br>Log de durée de mariage + 1 : 0,09**<br>Log de durée de divorce + 1 : -0,02<br>Log de durée de cohabitation + 1 : 0,01<br>MCO effets fixes :<br>Marié : 0,03<br>Divorcé, séparé, veuf : 0,11<br>Cohabitant : -0,04<br>Log de durée de mariage + 1 : 0,09<br>Log de durée de divorce + 1 : -0,08<br>Log de durée de cohabitation + 1 : 0,09 |

## BIBLIOGRAPHIE

- AHITUV, A. et R. I. LERMAN (2007) : « How do marital status, work effort, and wage rates interact ? », *Demography*, 44(3), 623–647.
- ANTONOVICS, K. et R. TOWN (2004) : « Are All the Good Men Married ? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium », *American Economic Review*, 94(2), 317–321.
- ASHWIN, S. et O. ISUPOVA (2014) : « “Behind Every Great Man...” : The Male Marriage Wage Premium Examined Qualitatively », *Journal of Marriage and Family*, 76(1), 37–55.
- BARDASI, E. et M. TAYLOR (2008) : « Marriage and Wages : A Test of the Specialization Hypothesis », *Economica*, 75(299), 569–591.
- BARG, K. et M. BEBLO (2009) : « Does marriage pay more than cohabitation ? », *Journal of Economic Studies*, 36(6), 552–570.
- BAXTER, J. (2005) : « To Marry or Not to Marry : Marital Status and the Household Division of Labor », *Journal of Family Issues*, 26(3), 300–321.
- BECKER, G. S. (1985) : « Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor », *Journal of Labor Economics*, 3(1, Part 2), S33–S58.
- BELLAS, M. L. (1992) : « The Effects of Marital Status and Wives’ Employment on the Salaries of Faculty Men : The (House) Wife Bonus », *Gender & Society*, 6(4), 609–622.
- BLACKBURN, M. et S. KORENMAN (1994) : « The Declining Marital-Status Earnings Differential », *Journal of Population Economics*, 7(3), 247–70.
- BOURREAU-DUBOIS, C. et M. DORIAT-DUBAN (2011) : « Analyse économique de la prestation compensatoire : entre logique redistributive et logique réparatrice », *Économie publique*, (26-27), 193–218.
- BUDIG, M. J. et M. LIM (2016) : « Cohort Differences and the Marriage Premium : Emergence of Gender-Neutral Household Specialization Effects », *Journal of Marriage and Family*, 78(5), 1352–1370.
- CHUN, H. et I. LEE (2001) : « Why Do Married Men Earn More : Productivity or Marriage Selection ? », *Economic Inquiry*, 39(2), 307–19.
- COHEN, P. N. (2002) : « Cohabitation and the Declining Marriage Premium for Men », *Work and Occupations*, 29(3), 346–363.
- COHEN, Y. et Y. HABERFELD (1991) : « Why do married men earn more than unmarried men ? », *Social Science Research*, 20(1), 29–44.
- CORNWELL, C. et P. RUPERT (1997) : « Unobservable Individual Effects, Marriage and the Earnings of Young Men », *Economic Inquiry*, 35(2), 285–294.
- CORRELL, S. J., S. BENARD et I. PAIK (2007) : « Getting a Job : Is There a Motherhood Penalty ? », *American Journal of Sociology*, 112(5), 1297–1339.
- DATTA GUPTA, N. et N. SMITH (2002) : « Children and Career Interruptions : The Family Gap in Denmark », *Economica*, 69(276), 609–29.

- DATTA GUPTA, N., N. SMITH et L. STRATTON (2007) : « Is Marriage Poisonous? Are Relationships Taxing? An Analysis of the Male Marital Wage Differential in Denmark », *Southern Economic Journal*, 74(2), 412–433.
- DE LINDE LEONARD, M. et T. STANLEY (2015) : « Married with children : What remains when observable biases are removed from the reported male marriage wage premium », *Labour Economics*, 33(C), 72–80.
- DOUGHERTY, C. (2006) : « The Marriage Earnings Premium as a Distributed Fixed Effect », *Journal of Human Resources*, XLI(2), 433–443.
- EL LAHGA, A. et N. MOREAU (2007) : « The Effects of Marriage on Couples' Allocation of Time Between Market and Non-Market Hours », IZA Discussion Papers 2619, Institute of Labor Economics (IZA).
- GEIST, C. (2006) : « Payoff or Penalty? A Comparison of the Marriage Wage Differential for Men and Women across 15 Nations », LIS Working papers 446, LIS Cross-National Data Center in Luxembourg.
- GINTHER, D. K. et M. ZAVODNY (2001) : « Is the male marriage premium due to selection? The effect of shotgun weddings on the return to marriage », *Journal of Population Economics*, 14(2), 313–328.
- GLAUBER, R. (2008) : « Race and Gender in Families and at Work : The Fatherhood Wage Premium », *Gender & Society*, 22(1), 8–30.
- GORMAN, E. H. (1999) : « Bringing Home the Bacon : Marital Allocation of Income-Earning Responsibility, Job Shifts, and Men's Wages », *Journal of Marriage and Family*, 61(1), 110–122.
- GRAY, J. S. (1997) : « The Fall in Men's Return to Marriage : Declining Productivity Effects or Changing Selection? », *Journal of Human Resources*, 32(3), 481–504.
- HERSCH, J. (1991) : « Male-Female Differences in Hourly Wages : The Role of Human Capital, Working Conditions, and Housework », *ILR Review*, 44(4), 746–759.
- HERSCH, J. et L. S. STRATTON (2000) : « Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium », *ILR Review*, 54(1), 78–94.
- HEWITT, B., M. WESTERN et J. BAXTER (2002) : « Marriage and Money : The Impact of Marriage on Men's and Women's Earnings », *Negotiating the Life Course Discussion Paper of University of Queensland*, (7), 33.
- HILL, M. S. (1979) : « The Wage Effects of Marital Status and Children », *The Journal of Human Resources*, 14(4), 579–594.
- HODGES, M. J. et M. J. BUDIG (2010) : « Who Gets the Daddy Bonus? : Organizational Hegemonic Masculinity and the Impact of Fatherhood on Earnings », *Gender & Society*, 24(6), 717–745.
- HOTCHKISS, J. et R. MOORE (1999) : « On the Evidence of a Working Spouse Penalty in the Managerial Labor Market », *ILR Review*, 52(3), 410–423.

- HUNDLEY, G. (2000) : « Male/Female Earnings Differences in Self-Employment : The Effects of Marriage, Children, and the Household Division of Labor », *ILR Review*, 54(1), 95–114.
- JACOBSEN, J. et W. RAYACK (1996) : « Do Men Whose Wives Work Really Earn Less ? », *American Economic Review*, 86(2), 268–73.
- JACQUEMART, A. (2014) : « J'ai une femme exceptionnelle. Carrières des hommes hauts fonctionnaires et arrangements conjugaux », *Connaissance de l'emploi*, (114), 4.
- KENNY, L. (1983) : « The Accumulation of Human Capital during Marriage by Males », *Economic Inquiry*, 21(2), 223–31.
- KILBOURNE, B., P. ENGLAND et K. BERON (1994) : « Effects of Individual, Occupational, and Industrial Characteristics on Earnings : Intersections of Race and Gender\* », *Social Forces*, 72(4), 1149–1176.
- KILLEWALD, A. (2013) : « A Reconsideration of the Fatherhood Premium : Marriage, Coresidence, Biology, and Fathers' Wages », *American Sociological Review*, 78(1), 96–116.
- KILLEWALD, A. et M. GOUGH (2013) : « Does Specialization Explain Marriage Penalties and Premiums ? », *American Sociological Review*, 78(3), 477–502.
- KILLEWALD, A. et I. LUNDBERG (2017) : « New Evidence Against a Causal Marriage Wage Premium », *Demography*, 54(3), 1007–1028.
- KORENMAN, S. et D. NEUMARK (1991) : « Does Marriage Really Make Men More Productive ? », *Journal of Human Resources*, 26(2), 282–307.
- KRASHINSKY, H. (2004) : « Do Marital Status and Computer Usage Really Change the Wage Structure ? », *Journal of Human Resources*, 39(3).
- LINCOLN, A. E. (2008) : « Gender, Productivity, and the Marital Wage Premium », *Journal of Marriage and Family*, 70(3), 806–814.
- LOH, E. S. (1996) : « Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for White Males », *The Journal of Human Resources*, 31(3), 566–589.
- LOUGHRAN, D. S. et J. ZISSIMOPOULOS (2009) : « Why Wait ? : The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women », *Journal of Human Resources*, 44(2).
- LUNDBERG, S. et E. ROSE (2000) : « Parenthood and the earnings of married men and women », *Labour Economics*, 7(6), 689–710.
- (2002) : « The Effects Of Sons And Daughters On Men'S Labor Supply And Wages », *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 251–268.
- MAMUN, A. (2012) : « Cohabitation Premium in Men's Earnings : Testing the Joint Human Capital Hypothesis », *Journal of Family and Economic Issues*, 33(1), 53–68.
- MEURS, D., A. PAILHÉ et S. PONTHEUX (2010) : « Child-related Career Interruptions and the Gender Wage Gap in France », *Annals of Economics and Statistics*, (99/100), 15–46.

- MINCY, R., J. HILL et M. SINKEWICZ (2009) : « Marriage : Cause or mere indicator of future earnings growth ? », *Journal of Policy Analysis and Management*, 28(3), 417–439.
- MUELLER, G. et E. PLUG (2006) : « Estimating the Effect of Personality on Male and Female Earnings », *ILR Review*, 60(1), 3–22.
- NAKOSTEEN, R. A. et M. ZIMMER (1987) : « Marital Status and Earnings of Young Men : A Model with Endogenous Selection », *Journal of Human Resources*, 22(2), 248–268.
- NAKOSTEEN, R. A. et M. A. ZIMMER (1997) : « Men, Money, and Marriage : Are High Earners More Prone Than Low Earners to Marry ? », *Social Science Quarterly*, 78(1), 66–82.
- NOONAN, M. C. (2001) : « The Impact of Domestic Work on Men's and Women's Wages », *Journal of Marriage and Family*, 63(4), 1134–1145.
- PETERSEN, T., A. M. PENNER et G. HÅGSNES (2011) : « The Male Marital Wage Premium : Sorting Vs. Differential Pay », *ILR Review*, 64(2), 283–304.
- PHIPPS, S., P. BURTON et L. LETHBRIDGE (2001) : « In and out of the labour market : long-term income consequences of child-related interruptions to women's paid work », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 34(2), 411–429.
- POLLMANN-SCHULT, M. (2010) : « Marriage and Earnings : Why Do Married Men Earn More than Single Men ? », *European Sociological Review*, 27(2), 147–163.
- REED, W. et K. HARFORD (1989) : « The Marriage Premium and Compensating Wage Differentials », *Journal of Population Economics*, 2(4), 237–65.
- RODGERS, W. M. et L. STRATTON (2010) : « Male Marital Wage Differentials : Training, Personal Characteristics, and Fixed Effects », *Economic Inquiry*, 48(3), 722–742.
- SCHOENI, R. (1995) : « Marital Status and Earnings in Developed Countries », *Journal of Population Economics*, 8(4), 351–59.
- STRATTON, L. S. (2002) : « Examining The Wage Differential for Married and Cohabiting Men », *Economic Inquiry*, 40(2), 199–212.
- WINKLER, A. (1997) : « Economic decision-making by cohabitators : findings regarding income pooling », *Applied Economics*, 29(8), 1079–1090.