

Prime et pénalité salariales à la vie en couple : mariage vs. cohabitation

Carole Bonnet, Anne Solaz, Bruno Jeandidier

▶ **To cite this version:**

Carole Bonnet, Anne Solaz, Bruno Jeandidier. Prime et pénalité salariales à la vie en couple : mariage vs. cohabitation. 2017. hal-02105209

HAL Id: hal-02105209
https://hal.science/hal-02105209

Preprint submitted on 26 Oct 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Bureau d'économie théorique et appliquée (BETA)
UMR 7522

Documents de travail

« Prime et pénalité salariales à la vie en couple : mariage versus cohabitation »

Auteurs

Carole Bonnet, Bruno Jeandidier, Anne Solaz

Document de Travail n° 2017 – 08

Février 2017

Bureau d'Économie Théorique et Appliquée
BETA - UMR 7522 du CNRS

BETA Université de Strasbourg
Faculté des sciences économiques et de gestion
61 avenue de la Forêt Noire
67085 Strasbourg Cedex
Tél. : +33 (0)3 68 85 20 69
Fax : +33 (0)3 68 85 20 70
Secrétariat : Géraldine Del Fabbro
g.delfabbro@unistra.fr

BETA Université de Lorraine
Faculté de droit, sciences économiques
et de gestion
13 place Carnot C.O. 70026
54035 Nancy Cedex
Tél. : +33(0)3 72 74 20 70
Fax : +33 (0)3 72 74 20 71
Secrétariat : Sylviane Untereiner
sylviane.untereiner@univ-lorraine.fr

http://www.beta-umr7522.fr

Prime et pénalité salariales à la vie en couple : mariage *versus* cohabitation

Carole BONNET (INED),

Bruno JEANDIDIER (BETA, UMR CNRS 7522, Université de Lorraine),

Anne SOLAZ (INED)[1]

Abstract

Empirical evidence showed that married men generally earn more and married women earn less. However, the control group of "not married" differs between studies, over time and between countries, so that the message remains somewhat fuzzy. It is not clear whether the type of union or being in union is responsible for these wage penalties and premium. This article aims to analyse whether the marriage pay more than cohabitation in a country where both unmarried and married partnerships coexist for years, such as France. Thanks to a rich dataset with information on both marital and work history of both partners, we are able to estimate the effect on hourly wage of being married relatively to being in a consensual union. Taking into account selection into marriage and on the labour market and possible differential in specialization level, our results show that the men's marriage premium is entirely due to positive selection into marriage. While marital specialization process within couple strongly decrease women's hourly wage, there is no evidence of an additional marriage penalty for women. The gender wage gap between married partners or unmarried partners is similar, once controlled for selection into marriage.

JEL Codes: J31, J12

Keywords: Marriage, Cohabitation, Specialization, Marriage Premium, Earnings

[1] Recherche menée avec le support de l'ANR COMPRES.

Introduction

Avec la diffusion massive de la cohabitation dans de nombreux pays en Europe (Perelli *et alii*, 2012), les couples cohabitant ont aujourd'hui des caractéristiques qui les rapprochent des couples mariés : leurs unions deviennent plus stables, avec un ou des enfants, etc. Etre parent et cohabitant est devenu une situation commune avec 60% des enfants nés hors mariage, le plus souvent dans le cadre d'une union consensuelle. Les droits en matière de parentalité sont également devenus très similaires quel que soit la situation matrimoniale. Les couples peuvent choisir leur type d'union, mariage ou non, même s'ils décident d'avoir des enfants.

Cependant, une différence importante entre mariés et non-mariés existe en cas de séparation. En cas de divorce, en France le juge peut décider l'attribution, par un des deux conjoints à l'autre, d'un capital, la *Prestation compensatoire*, ayant pour objet de « compenser » le conjoint qui serait lésé au moment de la rupture car il aurait notamment davantage investi dans la production domestique (en se désinvestissant du marché du travail). Dans de nombreux pays, cette prestation est destinée uniquement aux couples mariés dans le cadre d'une procédure de divorce, mais son éventuelle extension aux couples non mariés fait l'objet de discussions. Le débat n'est pas propre à la France, par exemple au Canada la demande de prestation compensatoire d'une conjointe non-mariée femme d'un milliardaire (connue sous le nom de l'affaire dite « Éric c Lola » de 2009 à 2013) a été très médiatisée au Québec et a nourri le débat sur les droits conjugaux et l'égalité entre couples mariés et non-mariés au Canada[2].

Pour contribuer au débat, il est donc important de chercher à savoir si les conjoints mariés et non-mariés gagnent autant et si les conséquences économiques de la spécialisation sont de même nature pour les couples mariés et non-mariés. Autrement dit, est-ce que les pénalités monétaires à compenser ou les primes à partager au moment de la rupture existent quel que soit le statut conjugal ?

Il convient donc de comparer la division du travail entre conjoints et plus particulièrement les salaires des hommes et des femmes selon la forme d'union qu'ils ont choisie. Une abondante littérature empirique a mis en évidence que les hommes mariés bénéficiaient de meilleurs salaires (d'une prime salariale au mariage) tandis que, selon une littérature nettement moins fournie et plus controversée, les femmes mariées seraient pénalisées (pénalité salariale) en partie en raison de la spécialisation des rôles conjugaux[3]. Jusqu'au début des années 2000 environ, ces analyses reposaient pour l'essentiel sur une comparaison entre les individus mariés et les individus non-mariés, sous-entendu

[2] « La Cour suprême a conclu que le Code civil du Québec porte effectivement atteinte au droit à l'égalité, mais que cette limite est raisonnable, au regard de la légitimité de l'Assemblée nationale à reconnaître un autre principe de justice, celui du « libre choix » des conjoints à déterminer leur statut matrimonial » (Biland, Schütz, 2015, p. 3).

[3] Avec cependant des controverses quant au lien de causalité entre le mariage et la prime/pénalité salariale (Jeandidier et Lim, 2015).

célibataires qu'ils vivent ou non en couple, mais rares étaient les travaux prenant en compte spécifiquement les individus vivant en union sans être mariés.

L'enjeu de notre recherche est donc de tester l'hypothèse selon laquelle les primes et pénalités salariales liées à la vie en couple seraient plus fortes dans le cas du mariage relativement à la cohabitation. La réponse à cette question permettrait alors d'éclairer les débats actuels sur la prestation compensatoire dans la mesure où l'existence d'une différence pourrait contribuer à justifier le fait que seuls les membres mariés subissant une pénalité peuvent y prétendre. A l'inverse, s'il s'avérait qu'il n'y a pas de différence, cela justifierait l'idée selon laquelle la Prestation compensatoire soit étendue aux couples non mariés.

Notre analyse s'appuie sur l'exploitation de données de l'enquête rétrospective *Familles et Employeurs 2004-2005*. Cette source est assez unique dans la mesure où l'enquête renseigne à la fois sur les salaires, situations d'emploi et structures familiales à la date de l'enquête, et également sur l'historique d'emploi et de vie maritale pour un grand échantillon de 4658 individus qui vivent en couple mariés ou non. Premièrement, comparativement aux travaux antérieurs, notre approche est de manière originale centrée uniquement sur les couples. Ainsi nous évitons la question de l'effet de sélection pour la vie en couple : les individus ne vivant pas en couple peuvent avoir des caractéristiques inobservées qui expliquent à la fois leur faible niveau de salaire et leur faible probabilité de se mettre en couple. Cependant, nous corrigeons l'éventuelle sélection pour le mariage *versus* la cohabitation. Deuxièmement, nous utilisons des données d'un pays dans lequel les différences socio-économiques des individus selon le choix marital sont assez faibles. Troisièmement, nous sommes en mesure d'étudier dans quelle mesure le mariage comparativement à la cohabitation affecte à la fois le salaire horaire des hommes et des femmes individuellement, mais également l'inégalité salariale au sein des couples et ce, grâce à la richesse de la source de données qui collecte des informations sur les deux membres des couples.

En contrôlant l'effet de sélection du mariage, nous montrons in fine que le statut matrimonial ne jouerait pas sur les taux de salaires. La prime au mariage observée pour les hommes lorsque l'on ne corrigé pas l'endogénéité du mariage ne doit en effet pas être prise en considération. Nous aboutissons à la même conclusion pour ce qui est de la différence de taux de salaire au sein du couple. Nous montrons également que la spécialisation au cours de la vie en couple est un facteur assez déterminant de différence salariale intra-couple, cette spécialisation ayant un effet fort et significatif sur le taux de salaire horaire des femmes.

L'article est structuré de la manière suivante. La première partie de l'article propose une synthèse de la littérature empirique portant sur les primes et pénalités salariales des individus vivant en couple non-mariés par opposition aux couples mariés. La seconde partie donne quelques données de

cadrage sur ces deux sous-populations (couples mariés et couples non-mariés). La dernière partie présente et commente les résultats de l'analyse économétrique.

1. Prime et pénalité salariale à la vie en couple selon le statut matrimonial

Le plus grand nombre des recherches portant sur les différences salariales selon le statut matrimonial distinguent les individus mariés, les individus divorcés et les individus n'ayant jamais été mariés. Cette dernière catégorie, modalité de référence dans les analyses, inclut donc, par défaut, les individus jamais mariés mais vivant pourtant en couple[4]. Schoeni (1995) montre cependant, à propos des hommes, en quoi le fait de ne pas distinguer tous les statuts constitue une mauvaise spécification : une spécification à cinq statuts – marié, divorcé, séparé, veuf *versus* jamais marié – conduit en effet à accroitre sensiblement la valeur du coefficient estimé associé à la variable « marié », comparativement à une spécification à deux statut (marié *versus* non marié). Toutefois, ce statut légal seul, fut-il plus détaillé, est encore insuffisant pour distinguer les cohabitations.

Des travaux plus récents cherchent à distinguer l'effet du mariage de l'effet de la vie en couple en comparant séparément les individus mariés et individus vivant en couple sans être mariés aux individus jamais mariés et vivant seuls. L'hypothèse centrale est celle selon laquelle la cohabitation serait à l'origine d'une prime pour les hommes ou d'une pénalité pour les femmes de moindre importance que dans le cas du mariage. Les multiples raisons avancées 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 d'avantage fiscal, 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 (Winkler, 1997 ; Baxter, 2005 ; El Lahra et Moreau, 2007). On soulignera que ces travaux conservent la catégorie des individus jamais mariés comme catégorie de référence, les autres individus (mariés, cohabitant, divorcés) y étant comparés. Donc, la question d'une comparaison directe (et testée statistiquement[5]) entre individus en couple mariés et individus en couple cohabitant n'est, à notre connaissance à une exception près (Barnasi et Taylor, 2008), jamais réalisée explicitement.

Concernant les **hommes**, quelques travaux estiment, après prise en compte de l'effet en sélection[6] et des déterminants habituels d'une fonction de gain salarial, une prime à la vie en couple plus faible

[4] Les veufs et les veuves (souvent d'effectifs très faibles) sont soit exclus de l'analyse, soit mélangés aux divorcé(e)s.
[5] Les études comparent parfois la valeur des coefficients de régression, sans tester la significativité de la différence.
[6] L'effet de sélection se propose de tenir compte, notamment par des régressions à effet fixe sur données longitudinales, du fait que la différence salariale entre individus mariés et individus non-mariés peut provenir de caractéristiques inobservées expliquant simultanément la probabilité de se marier et la probabilité d'avoir un capital humain élevé (pour les hommes) ou faible (pour les femmes) et donc des niveaux de salaire correspondant à ce niveau de capital. Le biais issu de cet effet peut être corrigé en particulier en recourant à des régressions à effets fixes sur données longitudinales.

pour les hommes vivant en couple non-mariés que pour les hommes mariés. Loh (1996), pour expliquer cette différence avance l'idée selon laquelle, aux Etats-Unis, la prime à la cohabitation est probablement temporaire dans la mesure où la cohabitation prénuptiale n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la prime au mariage des hommes mariés. Selon Cohen (2002), le déclin de la prime au mariage des hommes observée au cours des vingt-cinq dernières années du vingtième siècle aux Etats-Unis s'expliquerait pour partie[7] par le fait du développement de la cohabitation : la prime au mariage est en effet plus élevée lorsque l'on exclut les hommes cohabitant de la catégorie de référence « hommes jamais mariés ». Datta Gupta et Smith (2002), à propos du Danemark et en recourant à une estimation à effets aléatoires, identifient également une prime moindre pour les hommes cohabitant[8]. Avellar et Smock (2005), sur la base de statistiques descriptives relatives aux conséquences économiques du divorce comparativement à celles de la rupture de cohabitation aux Etats-Unis, montrent que le revenu individuel annuel médian (principalement constitué des revenus salariaux mais pas seulement) des hommes mariés est significativement supérieur à celui des hommes vivant en cohabitation et ce aussi bien juste avant que juste après la rupture du couple[9]. Datta Gupta *et alii* (2007) montrent, sur données danoises, qu'une spécification ne distinguant pas les cohabitations (les hommes cohabitant sont alors assimilées à des hommes jamais mariés) amène à rendre nulle l'estimation de la prime au mariage après correction de l'effet de sélection, alors qu'une spécification détaillée (marié, cohabitant, divorcé/séparé, précédemment cohabitant, jamais en couple) permet d'identifier une prime à la vie en couple sans être marié statistiquement significative, mais légèrement inférieure à celle au mariage, une fois pris en compte la durée de vie en couple[10]. De même, Mamum (2012) montre que, sous réserve d'un biais d'endogénéité[11] – mentionné mais non corrigé par l'auteur – et en tenant compte de la durée de vie commune selon le statut matrimonial, la prime à la cohabitation aux Etats-Unis, d'une part, serait d'ampleur inférieure à la prime au mariage et statistiquement significative que pour les cohabitations se terminant en mariage et, d'autre part, ne varierait pas significativement avec la durée de cohabitation. Enfin, Killewald et Gough (2013), sur données

[7] Selon l'auteur, une autre partie importante de l'explication réside dans le fait que le développement de l'activité féminine réduit la spécialisation au sein du couple et donc la prime au mariage.

[8] La significativité statistique du coefficient de cohabitation ne s'observe pas lorsqu'une régression à effet fixe est mobilisée, mais les auteurs donnent la préférence à l'estimation avec effet aléatoire du fait de faible fréquence des transitions vers la cohabitation. Ils montrent également que la prime au mariage ne s'observe pas pour les hommes sans enfant.

[9] Ils montrent également que la médiane des variations relatives « pré-post dissolution » est certes supérieure pour les hommes cohabitant que pour les hommes mariés, mais que ces médianes ne sont pas statistiquement différentes du point de vue de la comparaison « marié *versus* cohabitant ».

[10] Si la durée de vie en couple (selon le statut) n'est pas prise en compte, les résultats dépendent de l'échantillon retenu : sur l'échantillon des hommes travaillant à temps plein, on observe bien une prime au mariage supérieure à la prime à la cohabitation ; sur l'échantillon de l'ensemble des hommes ayant un emploi, la prime au mariage serait équivalente à la prime à la cohabitation.

[11] Dans la mesure où l'issue de la cohabitation peut ne pas être indépendante du salaire de l'homme.

américaines, identifient pour les hommes une prime à la cohabitation plus faible que la prime au mariage, en particulier pour les pères de deux enfants ou plus[12].

Stratton (2002) au contraire estime dans une régression à effet fixe que, en statut comme en durée, la cohabitation ne serait pas aux Etats-Unis à l'origine d'une prime masculine statistiquement significative (à la différence du mariage dont la durée serait positivement et significativement associée au salaire masculin). L'auteur souligne cependant, sur la base d'une variante, que, du point de vue de la prime, la cohabitation longue pourrait être assimilée au mariage. Les travaux de Dougherty (2006) laissent entendre que la cohabitation aurait un effet moindre que le mariage. En effet, l'auteur souligne que les coefficients estimés issus de régressions à effet fixe[13] spécifiant le fait de vivre en couple (marié ou non) sont plus faibles (voire non significatifs) que ceux estimés dans les régressions retenant le fait d'être marié. Quant à Barg et Beblo (2009), leurs analyses par *propensity score matching* montrent que, pour l'Allemagne, l'apparente prime masculine à la cohabitation (plus faible que celle au mariage) résulte uniquement d'un effet de sélection similaire à celui associé au mariage même si, par ailleurs, le mariage devrait théoriquement inciter à une plus grande spécialisation. Les estimations de Bardasi et Taylor (2008), sur données britanniques, concluent sur une absence de prime liée à la cohabitation (contrairement au mariage) lorsque l'hétérogénéité inobservée est prise en compte avec un modèle à effet fixe. Ils montrent également, à l'aide d'une régression excluant les hommes jamais mariés, qu'il n'y aurait pas de prime à la cohabitation (*versus* mariage) statistiquement significative. Ce résultat est corroboré par Pollmann-Shult (2011) à propos de l'Allemagne dans une spécification ne tenant pas compte du temps de travail domestique et de la durée d'activité de la conjointe[14].

Du point de vue de l'éventuelle différence de prime ou pénalité des **femmes** selon qu'elles sont mariées ou cohabitant, Datta Gupta et Smith (2002), estiment avec des modèles à effet fixe ou à effet aléatoire que, comme le mariage, la cohabitation serait sans effet significatif sur le taux de salaire des femmes[15]. Killewald et Gough (2003) estiment des primes au mariage et à la cohabitation significativement différentes de zéro uniquement pour les femmes sans enfant (et supérieures pour les femmes mariées) ; quant aux mères, elles subiraient une pénalité d'ampleur assez similaire que la femme soit mariée ou cohabitant, mais néanmoins légèrement inférieures pour les mères vivant en cohabitation. Light (2004), montre que, *ceteris paribus*, aux Etats-Unis la transition vers le mariage et

[12] Pour les pères d'un seul enfant et les hommes sans enfant, le fait que la prime à la cohabitation soit inférieure ou supérieure à celle au mariage dépend de la spécification retenue en ce qui concerne les caractéristiques d'emploi.

[13] L'auteur teste deux types de régression, l'un qui retient dans la spécification le statut (marié / en couple), l'autre qui retient la durée séparant (avant ou après) l'année d'observation et l'année de transition (vers le mariage / vers la vie en couple).

[14] Lorsque ces deux informations sont prises en compte, il existerait bien une prime à la cohabitation significative mais inférieure à la prime au mariage (elle aussi significative).

[15] Selon la spécification retenue quant à la présence d'enfants, un effet positif est ou non observé significatif au seuil de 5%, signifiant que la relation est fragile.

celle vers la cohabitation auraient le même effet positif sur le revenu total ou le niveau de vie des femmes si l'on tient compte de l'effet de sélection par une régression à effet fixe. Avellar et Smock (2005) montrent que les revenus médians des femmes mariées ne sont pas significativement différents des revenus médians des femmes non-mariées et ce, que ces revenus soient observés avant ou après la rupture du couple. Dougherty (2006), estime qu'il n'y aurait pas d'effet de la vie en couple (mariée ou non) sur le taux de salaire des femmes, que ce soit selon une estimation OLS ou une estimation à effet fixe, alors que le mariage serait à l'origine d'une prime (estimée significative avec une régression à effet fixe), ce qui signifierait donc que l'éventuelle prime liée à la cohabitation serait peu significative.

Au-delà de l'identification d'un effet associé au statut (marié, cohabitant), la littérature relative aux primes et pénalités salariales s'attache également à tenter de mieux spécifier l'hypothèse de spécialisation de différentes manières. D'une part, il s'agit d'étudier l'éventuel effet lié à l'activité du conjoint ou de la conjointe. Le plus souvent cette interrogation porte sur les équations de salaire des hommes suivant l'hypothèse selon laquelle l'activité marchande de la conjointe réduirait le taux de salaire de l'homme du fait d'une moindre spécialisation. Dans les travaux qui par ailleurs s'intéressent spécifiquement à la cohabitation (en plus du mariage), cette hypothèse est vérifiée[16]. On notera qu'aucun de ces travaux ne discute d'un éventuel effet différent selon le statut matrimonial (marié, cohabitant). D'autre part, l'analyse porte sur l'effet de la durée passée dans le statut (durée du mariage, durée de la cohabitation) et ce, en suivant l'hypothèse selon laquelle, avec le temps, l'impact de la spécialisation devrait croître selon une logique d'accentuation de la perte ou du gain en capital humain lié à la spécialisation. De ce point de vue, Stratton (2002) et Mamum (2012) aboutissent à une conclusion similaire pour les Etats-Unis : un effet positif et significatif de la durée du mariage sur le taux de salaire masculin, et un effet non significatif de la durée de cohabitation. En revanche, Datta Gupta *et alii* (2007) estiment, pour le Danemark, un effet négatif et significatif de la durée du mariage comme de la durée de la cohabitation sur le taux de salaire masculin)[17].

Au total, cette littérature empirique portant sur le lien entre le taux de salaire des hommes et des femmes selon qu'ils sont mariés ou vivent en couples sans être mariés est assez controversée, elle n'aborde pas directement la comparaison entre les deux statuts puisque c'est toujours au regard des individus ne vivant pas en couple que la comparaison est effectuée et, à notre connaissance, aucune

[16] Bardasi et Taylor(2008), avec le nombre d'heures de travail ; Pollmann-Schult (2011), avec une catégorisation « temps plein, temps partiel *versus* sans emploi » ; Killewald et Gough (2013), avec une catégorisation temps plein *versus* temps partiel ou non-emploi). Killewald et Gough (2013) étudient cette même hypothèse pour les femmes, leur estimation montre un effet non significatif (ce qui n'est pas vraiment surprenant compte tenu du fait que la très grande majorité des hommes sont en emploi à temps plein).

[17] A notre connaissance, il ne semble pas y avoir de travaux intégrant la durée de cohabitation dans une spécification d'équation de salaire féminin.

analyse de ce type n'a porté sur le cas de la France, un pays où la diversité des statuts conjugaux (associés à des droits parentaux comparables) existe pourtant depuis longtemps.

2. Gains salariaux et statut matrimonial des individus vivant en couple : données de cadrage

En France, les hommes mariés gagnent-ils plus que les hommes cohabitant et les femmes mariées gagnent-elles moins que les femmes vivant en couples non mariés ? Les différences éventuelles peuvent-elles être attribuées au statut matrimonial ? Pour répondre à ces questions nous avons l'opportunité de mobiliser des données originales issues de l'enquête *Familles et Employeurs* de 2004-2005 (Ined). Cette originalité tient en particulier au fait que cette enquête renseigne à la fois sur les gains salariaux, les caractéristiques d'emploi et d'environnement familial, les trajectoires professionnelles et conjugales passées pour un échantillon substantiel de couples mariés ou non-mariés. Si l'on se restreint aux individus salariés et vivant en couple au moment de l'enquête, l'échantillon est constitué de 2275 femmes et de 2375 hommes[18]. Du point de vue du statut matrimonial, 70% des femmes et 69% des hommes sont mariés. Pour étudier la différence salaire intra-couple, nous recourons à un échantillon réduit de 1602 couples pour lesquels les calendriers rétrospectifs sont simultanément bien renseignés pour les deux membres du couple.

Comme le montre le tableau 1, on peut observer en première analyse, d'une part, que les hommes gagnent plus que les femmes et, d'autre part, que les différences de taux des salaires (en Log) selon le statut matrimonial sont relativement faibles, mais bien dans le sens attendu pour les hommes, c'est-à-dire qu'en moyenne ou en médiane le salaire horaire est un peu supérieur pour les hommes mariés que pour les hommes non mariés (mais en couple). Pour les femmes, les différences sont encore plus faibles et ne confortent pas l'hypothèse d'une pénalité moindre pour les femmes cohabitant.

Tableau 1 : salaire horaire (log) des hommes et des femmes selon leur situation matrimoniale

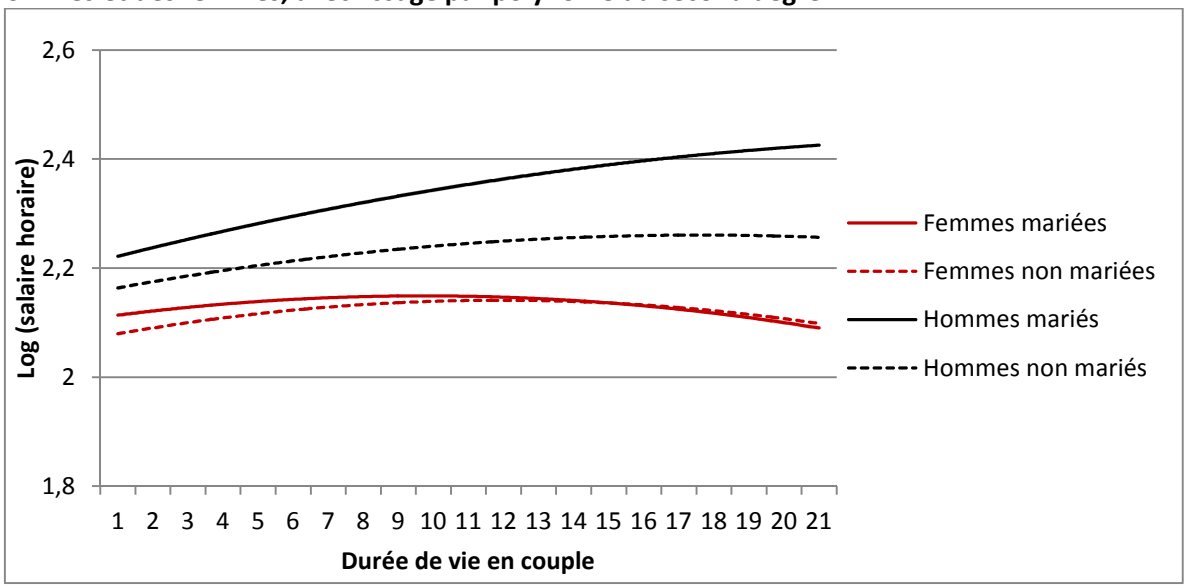
	Femmes en couple		**Hommes en couple**	
	Mariées	**Non mariées**	**Mariés**	**Non mariés**
Moyenne	2,143	2,130	2,366	2,217
1er quartile	1,886	1,886	2,068	1,977
Médiane	2,102	2,071	2,291	2,145
3ème quartile	2,373	2,312	2,585	2,401
Effectifs	*1604*	*671*	*1635*	*740*

Source : Enquête Familles et Employeurs 2004-2005 (Ined)

[18] Nous incluons, dans les estimations relatives aux femmes, 474 femmes inactives pour contrôler l'effet de sélection sur la marché du travail, mais excluons 79 femmes exerçant une activité non salariée (soit un taux de salariat féminin de 82%). 78 hommes sont exclus de l'analyse (taux de salariat masculin : 97%). Dans les traitements économétriques, c'est du fait de l'existence de données manquantes dans certaines covariantes que les effectifs sont réduit à 2375 hommes et 2275 femmes.

Outre le statut matrimonial, il convient de se poser la question de savoir si le taux de salaire varie selon la durée de vie en couple à statut matrimonial donné, en suivant l'hypothèse selon laquelle c'est la spécialisation au sein du couple qui serait à l'origine des différences, spécialisation attendue moindre hors du mariage. Le graphique 1 illustre cette question. Il montre que pour les hommes l'écart entre hommes mariés et hommes cohabitant s'accroit avec la durée de vie commune, alors que ce n'est pas le cas pour les femmes. Il montre également que l'écart entre les hommes et les femmes s'accroît également avec la durée de vie en couple.

Graphique 1 : Salaires horaires (en Log) selon la durée de vie commune et le statut matrimonial des hommes et des femmes, avec lissage par polynôme du second degré



Source : Enquête Familles et Employeurs 2004-2005 (Ined). Du fait d'effectifs réduits pour chacune des durées de vie en couple, nous recourons à un tracé lissé par estimation d'un polynôme de second degré.

Il est cependant possible que ces différences selon le statut matrimonial tiennent pour partie à des différences structurelles. En effet, on observe certaines différences en moyenne (*cf.* tableau A1 en annexe) entre les deux sous-populations. La durée moyenne de vie commune est deux fois plus élevée pour les hommes et les femmes marié(e)s que pour leurs homologues non-mariés. Les couples mariés ont plus de deux plus souvent deux enfants ou plus que les couples non-mariés. Ces deux différences traduisent en fait une différence d'âge entre les deux sous-populations, différence qui se retrouve également en termes d'expérience réelle professionnelle et d'ancienneté dans l'emploi : elles sont en moyenne supérieures en cas de mariage, aussi bien pour les hommes que pour les femmes et ce, quand bien même le mariage inciterait plus que l'union libre au retrait du marché du travail pour cause de charges familiales. De même, les couples mariés résident un peu moins souvent en Ile de France que les couples non-mariés, mais la différence est ténue. De manière plus prononcée, les hommes ou les femmes marié(e)s sont plus souvent issus de l'immigration que les hommes et les femmes vivant en couple sans être marié(e)s, ce qui traduit probablement une différence culturelle à l'égard du mariage.

En revanche du point de vue des caractéristiques d'emploi, on observe nettement moins de différences entre femmes mariées et femmes non-mariées : elles ont sensiblement les mêmes niveaux de diplôme, occupent dans une même proportion des emplois à responsabilité, travaillent proportionnellement dans les mêmes secteurs et dans des entreprises de tailles similaires ; les seules petites différences étant que les femmes mariées appartiennent au secteur public ou travaillent dans le secteur des services aux particuliers un peu plus souvent que les femmes non-mariées. Pour les hommes, les différences sont un peu plus marquées : les hommes mariés sont un peu plus souvent détenteurs d'un diplôme technique de premier niveau (CAP), au détriment des niveaux « baccalauréat » et « 1er cycle universitaire », que les hommes non-mariés (une différence qui peut, là aussi, s'expliquer par des différences d'âge et donc de génération). De même, les hommes mariés occupent un peu plus souvent des emplois à responsabilité, appartiennent légèrement plus souvent à la fonction publique et travaillent un peu moins souvent dans le secteur des services aux particuliers que les hommes non-mariés. Enfin, on observe que les différences du point de vue de l'activité du conjoint ne sont pas extrêmement marquées : les hommes mariés vivent avec une femme active dans 74% des cas et les hommes non-mariés dans 77% des cas ; les femmes mariées vivent avec un homme actif dans 94% des cas et les femmes non-mariées dans 92% des cas.

3. Gains salariaux et statut matrimonial des individus vivant en couple : approche économétrique

Les faits stylisés que nous venons de souligner au paragraphe précédent méritent d'être analysés en recourant à l'économétrie car, bien évidemment, la formation des salaires dépend de bien d'autres facteurs que le sexe et le statut matrimonial ou la durée de vie en couple. Il s'agit en effet de déterminer si, toutes choses d'ailleurs, les différences selon la situation matrimoniale demeurent significatives car, comme nous l'avons souligné, les sous-populations sont structurellement différentes.

D'un point de vue méthodologique, nos estimations tentent de tenir compte de différents écueils à éviter. Tout d'abord, en en qui concerne les femmes, compte tenu du fait que l'arrivée des enfants peut avoir comme conséquence un retrait du marché du travail, on ne peut pas exclure un biais de sélection dans l'emploi. C'est pourquoi, nous le corrigeons par la méthode d'Heckman (estimation en deux étapes) et introduisons l'inverse du ratio de Mills dans nos régressions. Les variables d'exclusion mobilisées sont la présence d'un enfant d'âge préscolaire ainsi qu'une indicatrice de l'activité professionnelle de la mère de la répondante en supposant une transmission intergénérationnelle des histoires professionnelles de mères à filles. Ensuite, nous procédons par étapes pour mieux cerner les

déterminants du taux de salaire et leurs effets sur notre variable d'intérêt[19], d'abord en introduisant les variables démographiques (spécification 1), puis les variables de capital humain (spécification 2) et très classiquement en y ajoutant les variables caractérisant l'emploi (spécification 3). Ensuite, nous introduisons, en plus du statut matrimonial, la durée de vie en couple et ce, afin de tenter de départager l'effet du statut de l'effet de la durée dans le statut, la littérature[20] ayant testé l'hypothèse selon laquelle si l'effet du mariage retrace en fait l'effet de spécialisation qui lui est attaché, cet effet devrait croître avec la durée de vie en couple (spécification 4). Par ailleurs, comme le montre de manière très explicite la littérature portant sur l'estimation des primes et pénalités au mariage, il convient de tenter de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée dans la mesure où des caractéristiques inobservées peuvent simultanément jouer sur le taux de salaire horaire et le choix de se marier. Pour ce faire, nous recourons à une estimation par variable instrumentale (IV) du mariage (spécification 5). Pour instrumenter, nous recourons à deux variables que sont l'attachement religieux du répondant et le fait d'avoir rencontré son partenaire dans une fête de famille. Ces deux variables jouent positivement sur la probabilité de se marier plutôt que de cohabiter. Les tests de Fisher indiquent que ces instruments sont pertinents et qu'ils sont assez puissants (l'hypothèse de faiblesse de nos instruments peut être rejetée).

Nous recourons successivement à une analyse portant sur les taux de salaire des femmes (tableau 2), puis sur ceux des hommes (tableau 3), enfin, et d'une manière originale au regard de la littérature, sur les différences de taux de salaire au sein des couples (tableau 4).

Enfin, dans un dernier tableau 5 nous présentons des résultats qui approfondissent la question de la spécialisation en substituant la durée de vie en couple par un indicateur d'inactivité du conjoint au cours de la vie en couple. Cette spécification est notoirement intéressante au regard de l'hypothèse de spécialisation : dans la mesure où tous les individus de notre échantillon vivent en couple (à la différence de la plupart des travaux qui comparent des individus vivant en couple à des individus vivant seuls), l'effet de spécialisation tient explicitement, dans notre approche, aux choix d'activité des conjoints[21].

[19] Les résultats présentés concernent l'estimation du Log du taux de salaire horaire. Nous avons effectué les mêmes estimations sur le Log du taux de salaire mensuel (avec ajout dans les variables explicatives la durée du travail), mais dans la mesure où les conclusions sont très largement identiques, nous ne mentionnons pas ces résultats.

[20] Korenmann, Neumark (1991), Loh (1996), Gray (1997), Krashinsky (2004), Dougherty (2006) et Rodgers III, Stratton (2010) confirment cette hypothèse d'un effet positif de la durée du mariage sur le taux de salaire des hommes, alors que les travaux de Cornwell, Ruppert (1997) et Hersch, Stratton (2000) la remettent en cause (effet non significatif). Cependant Krashinsky (2004) et Dougherty (2006) en contestent l'interprétation en termes de spécialisation. Mamun (2012) et Stratton (2002) estiment, toujours pour les hommes, un effet positif de la durée du mariage, mais un effet non significatif de la durée de cohabitation. Datta Gupta *et al.* (2007) estiment des effets négatifs de la durée du mariage et de la durée de cohabitation sur le taux de salaire des hommes. Enfin, Loughran, Zissimopoulos (2009) estiment un effet négatif de la durée du mariage tant pour les hommes que pour les femmes.

[21] Il tient également aux choix d'activités domestiques (qui ne sont pas strictement la contrepartie des choix d'activité marchande), mais nous ne connaissons pas ces derniers.

3.1. Le taux de salaire horaire des femmes

Concernant les femmes, outre les effets habituels (de diplôme, d'expérience, de durée dans l'emploi, de résidence, de secteur, de taille d'entreprise, etc., *cf.* tableau A2 en annexe) sur le taux de salaire, nos résultats montrent tout d'abord un effet de sélection dans l'emploi des femmes peu probant dans la mesure où l'inverse du ratio de Mills n'est pas significatif. Un résultat plus surprenant réside dans le fait que la présence d'enfants ne jouerait pas sur le niveau de salaire horaire féminin : dès lors que l'on vit en couple, le fait d'avoir un ou plusieurs enfants (à expérience réelle donnée) n'aurait pas d'incidence sur le taux de salaire féminin[22]. Des estimations complémentaires montrent que cela tient, d'une part, au fait que l'on tient compte des heures de travail pour le calcul du taux de salaire horaire (et donc des possibles passages à temps partiel pour raisons familiales) et au fait que l'on corrige ici de l'expérience réelle (et non potentielle) qui tient compte des périodes d'interruptions d'emploi, en particulier pour congé parentaux ou pour inactivité pour raisons familiales[23].

Tableau 2 : estimation du Log de taux de salaire horaire des femmes

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) IV
Mariée	-0.001	-0.024	-0.029*	-0.025	-0.137
	(0.020)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.098)
Inverse du ratio de Mills	0.144	0.160	0.108	0.068	0.080
	(0.175)	(0.080)	(0.078)	(0.076)	(0.076)
Durée de vie en couple	/	/	/	-0.002	0.004
	/	/	/	(0.005)	(0.007)
(Durée de vie en couple)^2 / 100	/	/	/	0.001	-0.009
	/	/	/	(0.015)	(0.019)
R^2	0.05	0.32	0.39	0.39	0.38
Effectifs	2,275	2,275	2,275	2,275	2,275

Source : Enquête Familles et Employeurs 2004-2005 (Ined). * : significatif au seuil de 10%, ** : significatif au seul de 5%, *** : significatif au seuil de 1%. Autres covariantes (*cf.* annexe tab. A2) : spécification 1 (variables démographiques) : âge, nombre d'enfants, rang d'union, immigrée, résidence région parisienne. Spécifications 2 : ajout des variables de capital humain : niveau de diplôme, expérience réelle et son carré, handicap. Spécifications 3 à 5 : ajout des caractéristiques d'emploi : ancienneté dans l'emploi, emploi à responsabilité d'encadrement, secteur d'activité, taille de l'entreprise (nombre de salariés).

Ensuite, l'analyse montre qu'il n'existerait pas de pénalité salariale à être mariée (comparativement au fait de vivre en couple sans être mariée). Le taux de salaire horaire des femmes mariées est égal à celui des femmes non mariées vivant en couple, à caractéristiques démographiques et de capital humain données (spécifications 1 et 2). On observe une faible pénalité dans la spécification 3 (avec caractéristiques d'emploi), mais elle disparaît lorsque l'on contrôle la durée de vie en couple (spécification 4). Comme nous l'avons mentionné *supra*, l'hypothèse ainsi testée est celle selon laquelle plus la durée de vie commune est longue, plus la spécialisation devrait s'accroitre et donc jouer sur le taux de salaire, or nous résultats indiquent que cet effet n'est pas significatif. Il convient

[22] Des résultats similaires sont obtenus dans les travaux de Davies et Pierre (2005).
[23] Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par Meurs *et alii* (2010) sur données françaises.

cependant de noter que notre spécification tient également compte de l'expérience réelle (qui inclut les périodes d'interruption et de temps partiel) qui peut capter, pour partie, l'effet de spécialisation. La pénalité au statut du mariage (comparativement à la cohabitation) apparaît donc insignifiante. Ce non-effet est confirmé lorsque l'on tient compte de l'éventuelle endogénéité du mariage (spécification 5) selon laquelle des caractéristiques inobservées pourraient expliquer, pour les femmes, à la fois un faible taux de salaire et une forte probabilité de se marier.

3.2. Le taux de salaire des hommes

Les résultats sont différents pour les hommes (tableau 3 et annexe A3). En accord avec la littérature sur la prime au mariage, on observe bien un effet positif du mariage pour les hommes dans les spécifications 1, 2 et 3, signifiant une prime au mariage (comparativement à la cohabitation) de l'ordre de sept pourcents lorsque l'on ne prend pas en compte de la possible endogénéité. Toutefois, si l'on tient compte des caractéristiques inobservables de ces hommes mariés relativement à leurs homologues non-mariés, on constate que le coefficient associé au mariage n'est plus significatif. Ainsi, l'avantage salarial des hommes mariés tiendrait à leurs caractéristiques inobservées (également positivement associés à un salaire plus élevé). On peut penser que les hommes mariés ont des qualités qui les rendent à la fois plus attractifs sur le marché du mariage et sur le marché du travail. Dès lors que l'on tient compte de ce phénomène, la prime salariale masculine au mariage (*versus* cohabitation) n'est plus observée. Notons toutefois qu'il peut exister une prime masculine à la vie en couple (souvent démontrée dans la littérature) pour les couples mariés et non-mariés, prime que nous n'étudions pas ici puisque nous focalisons exclusivement notre analyse sur les personnes vivant en couple.

Tableau 3 : estimation du Log de taux de salaire horaire des hommes

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) IV
Marié	0.113***	0.075***	0.071***	0.064***	-0.101
	(0.018)	(0.016)	(0.015)	(0.015)	(0.090)
Durée de vie en couple	/	/	/	0.003	0.011*
	/	/	/	(0.005)	(0.006)
(Durée de vie en couple)^2 / 100	/	/	/	0.002	-0.015
	/	/	/	(0.016)	(0.018)
R^2	0.12	0.36	0.41	0.41	0.39
Effectifs	2,375	2,375	2,375	2,375	2,375

Source : Enquête Familles et Employeurs 2004-2005 (Ined). * : significatif au seuil de 10%, ** : significatif au seul de 5%, *** : significatif au seuil de 1%. Autres covariantes (*cf.* note de tableau 2 et annexe tab. A3).

Un résultat intéressant est par ailleurs à noter : le coefficient associé à la durée de vie en couple devient significativement positif (au seuil de 10%) dans la spécification instrumentée n° 5. Ainsi, les salaires horaires des hommes augmenteraient avec la durée de vie en couple, et de manière assez linéaire. On pourrait y voir un simple effet d'âge et de cycle de vie. Cependant, étant donné que l'on

contrôle également par l'expérience réelle sur le marché du travail et surtout que cet effet n'est pas significatif pour les femmes, il semblerait que cet effet positif de la durée de la vie conjugale tienne plutôt d'une spécialisation croissante du couple au fil des années profitant uniquement aux hommes (à raison d'environ 1% par année).

3.3. Le rôle de la spécialisation

Nous avons montré que la durée de vie en couple n'avait un impact que sur le taux de salaire des hommes. Pour autant, la durée de vie en couple est un proxy de spécialisation qui mérite d'être mieux spécifié. C'est pourquoi nous affinons notre analyse (tableau 4), d'une part, en introduisant un indicateur rétrospectif de spécialisation c'est-à-dire la durée relative d'inactivité (donc d'activité domestique) au cours de la vie en couple[24] et, d'autre part, en tenant compte de la situation d'emploi du conjoint au moment de l'enquête.

Tableau 4 : estimation du Log de taux de salaire horaire des hommes et des femmes en tenant compte de la spécialisation au cours de la vie en couple

	Femmes (6) OLS	Femmes (7) IV	Hommes (8) OLS	Hommes (9) IV
Marié(e)	-0.021	-0.094	-0.065***	-0.131
	(0.017)	(0.096)	(0.016)	(0.084)
Durée de vie conjugale	0.000	0.004	0.004	0.013*
	(0.004)	(0.007)	(0.004)	(0.006)
(Durée de vie conjugale au carré) / 100	-0.003	-0.010	-0.002	-0.019
	(0.014)	(0.017)	(0.015)	(0.018)
Conjoint actif	-0.046	-0.042	//	//
	(0.033)	(0.034)	//	//
Conjointe active	//	//	-0.031	-0.039**
	//	//	(0.017)	(0.018)
Durée relative d'inactivité de l'individu durant la vie de couple	-0.264**	-0.245***	-0.166*	-0.156
	(0.099)	(0.104)	(0.100)	(0.104)
R^2	0.39	0.39	0.42	0.38
N	2,275	2,275	2,375	2,375

Source : Enquête Familles et Employeurs 2004-2005 (Ined). * : significatif au seuil de 10%, ** : significatif au seul de 5%, *** : significatif au seuil de 1%. Autres covariantes (*cf.* annexe tab. A4).

Nos analyses précédentes montraient que la durée de vie en couple et le statut matrimonial n'avaient pas d'incidence sur le taux de salaire des femmes vivant en couple. Il en est de même lorsque l'on tient compte de la spécialisation. Mais l'introduction de l'indicateur de spécialisation au cours de la vie en couple montre que la durée de vie en couple est un proxy très imparfait de la spécialisation. En effet, les spécifications 6 et 7 montrent que, significativement, plus la femme a été relativement inactive au cours de sa vie de couple (plus forte spécialisation du couple si l'on reconnait que les conjoints sont très majoritairement actifs tout au long de la période de vie en couple), plus son taux de salaire est faible (de l'ordre de 2,5% pour 10 points de pourcentages

[24] L'indicateur est égal au nombre d'années d'inactivité ou de congé parental pendant la vie en couple divisé par le nombre d'années de la vie en couple.

d'inactivité). On notera également que le fait que le conjoint soit actif au moment de l'enquête (indicateur permettant d'identifier les rares conjoints inactifs) n'a pas d'incidence significative sur le taux de salaire des femmes.

L'analyse portant sur les hommes apporte également des enseignements intéressants. Tout d'abord, l'absence d'effet du statut matrimonial et l'effet positif tout juste significatif de la durée de vie en couple résistent à nos nouvelles spécifications. Mais à l'inverse de l'analyse portant sur les femmes, l'activité de la conjointe au moment de l'enquête joue, comme attendu (car elle mesure une moindre spécialisation du couple), négativement de manière significative (taux de salaire masculin inférieur de l'ordre de 4%). En revanche, l'indicateur d'inactivité relative de l'homme n'a pas d'effet (spécifications 8 et 9), ce qui est était plutôt attendu dans la mesure où cet indicateur est assez invariant (la très grande majorité des hommes travaillent tout au long de leur vie de couple) et ne reflète pas un degré de spécialisation (cette dernière étant le fait principalement du comportement d'activité des conjointes).

3.4. La différence salariale intra-couple

Après cette analyse des taux de salaire individuels par sexe, nous regardons, de manière originale comparativement à la littérature et grâce à nos données qui permettent d'observer les salaires des deux partenaires d'un même couple, si l'écart de salaires entre conjoints dépend ou non du statut matrimonial du couple (tableau 5). La question est d'autant plus importante que le droit à Prestation compensatoire lors du divorce, qui rappelons-le est réservé aux couples mariés, repose sur une condition d'inégalité de niveau de vie, auquel l'écart de salaire participe a priori.

Il ressort assez logiquement de cette analyse tout d'abord des effets symétriques des caractéristiques des hommes et des femmes sur cet écart de salaire, puisqu'en moyenne les femmes gagnent moins que les hommes. Ainsi, par exemple, d'un côté plus le niveau d'éducation de l'homme est élevé, plus son salaire horaire l'est également et donc plus cela jouera positivement sur l'écart de salaire horaire entre les conjoints. Mais de l'autre côté, comme la relation entre niveau d'éducation et taux de salaire horaire est également positive pour les femmes, plus ces dernières sont éduquées, plus l'écart entre conjoint se réduit (effet cette fois-ci négatif).

Comme l'effet du mariage est plutôt positif pour les hommes (dans les spécifications OLS) et non significatif pour les femmes, il est intéressant d'observer l'effet global sur l'écart de taux de salaire. Notre analyse montre que le mariage aurait un effet positif et significatif sur cet écart dans les régressions sans instrumentation (spécifications 1 à 3). L'écart de salaires horaires entre conjoints serait plus important pour les couples mariés que pour les couples non mariés, ce qui correspond à ce qui est théoriquement attendu si l'on considère que le mariage est une incitation à la spécialisation. L'introduction de la durée de vie en couple et de l'indicateur de spécialisation au sein

du couple[25] réduit, mais ne supprime pas, l'effet positif du mariage (comparativement à la cohabitation) sur l'écart de taux de salaire intra-couple (spécifications 4 et 10).

Toutefois, quand on tient compte des caractéristiques inobservées des couples mariés, cet effet n'est plus significatif (spécification 5 et 11). L'écart de taux de salaire observé avec les régressions OLS serait donc dû essentiellement à l'existence de caractéristiques inobservées corrélées au mariage, et non au statut matrimonial en lui-même. On notera cependant que l'indicateur de spécialisation demeure fortement significatif et explique une large part de l'écart de taux de salaire intra-couple. Au fur et à mesure que les années passent, la spécialisation conjugale augmentant probablement, l'écart entre les taux de salaires horaires des conjoints d'un même couple se creuse significativement (spécification 11). Cependant, il n'y a pas d'effet additionnel du statut matrimonial.

Tableau 5 : Régressions sur la différence de salaires horaires (en log) entre l'homme et la femme au sein du couple

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) IV	(10) OLS	(11) IV
Couple marié	0.070**	0.068**	0.067**	0.054*	-0.012	0.048*	-0.029
	(0.028)	(0.027)	(0.026)	(0.027)	(0.124)	(0.027)	(0.123)
Durée de vie en couple	/	/	/	0.015*	0.018*	0.013	0.017*
	/	/	/	(0.008)	(0.010)	(0.008)	(0.010)
Durée de vie en couple au carré	/	/	/	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	/	/	/	(-0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Indicateur de spécialisation du couple	/	/	/	/	/	0.410***	0.427***
	/	/	/	/	/	(0.118)	(0.128)
R^2	0.03	0.13	0.21	0.21	0.21	0.22	0.22
Effectifs	1,601	1,601	1,601	1,601	1,601	1,601	1,601

Source : Enquête Familles et Employeurs 2004-2005 (Ined). * : significatif au seuil de 10%, ** : significatif au seul de 5%, *** : significatif au seuil de 1%. Autres covariantes (*cf.* note de tableau 2 et annexe tab. A5).

Conclusion

Après plusieurs décennies au cours desquelles, en France, les formes d'union se sont notoirement diversifiées, le mariage laissant de plus en plus la place à l'union libre et au PACS, mais aussi au cours desquelles le divorce s'est développé, avec pour conséquence la formation de nouvelles unions pas nécessairement dans le mariage, il est légitime de se poser la question de savoir si réserver aux seuls couples mariés la possibilité de demander une Prestation compensatoire au moment de la rupture demeure pertinent. Dans la mesure où l'octroi de cette prestation est juridiquement lié au constat d'une inégalité de niveau de vie (donc pour partie de capital humain marchand) entre les conjoints et que cette dernière est intimement dépendante des choix d'activité (spécialisation) réalisés au cours

[25] Cet indicateur est égal à (nombre d'années d'inactivité ou de congé parental de la femme – nombre d'années d'inactivité ou de congé parental de l'homme) / nombre d'années de vie en couple.

de l'union, pour répondre à cette question nous avons cherché à savoir si statistiquement des différences notoires existaient en termes de salaire selon le statut matrimonial (marié *versus* non-marié) des hommes et des femmes vivant en couple. Si l'on s'en tient à nos spécifications économétriques les plus élaborées qui incluent une prise en compte de l'éventuelle endogénéité du mariage, du statut d'emploi du conjoint (de la conjointe), de la durée de vie commune et de la spécialisation des conjoints au cours de la vie en couple, nos conclusions convergent pour affirmer que le statut matrimonial « marié(e) » *versus* « non marié(e)s » ne jouent pas sur les taux de salaire individuels ni sur la différence de taux de salaire intra-couple. Nous montrons également que la spécialisation, mesurée en termes de durée relative passée hors du marché du travail durant la vie de couple, est un facteur déterminant pour expliquer la différence salariale au sein des couples ainsi que le taux de salaire des femmes mais ce, sans effet additionnel du statut matrimonial.

Cette absence d'effet du statut matrimonial, qui signifie une similitude entre les couples mariés et les couples non-mariés, est donc de nature à conforter la réponse positive à apporter à la question de la pertinence (d'un point de vue économique) de l'extension aux couples non-mariés de la Prestation compensatoire jusqu'ici réservée aux seuls couples mariés. En ce sens, notre résultat rejoint les réflexions de même nature qui sont en débat dans d'autre pays. On citera en particulier le débat qui a lieu actuellement au Québec, pays où vient d'être produit un très intéressant rapport (écrit pas des juristes)[26] qui milite en faveur d'une Prestation compensatoire parentale indépendante du statut matrimonial. De plus, en ce qui concerne la France, nous montrons que le taux de salaire des hommes (mais pas celui des femmes) et la différence salariale intra-couple seraient positivement et significativement liés à la durée de vie en couple et au nombre d'enfants. Ces résultats signifient que les hommes bénéficient d'un effet de spécialisation croissant avec la durée de vie en couple ainsi que d'un effet de responsabilisation parentale. Un prolongement intéressant serait donc de savoir si ces effets de spécialisation et de responsabilisation sont d'ampleurs similaires selon le statut matrimonial.

Références

Avellar S., Smock P. J. (2005), "The economic consequence of the dissolution of cohabitation unions", *Journal of Marriage and family*, 67 (2), pp. 315-327.

Bardasi E., Taylor M. (2008), "Marriage and Wages: A Test of the Specialization", *Economica*, 75(299), pp. 569-591.

Barg K., Beblo M. S. (2009), "Does Marriage pay more than Cohabitation?", *Journal of Economic Studies*, 36(6), pp. 552-570.

Baxter J. (2005), "To marry or not to marry", *Journal of Family Issue*, 26 (3), pp. 300-321.

[26] Comité Consultatif sur le Droit de la Famille (2015), rapport rédigé sous la présidence d'A. Roy.

Biland E., Schütz G. (2015), « Les couples non-mariés ont-ils des droits ? Comment juristes, intellectuels et journalistes ont construit l'affaire « Éric c Lola »", *Canadian Journal of Law and Society / Revue Canadienne Droit et Société*, 30 (3), pp 323 - 343

Cohen P. (2002), "Cohabitation and the declining marriage premium for men", *Work and Occupations*, 29, pp. 346-63.

Comité Consultatif sur le Droit de la Famille (2015), *Pour un droit de la famille adapté aux nouvelles réalités conjugales et familiales*, rapport rédigé sous la présidence d'Alain Roy pour le compte du Ministère de la Justice du Québec, 616 p.

Cornwell C., Rupert P. (1997), "Unobservable individual effects, marriage, and the earnings of young men", *Economic Inquiry*, 35(2), pp. 285-294.

Datta Gupta N., Smith N. (2002), "Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark, *Economica*, 69(276), pp. 609-629.

Datta Gupta N., Smith N., Stratton L. S. (2007), "Is marriage poisonous? Are relationships taxing? An analysis of the male marital wage differential in Denmark", *Southern Economic Journal*, 74, pp. 412–433.

Davis R., Pierre G. (2005), "The family gap in pay in Europe: A cross-country study, *Labour Economics*, 12, pp. 469-486.

Dougherty C. (2006), "The Marriage Earnings Premium as a Distributed Fixed Effect", *Journal of Human Resources,* 41, pp. 433–43.

El Lahga A., Moreau N. (2007), "The effects of marriage on couples' allocation of time between market and non-market hours?", *IZA discussion paper*, 12, 2619, 48 p.

Gray J. S. (1997), "The fall in men's returns to marriage. Declining Productivity Effects or Changing Selection?", *Journal of Human Resources,* 32(3), pp. 481-504.

Hersch J., Stratton L. S. (2000), Household specialization and the male marriage wage premium", *Industrial and Labor relations review,* 54(1), pp. 78-94.

Hodges M. J., Budig M. J. (2010), "Who gets the Daddy Bonus? Organizational Hegemonic Masculinity and the Impact of Fatherhood on Earnings", *Gender and Society*, 24(6), pp. 717-745.

Jeandidier B., Lim H. (2015), "Is there justification for alimony payments? A survey of empirical literature", *Working paper du BETA*, 2015-30, 36 p.

Killewald A., Gough M. (2013), "Does Specialization Explain Marriage Penalties and Premiums?", *American Sociological Review*, 78(3), pp. 477-502.

Killewald A. (2013), "A Reconsideration of the Fatherhood Premium: Marriage, Coresidence, Biology, and Fathers' Wages", *American Sociological Review,* 78(1), pp. 96–116.

Korenman S., Neumark D. (1991), "Does marriage really make men more productive?", *Journal of Human Resources*, *26*, pp. 282-307.

Krashinsky H. A. (2004), "Do Marital Status and Computer Usage Really Change the Wage Structure?", *The Journal of Human Resources*, 39(3), pp. 774-791.

Light, A. (2004), "Gender differences in the marriage and cohabitation income premium", *Demography*, 41 (2), pp. 263–284.

Loh E., S. (1996), "Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for White Males", *Journal of Human Resources*, 31(3), pp. 566-89.

Loughran D. S., Zissimopoulos J. M. (2009), "Why Wait? The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women", *Journal of Human Resources,* 44, pp. 326–49.

Lundberg S., Rose E. (2000), “Parenthood and the earnings of married men and women”, *Labour Economics*, 1(6), pp. 689-710.

Lundberg S., Rose E. (2002), “The effects of sons and daughters on men’s labor supply and wages”, *Review of Economics and Statistics*, 84 (2), pp. 251-68.

Mamum A. (2012), “Cohabitation Premium in Men’s Earnings: Testing the Joint Human Capital Hypothesis”, *Journal of Family and Economic Issues*, 33, pp. 53-68.

Meurs, Pailhé A., Ponthieux S. (2010), “Child related career interruptions and the gender wage gap in France”, *Annales d'Économie et de Statistiques*, n°99/100.

Perelli-Harris B., Kreyenfeld M., Sigle-Rushton W., Keizer R., Lappegard T., Jasilioniene A., Berghammer C., Di Giulio P. (2012), “Changes in union status during the transition to parenthood in eleven European countries, 1970s to early 2000s”, *Population Studies*, 66(2), pp. 167-182.

Pollmann-Schult M. (2011), “Marriage and Earnings: Why Do Married Men Earn More than Single Men?”, *European Sociological Review*, 27(2), pp. 147–163.

Rodgers III W. M., Stratton L. S. (2010), “Male Marital Wage Differentials: Training, Personnel Characteristics, and fixed effects”, *Economic Inquiry*, 48(3), pp. 722–742.

Schoeni R. F. (1995), “Marital Status and Earnings in Developed Countries”, *Journal of Population Economics*, 8(4), pp. 351-59.

Stratton L. (2002), “Examining the Wage Differential for Married and Cohabitating Men”, *Economic Inquiry*, 40(2), pp. 199-212.

Winkler A. (1997), “Economic decision-making by cohabitors: findings regarding income pooling”, *Applied Economics*, 29, pp. 1079-1090.

Annexes

Table A1. Averages for characteristics of population subgroups

	Women				Men			
	Married		Unmarried		Married		Unmarried	
variable	**mean**	***sd***	**mean**	***sd***	**mean**	***sd***	**mean**	***sd***
Log of hourly wage	2.143	*0.431*	2.130	*0.370*	2.366	*0.423*	2.217	*0.371*
Couple duration	16.830	*7.557*	8.238	*6.232*	15.198	*6.923*	7.751	*5.901*
Age	38.676	*6.711*	32.897	*7.482*	39.029	*6.438*	33.947	*7.204*
1 child	0.214	*0.411*	0.306	*0.461*	0.213	*0.410*	0.255	*0.436*
2 children	0.472	*0.499*	0.232	*0.423*	0.447	*0.497*	0.239	*0.427*
3 and more	0.223	*0.417*	0.072	*0.258*	0.246	*0.431*	0.089	*0.285*
Second union	0.111	*0.314*	0.304	*0.460*	0.132	*0.339*	0.314	*0.464*
Non native	0.080	*0.272*	0.033	*0.178*	0.091	*0.288*	0.039	*0.194*
Paris and suburb	0.170	*0.375*	0.195	*0.397*	0.166	*0.372*	0.199	*0.399*
University 3rd cycle	0.086	*0.281*	0.094	*0.292*	0.096	*0.295*	0.097	*0.297*
University 2nd cycle	0.128	*0.335*	0.152	*0.359*	0.084	*0.277*	0.076	*0.265*
University 1st cycle	0.150	*0.357*	0.168	*0.375*	0.098	*0.298*	0.124	*0.330*
« Baccalauréat »	0.181	*0.385*	0.218	*0.413*	0.141	*0.348*	0.180	*0.384*
CAP diploma	0.247	*0.431*	0.230	*0.421*	0.382	*0.486*	0.323	*0.468*
Brevet diploma	0.066	*0.249*	0.051	*0.219*	0.067	*0.251*	0.081	*0.273*
Real experience	15.650	*7.844*	11.093	*7.755*	18.331	*7.427*	12.900	*7.886*
Square of real experience	306.414	*256.348*	183.097	*216.281*	391.160	*265.840*	228.513	*233.968*
Disabled	0.134	*0.341*	0.095	*0.294*	0.128	*0.335*	0.111	*0.314*
Tenure	10.084	*8.184*	6.513	*6.729*	11.194	*8.389*	6.960	*6.810*
Position with supervisory responsibility	0.166	*0.372*	0.174	*0.380*	0.387	*0.487*	0.308	*0.462*
Civil servant	0.331	*0.471*	0.288	*0.453*	0.230	*0.421*	0.214	*0.410*
Industrial & Construction sectors	0.158	*0.365*	0.151	*0.358*	0.398	*0.490*	0.395	*0.489*
Finance, services for companies sectors	0.139	*0.346*	0.146	*0.353*	0.200	*0.400*	0.184	*0.388*
Real estate, trade, services for household sectors	0.259	*0.438*	0.314	*0.465*	0.172	*0.377*	0.204	*0.403*
Education & health sectors	0.296	*0.456*	0.252	*0.434*	0.086	*0.280*	0.078	*0.269*
< 20 employees	0.367	*0.482*	0.359	*0.480*	0.278	*0.448*	0.280	*0.449*
20-49 employees	0.139	*0.346*	0.151	*0.358*	0.134	*0.341*	0.138	*0.345*
50-50 employees	0.213	*0.409*	0.201	*0.401*	0.237	*0.425*	0.258	*0.438*
200-499 employees	0.124	*0.330*	0.134	*0.341*	0.142	*0.349*	0.128	*0.335*
500-999 employees	0.059	*0.235*	0.060	*0.237*	0.081	*0.273*	0.076	*0.265*
Partner employed	0.940	*0.237*	0.924	*0.265*	0.742	*0.438*	0.772	*0.420*
Specialization (% time in inactivity from couple formation)	0.141	*0.206*	0.052	*0.129*	0.009	*0.051*	0.011	*0.078*
Religion important	0.288	*0.453*	0.140	*0.347*	0.220	*0.414*	0.092	*0.289*
Meeting during a family event	0.044	*0.204*	0.015	*0.121*	0.050	*0.217*	0.023	*0.150*
N	**1604**		**671**		**1635**		**740**	

Source: Families and Employers Survey 2004-2005 (INED).

Table A2. Estimation of women's hourly wage rate (Log)

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) IV
Married	-0.001	-0.024	-0.029*	-0.025	-0.137
	(0.020)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.098)
Age	0.009***	-0.007*	-0.004	-0.001	-0.002
	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
1 child	-0.044	-0.010	-0.016	-0.008	0.006
	(0.034)	(0.026)	(0.025)	(0.024)	(0.027)
2 children	-0.066	-0.020	-0.026	-0.017	0.007
	(0.044)	(0.028)	(0.027)	(0.026)	(0.035)
3 children and more	-0.159*	-0.011	-0.028	-0.014	0.010
	(0.085)	(0.034)	(0.033)	(0.033)	(0.041)
Second union	0.041*	0.039*	0.045**	0.037	0.023
	(0.025)	(0.021)	(0.020)	(0.023)	(0.027)
Non native	-0.115	0.065	0.094**	0.097**	0.109**
	(0.083)	(0.046)	(0.044)	(0.044)	(0.047)
Paris and suburb	0.199***	0.085***	0.079***	0.080***	0.075***
	(0.027)	(0.022)	(0.021)	(0.021)	(0.022)
Inverse Mills Ratio	0.144	0.160**	0.108	0.068	0.080
	(0.175)	(0.080)	(0.078)	(0.076)	(0.076)
University, Master		0.788***	0.629***	0.612***	0.627***
		(0.045)	(0.045)	(0.045)	(0.045)
University, 2^{d} cycle		0.620***	0.467***	0.454***	0.463***
		(0.040)	(0.039)	(0.040)	(0.040)
University, 1st cycle		0.446***	0.345***	0.335***	0.345***
		(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)
"Baccalauréat"		0.280***	0.217***	0.210***	0.214***
		(0.032)	(0.031)	(0.031)	(0.031)
CAP diploma		0.129***	0.101***	0.098***	0.098***
		(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)
Brevet diploma		0.059*	0.055*	0.054*	0.057*
		(0.034)	(0.032)	(0.032)	(0.033)
Real experience		0.038***	0.028***	0.024***	0.024***
		(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.008)
Square of real experience		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000**
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Disabled		-0.054**	-0.057**	-0.057**	-0.051**
		(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
Tenure			0.006***	0.006***	0.006***
			(0.001)	(0.001)	(0.001)
Supervisor			0.136***	0.136***	0.136***
			(0.019)	(0.019)	(0.020)
Civil servant			0.092***	0.092***	0.091***
			(0.024)	(0.024)	(0.024)
Industrial sector			0.043	0.044	0.042
			(0.033)	(0.033)	(0.033)
Finance, firm services sectors			0.109***	0.109***	0.112***
			(0.033)	(0.033)	(0.033)
Real estate, trade, services sectors			-0.037	-0.036	-0.039
			(0.032)	(0.032)	(0.032)
Education, health sectors			0.059***	0.059**	0.059**
			(0.023)	(0.023)	(0.023)
< 20 employees			-0.118***	-0.117***	-0.121***
			(0.028)	(0.028)	(0.028)
20-49 employees			-0.050	-0.049	-0.058*
			(0.031)	(0.031)	(0.033)
50-100 employees			-0.033	-0.032	-0.038

			(0.029)	(0.029)	(0.029)
200-499 employees			-0.078***	-0.078***	-0.082***
			(0.030)	(0.030)	(0.031)
500-999 employees			-0.034	-0.033	-0.035
			(0.035)	(0.035)	(0.036)
Couple duration				-0.002	0.004
				(0.005)	(0.007)
Square of couple duration / 100				0.001	-0.009
				(0.015)	(0.019)
Constant	1.800***	1.645***	1.686***	1.648***	1.675***
	(0.048)	(0.069)	(0.080)	(0.091)	(0.092)
R^2	**0.05**	**0.32**	**0.39**	**0.39**	**0.38**
N	**2,275**	**2,275**	**2,275**	**2,275**	**2,275**

Source: Families and Employers Survey 2004-2005 (INED). * significant at 10% level **significant at 5% level *** significant at 1% level.

Table A3. Estimation of men's hourly wage rate (Log)

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) IV
Married	0.113***	0.075***	0.071***	0.065***	-0.108
	(0.018)	(0.016)	(0.015)	(0.015)	(0.090)
Age	0.010***	0.006	0.006	0.004	0.003
	(0.001)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
1 child	0.004	0.032	0.034*	0.029	0.059**
	(0.023)	(0.021)	(0.020)	(0.020)	(0.026)
2 children	0.029	0.070***	0.065***	0.058***	0.096***
	(0.023)	(0.021)	(0.020)	(0.021)	(0.030)
3 children and more	-0.001	0.050**	0.045**	0.035	0.079**
	(0.028)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.032)
Second union	0.002	0.012	0.019	0.035*	0.013
	(0.021)	(0.019)	(0.018)	(0.021)	(0.023)
Non native	-0.196***	-0.104***	-0.074**	-0.070**	-0.042
	(0.037)	(0.032)	(0.030)	(0.030)	(0.034)
Paris and suburb	0.279***	0.135***	0.126***	0.126***	0.116***
	(0.025)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.021)
Master		0.794***	0.689***	0.689***	0.716***
		(0.039)	(0.040)	(0.040)	(0.042)
University, 2^{d} cycle		0.487***	0.413***	0.412***	0.438***
		(0.041)	(0.041)	(0.040)	(0.042)
University, 1st cycle		0.388***	0.328***	0.328***	0.343***
		(0.029)	(0.029)	(0.029)	(0.030)
"Baccalauréat"		0.283***	0.236***	0.236***	0.248***
		(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.026)
CAP diploma		0.101***	0.082***	0.082***	0.092***
		(0.019)	(0.018)	(0.018)	(0.020)
Brevet diploma		0.170***	0.139***	0.138***	0.135***
		(0.028)	(0.027)	(0.027)	(0.028)
Real experience		0.023***	0.019***	0.018***	0.019***
		(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Square of real experience		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Disabled		-0.035*	-0.044**	-0.045**	-0.041**
		(0.019)	(0.018)	(0.018)	(0.019)
Tenure			0.002**	0.002**	0.002**
			(0.001)	(0.001)	(0.001)
Supervisor			0.131***	0.130***	0.134***
			(0.014)	(0.014)	(0.014)
Civil servant			0.060	0.061*	0.058
			(0.037)	(0.037)	(0.037)
Industrial sector			0.070*	0.069*	0.060
			(0.041)	(0.040)	(0.041)
Finance, firm services sectors			0.112***	0.112***	0.109***
			(0.040)	(0.040)	(0.040)
Real estate, trade, services sectors			0.013	0.012	0.003
			(0.045)	(0.045)	(0.045)
Education, health sectors			0.052	0.050	0.045
			(0.036)	(0.036)	(0.036)
< 20 employees			-0.143***	-0.142***	-0.137***
			(0.024)	(0.024)	(0.025)
20-49 employees			-0.078***	-0.079***	-0.080***
			(0.026)	(0.026)	(0.026)
50-100 employees			-0.051**	-0.052**	-0.057**
			(0.022)	(0.022)	(0.023)
200-499 employees			-0.025	-0.026	-0.025
			(0.027)	(0.027)	(0.027)
500-999 employees			-0.037	-0.038	-0.035

			(0.027)	(0.027)	(0.028)
Couple duration				0.003	0.012**
				(0.005)	(0.006)
Square of couple duration / 100				-0.001	-0.020
				(0.015)	(0.017)
Constant	1.822***	1.510***	1.559***	1.584***	1.623***
	(0.043)	(0.102)	(0.117)	(0.117)	(0.114)
R^2	**0.13**	**0.37**	**0.42**	**0.42**	**0.39**
N	**2,375**	**2,375**	**2,375**	**2,375**	**2,375**

Source: Families and Employers Survey 2004-2005 (INED). * significant at 10% level **significant at 5% level, *** significant at 1% level.

Table A4. Estimation of men and women's hourly wage rate (Log), specialization indicators

	Women		Men	
	(6) OLS	(7) IV	(8) OLS	(9) IV
Married	-0.021	-0.094	0.064***	-0.136
	(0.017)	(0.096)	(0.016)	(0.093)
Age	0.004	0.004	0.005	0.004
	(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.005)
1 child	-0.001	0.009	0.027	0.061**
	(0.022)	(0.026)	(0.020)	(0.027)
2 children	0.008	0.023	0.054**	0.098***
	(0.025)	(0.031)	(0.021)	(0.031)
3 children and more	0.016	0.031	0.028	0.077**
	(0.031)	(0.037)	(0.024)	(0.033)
Second union	0.037	0.028	0.036*	0.012
	(0.023)	(0.026)	(0.021)	(0.023)
Non native	0.091**	0.100**	-0.069**	-0.037
	(0.043)	(0.046)	(0.030)	(0.034)
Paris and suburb	0.075***	0.072***	0.127***	0.115***
	(0.021)	(0.021)	(0.020)	(0.021)
Master	0.576***	0.586***	0.686***	0.718***
	(0.040)	(0.042)	(0.041)	(0.044)
University, 2^{d} cycle	0.428***	0.433***	0.411***	0.442***
	(0.036)	(0.037)	(0.041)	(0.043)
University, 1st cycle	0.317***	0.324***	0.329***	0.348***
	(0.030)	(0.032)	(0.029)	(0.031)
"Baccalauréat"	0.199***	0.202***	0.237***	0.251***
	(0.029)	(0.030)	(0.025)	(0.027)
CAP diploma	0.100***	0.099***	0.084***	0.097***
	(0.027)	(0.027)	(0.019)	(0.021)
Brevet diploma	0.053	0.055*	0.137***	0.135***
	(0.032)	(0.033)	(0.027)	(0.029)
Real experience	0.018***	0.018***	0.018***	0.019***
	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)
Square of real experience	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Disabled	-0.057**	-0.053**	-0.045**	-0.041**
	(0.023)	(0.024)	(0.018)	(0.020)
Tenure	0.006***	0.006***	0.002**	0.003**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Supervisor	0.134***	0.134***	0.130***	0.135***
	(0.019)	(0.019)	(0.014)	(0.015)
Civil servant	0.090***	0.089***	0.061*	0.058
	(0.023)	(0.024)	(0.037)	(0.037)
Industrial sector	0.043	0.042	0.068*	0.057
	(0.032)	(0.032)	(0.040)	(0.041)
Finance, firm services sectors	0.110***	0.112***	0.111***	0.107***
	(0.032)	(0.033)	(0.039)	(0.040)
Real estate, trade, services sectors	-0.035	-0.037	0.012	0.001
	(0.032)	(0.032)	(0.045)	(0.045)
Education, health sectors	0.058**	0.058**	0.052	0.047
	(0.023)	(0.023)	(0.036)	(0.036)
< 20 employees	-0.117***	-0.119***	-0.144***	-0.138***
	(0.028)	(0.028)	(0.024)	(0.025)
20-49 employees	-0.047	-0.053	-0.079***	-0.081***
	(0.031)	(0.033)	(0.026)	(0.026)
50-100 employees	-0.030	-0.034	-0.053**	-0.059***
	(0.029)	(0.029)	(0.022)	(0.023)
200-499 employees	-0.076**	-0.079***	-0.025	-0.024

	(0.030)	(0.030)	(0.026)	(0.027)
500-999 employees	-0.028	-0.030	-0.040	-0.037
	(0.035)	(0.035)	(0.027)	(0.028)
Couple duration	-0.000	0.004	0.004	0.014**
	(0.004)	(0.007)	(0.004)	(0.006)
Square of couple duration / 100	-0.003	-0.010	-0.002	-0.024
	(0.014)	(0.017)	(0.015)	(0.017)
Working partner	-0.046	-0.042	-0.031*	-0.037**
	(0.033)	(0.034)	(0.017)	(0.018)
Inverse Mills Ratio	0.112	0.109		
	(0.082)	(0.083)		
Specialization	-0.264***	-0.245**	-0.166*	-0.162
	(0.099)	(0.104)	(0.100)	(0.105)
Constant	1.606***	1.622***	1.598***	1.648***
	(0.090)	(0.091)	(0.119)	(0.117)
R^2	**0.39**	**0.39**	**0.42**	**0.39**
N	**2,275**	**2,275**	**2,375**	**2,375**

Source: Families and Employers Survey 2004-2005 (INED). * significant at 10% level **significant at 5% level, *** significant at 1% level.

Table A5. Regressions on the difference (Log) between men's and women's hourly wage rates within couples

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(10) OLS	(11) IV
Married	0.070**	0.068**	0.067**	0.054**	0.048*	-0.029
	(0.028)	(0.027)	(0.026)	(0.027)	(0.027)	(0.123)
M Age	0.014***	0.011*	0.012**	0.011*	0.014**	0.013*
	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.007)
F Age	-0.013***	0.010*	0.007	0.004	-0.002	-0.003
	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.005)
M Second union	-0.057*	-0.048	-0.039	-0.015	-0.015	-0.022
	(0.033)	(0.032)	(0.031)	(0.033)	(0.033)	(0.033)
F Second union	0.093***	0.075**	0.061*	0.085**	0.084**	0.078**
	(0.035)	(0.034)	(0.033)	(0.035)	(0.035)	(0.039)
M 1 child	0.042	0.044	0.046	0.027	0.030	0.041
	(0.076)	(0.070)	(0.068)	(0.069)	(0.068)	(0.065)
M 2 children	0.094	0.076	0.044	0.021	0.010	0.020
	(0.078)	(0.074)	(0.072)	(0.073)	(0.072)	(0.080)
M 3 children and more	0.090	0.045	0.033	0.017	0.009	0.026
	(0.091)	(0.087)	(0.084)	(0.085)	(0.084)	(0.083)
F 1 child	0.022	0.002	0.022	0.021	0.014	0.015
	(0.075)	(0.071)	(0.069)	(0.069)	(0.069)	(0.065)
F 2 children	-0.011	-0.039	0.010	0.004	-0.012	-0.007
	(0.084)	(0.076)	(0.074)	(0.074)	(0.074)	(0.080)
F 3 children and more	0.076	-0.022	0.020	0.003	-0.017	-0.019
	(0.133)	(0.091)	(0.088)	(0.088)	(0.088)	(0.085)
M Non native	0.083	0.040	0.052	0.054	0.051	0.061
	(0.055)	(0.052)	(0.051)	(0.051)	(0.051)	(0.062)
F Non native	-0.016	-0.075	-0.125**	-0.128**	-0.113**	-0.105
	(0.085)	(0.057)	(0.055)	(0.055)	(0.055)	(0.070)
Paris and suburb	0.064**	0.069**	0.053*	0.053*	0.062**	0.055
	(0.031)	(0.031)	(0.031)	(0.031)	(0.031)	(0.035)
Inverse Mills Ratio	-0.193	-0.137	-0.091	-0.056	-0.221**	-0.224**
	(0.234)	(0.097)	(0.094)	(0.093)	(0.105)	(0.101)
M University 3rd cycle		0.524***	0.445***	0.438***	0.422***	0.427***
		(0.067)	(0.066)	(0.066)	(0.065)	(0.075)
M University 2nd cycle		0.257***	0.198***	0.188***	0.181***	0.189***
		(0.061)	(0.060)	(0.060)	(0.060)	(0.072)
M University 1st cycle		0.176***	0.132**	0.126**	0.119**	0.122**
		(0.055)	(0.054)	(0.054)	(0.053)	(0.057)
M "Baccalaureat"		0.188***	0.155***	0.149***	0.140***	0.141***
		(0.049)	(0.048)	(0.048)	(0.047)	(0.047)
M CAP diploma		0.050	0.042	0.037	0.030	0.032
		(0.041)	(0.039)	(0.039)	(0.039)	(0.038)
M Brevet diploma		0.122**	0.085	0.076	0.067	0.063
		(0.056)	(0.054)	(0.054)	(0.054)	(0.050)
F University 3rd cycle		-0.553***	-0.412***	-0.392***	-0.356***	-0.344***
		(0.072)	(0.071)	(0.071)	(0.065)	(0.069)
F University 2nd cycle		-0.366***	-0.225***	-0.206***	-0.182***	-0.173***
		(0.060)	(0.061)	(0.061)	(0.057)	(0.062)
F University 1st cycle		-0.249***	-0.168***	-0.154***	-0.135***	-0.127**
		(0.054)	(0.054)	(0.054)	(0.051)	(0.051)
F "Baccalaureat"		-0.157***	-0.110**	-0.100**	-0.086*	-0.081*
		(0.049)	(0.048)	(0.048)	(0.046)	(0.046)
F CAP diploma		-0.037	-0.021	-0.016	-0.019	-0.017
		(0.045)	(0.044)	(0.044)	(0.043)	(0.043)
F Brevet diploma		-0.031	-0.036	-0.032	-0.020	-0.015
		(0.060)	(0.058)	(0.058)	(0.057)	(0.054)
M Real experience		0.025***	0.020**	0.015	0.013	0.014
		(0.009)	(0.009)	(0.010)	(0.009)	(0.010)
M Square of real experience		-0.001***	-0.001***	-0.001**	-0.001**	-0.001**
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
F Real experience		-0.045***	-0.034***	-0.032***	-0.027***	-0.027***
		(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.009)	(0.009)
F Square of real experience		0.001**	0.001**	0.001**	0.001***	0.001***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
M Disabled		-0.019	-0.039	-0.038	-0.036	-0.034
		(0.035)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.031)
F Disabled		0.081**	0.080**	0.079**	0.080**	0.086**

		(0.035)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.040)
M Tenure			0.003	0.003	0.003	0.003
			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
F Tenure			-0.006***	-0.006***	-0.006***	-0.006**
			(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
M Supervisor			0.117***	0.116***	0.115***	0.115***
			(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
F Supervisor			-0.122***	-0.121***	-0.118***	-0.117***
			(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.035)
M Civil servant			0.106**	0.111**	0.111**	0.110**
			(0.045)	(0.045)	(0.045)	(0.050)
F Civil servant			-0.096***	-0.099***	-0.097***	-0.100**
			(0.036)	(0.036)	(0.036)	(0.040)
M Industrial & Construction sectors			0.095*	0.096*	0.094*	0.091
			(0.053)	(0.053)	(0.053)	(0.056)
M Finance, services for companies sectors			0.124**	0.123**	0.123**	0.120**
			(0.053)	(0.053)	(0.053)	(0.055)
M Real estate, trade, services for household sectors			0.055	0.054	0.052	0.045
			(0.056)	(0.056)	(0.055)	(0.065)
M Education & health sector			0.112**	0.109**	0.114**	0.113**
			(0.047)	(0.047)	(0.047)	(0.050)
F Industrial & Construction sectors			-0.077	-0.080	-0.081	-0.083
			(0.050)	(0.050)	(0.049)	(0.052)
F Finance, services for companies sectors			-0.092*	-0.092*	-0.095*	-0.094*
			(0.049)	(0.049)	(0.049)	(0.054)
F Real estate, trade, services for household sectors			0.046	0.040	0.034	0.030
			(0.046)	(0.046)	(0.046)	(0.047)
F Education & health sectors			-0.091**	-0.090**	-0.089**	-0.090***
			(0.035)	(0.035)	(0.035)	(0.034)
M < 20 employees			-0.080**	-0.077**	-0.079**	-0.076*
			(0.038)	(0.038)	(0.038)	(0.040)
M 20-49 employees			-0.033	-0.035	-0.032	-0.034
			(0.043)	(0.043)	(0.043)	(0.045)
M 50-50 employees			-0.058	-0.060	-0.063*	-0.065
			(0.038)	(0.038)	(0.038)	(0.041)
M 200-499 employees			0.008	0.007	0.004	0.004
			(0.041)	(0.041)	(0.041)	(0.044)
M 500-999 employees			-0.026	-0.027	-0.032	-0.032
			(0.048)	(0.048)	(0.048)	(0.048)
F < 20 employees			0.114***	0.115***	0.118***	0.118***
			(0.040)	(0.040)	(0.040)	(0.043)
F 20-49 employees			0.046	0.047	0.049	0.041
			(0.045)	(0.045)	(0.045)	(0.049)
F 50-100 employees			0.003	0.002	0.003	-0.001
			(0.041)	(0.041)	(0.041)	(0.044)
F 200-499 employees			0.080*	0.082*	0.085*	0.083*
			(0.045)	(0.045)	(0.045)	(0.047)
F 500-999 employees			0.018	0.021	0.016	0.016
			(0.053)	(0.053)	(0.053)	(0.045)
Couple duration				0.015*	0.013	0.017*
				(0.008)	(0.008)	(0.010)
Square of couple duration / 100				-0.000	-0.000	-0.000
				(0.000)	(0.000)	(0.000)
Specialization					0.410***	0.427***
					(0.118)	(0.128)
Constant	0.036	-0.378**	-0.454***	-0.387**	-0.325*	-0.300
	(0.079)	(0.147)	(0.162)	(0.171)	(0.168)	(0.219)
R^2	**0.03**	**0.13**	**0.21**	**0.21**	**0.22**	**0.22**
N	**1,601**	**1,601**	**1,601**	**1,601**	**1,601**	**1,601**

Source: Families and Employers Survey 2004-2005 (INED). * significant at 10% level **significant at 5% level, *** significant at 1% level.