

Janvier
2015

Écarts de salaires hommes-femmes :
quels rôles des caractéristiques
non cognitives ?

Isabelle Bensedoun,
Danièle Trancart

177

« Le Descartes »
29, promenade Michel Simon
93166 Noisy-Le-Grand CEDEX
Téléphone : (33) 01 45 92 68 00
Télécopie : (33) 01 49 31 02 44
www.cee-recherche.fr

Écarts de salaires hommes-femmes : quels rôles des caractéristiques non cognitives ?

ISABELLE BENSIDOUN

isabelle.bensidoun@cee-recherche.fr

Centre d'études de l'emploi

DANIÈLE TRANCART

daniele.trancart@cee-recherche.fr

Centre d'études de l'emploi

DOCUMENT DE TRAVAIL

Les points de vue ou opinions exprimés par les auteurs
n'engagent pas le Centre d'études de l'emploi

N° 177

janvier 2015

Directeur de publication : Jean-Louis Dayan

ISSN 1629-7997
ISBN 978-2-11-138780-5

ÉCARTS DE SALAIRES HOMMES-FEMMES : QUELS RÔLES DES CARACTÉRISTIQUES NON COGNITIVES ?

Isabelle Bensidoun, Danièle Trancart¹

RÉSUMÉ

La réduction des écarts de salaires entre les hommes et les femmes est depuis maintenant deux décennies au point mort. Le fait que les uns et les autres se distinguent en matière de caractéristiques non cognitives constitue une des raisons qui pourrait expliquer qu'il en soit ainsi. Ces caractéristiques non cognitives concernent les traits de personnalité ou les préférences des individus. Dans ce travail, à partir de l'enquête *Génération 1998 à 10 ans* réalisée par le Céreq, le rôle que les préférences en termes de carrière *versus* famille, l'attitude face au risque ou le rapport à son avenir professionnel peuvent avoir sur les écarts de salaires est examiné. Comme ces facteurs non cognitifs sont susceptibles d'influencer les salaires mais aussi les choix professionnels, la décomposition des écarts de salaires proposée par Brown, Moon et Zoloth (1980) est mise en œuvre. Celle-ci permet de tenir compte de ce mécanisme indirect par lequel les variables non cognitives peuvent déterminer les salaires, mais aussi du caractère potentiellement discriminatoire de la ségrégation occupationnelle. Si les différences de caractéristiques non cognitives comptent, 6,3 % de l'écart de salaires total, soit près de deux fois plus que l'expérience, 60 % restent inexplicables par les caractéristiques retenues.

Mots-clefs : écarts de salaires hommes-femmes, décomposition salariale Brown-Moon et Zoloth, facteurs non-cognitifs, ségrégation professionnelle.

¹ Nous sommes redevables à Christine Le Clainche pour nous avoir amenées à nous intéresser à cette question du rôle des caractéristiques non cognitives sur les écarts de salaires.

Nous remercions tout particulièrement Thomas Brodaty, Bernard Gomel et Alban Jacquemart pour le temps qu'ils ont consacré à discuter avec nous de ce travail et pour leurs précieux conseils. Nous remercions aussi Agnès Chevallier pour sa relecture attentive et ses suggestions de rédaction. Nous remercions, enfin, les participants au séminaire du DEVA au Céreq (24 octobre 2013), aux journées d'étude sur les compétences non académiques de l'IREDU (30/31 janvier 2014), au séminaire DIAL de Paris-Dauphine (24 octobre 2014) et au séminaire interne du CEE (4 novembre 2014, discutante Anne Solaz) pour leurs remarques qui ont permis d'améliorer les versions précédentes de cet article.

Wage Differentials between Men and Women: the Role of Non-Cognitive Characteristics

Abstract

Differences between men and women in non-cognitive skills could be the reason why the gender gap closing didn't improve since the middle of the nineties. To investigate this issue in the case of France we used the "Génération 1998 à 10 ans" database conducted by the Céreq. This survey provides information on gender preferences differences in terms of career versus family, risk attitudes or the vision individuals have of their professional futures. As these non-cognitive factors are likely to influence wages but also occupational choices, the decomposition of wage differentials proposed by Brown, Moon and Zoloth (1980) is implemented. This makes it possible to consider this indirect mechanism by which non-cognitive variables can determine wages, but also the potentially discriminatory nature of occupational segregation. We find that differences in non-cognitive skills matter, 6.3% of the total gender wage gap, that is almost twice as experience, but a large part, 60% of the gap, remains unexplained by the characteristics considered in this work.

Keywords: *gender wage gap, Brown-Moon and Zoloth wage decomposition, non-cognitive factors, occupational segregation.*

En dépit de ce que Goldin (2006) a qualifié de « révolution silencieuse », cette période où les femmes ont accru leur investissement dans l'éducation et sur le marché du travail, celles-ci continuent de percevoir une rémunération inférieure à celle des hommes. Dans la dernière synthèse sur les questions de genre du *Handbook of Labor Economics*, Bertrand (2010) considère que les différences de caractéristiques non cognitives entre hommes et femmes sont un domaine à explorer pour mieux comprendre cet écart. Non cognitives, ces caractéristiques ne relèvent pas des savoirs et savoir-faire acquis par les individus, comme leur capacité langagière ou à résoudre un problème mathématique ; elles ont trait à des facteurs psychologiques ou socio-psychologiques. Les résultats issus d'expériences en laboratoire tendent à montrer que l'attitude face au risque, ou à la compétition et la capacité à négocier ne sont pas identiques chez les hommes et les femmes². Plusieurs travaux de psychologues ont également identifié des différences de traits de personnalité ou de préférences entre les unes et les autres. Selon Bertrand (2010), il reste à démontrer, par des travaux hors laboratoire, l'impact que ces facteurs non cognitifs peuvent avoir sur le marché du travail. Notre étude s'inscrit dans cette perspective. Elle porte sur le rôle que ces facteurs non cognitifs peuvent avoir sur les écarts de salaires observés entre hommes et femmes en France et fait suite aux travaux menés par Filer (1983), Mueller et Plug (2006), Fortin (2008), Grove *et al.* (2011), Cobb-Clark et Tan (2011) ou Nyhus et Pons (2012).

La plupart de ces travaux, hormis celui de Cobb-Clark et Tan (2011), ont considéré l'effet direct des variables non cognitives sur les écarts de salaires, à savoir leur effet sur la productivité des individus ; une décomposition des écarts de salaires à la *Oaxaca-Blinder* leur permet alors de mesurer la contribution des variables non cognitives à ces écarts. Cependant, ces variables non cognitives sont aussi susceptibles de déterminer les choix³ d'occupation⁴ des individus comme les décisions d'embauche des employeurs (Chantreuil, Epiphane, 2013) ; elles pourraient ainsi, pour une part, expliquer la ségrégation occupationnelle observée entre hommes et femmes sur le marché du travail. C'est d'ailleurs la conclusion des travaux menés par Filer (1986), Ham *et al.* (2009), Falter et Wendelspiess Chávez Juárez (2012) ou John et Thomsen (2012) : les aspects non cognitifs constituent, à côté des variables explicatives plus traditionnelles (niveau d'éducation, d'expérience), une source d'hétérogénéité entre individus qui joue sur les occupations *via*, notamment, leur influence sur les préférences. Pour tenir compte de ce mécanisme indirect par lequel les variables non cognitives peuvent influencer les salaires, mais aussi pour tenir compte du caractère potentiellement discriminatoire de la ségrégation occupationnelle, une décomposition des écarts de salaires à partir de la méthode proposée par Brown, Moon et Zoloth (1980) sera mise en œuvre. Celle-ci permet de décomposer l'écart de salaires en une composante inter-occupations (liée aux différences entre les distributions masculine et féminine des emplois par occupation) et

² Voir Bertrand (2010) et Eswaran (2014) pour une synthèse de ces travaux.

³ Le terme de « choix » est utilisé dans cet article dans un sens qui n'exclut pas que les choix soient contraints, de même pour les préférences.

⁴ Les termes d'« occupation » et de « profession » seront utilisés indifféremment pour désigner les catégories socio-professionnelles.

une composante intra-occupations (liée aux écarts de salaires au sein des occupations), ces deux composantes étant chacune scindée en un écart justifié et un écart non justifié par les différences de caractéristiques entre les unes et les autres.

L'utilisation de cette méthode de décomposition rapproche notre travail de celui réalisé par Cobb-Clark et Tan (2011). Il s'en démarque cependant, au-delà du pays concerné et des variables non cognitives mobilisées, sur la manière dont l'influence des facteurs non cognitifs sur les écarts de salaires est appréhendée. Alors que Cobb-Clark et Tan (2011) l'évaluent à partir de la comparaison d'estimations avec et sans variables non cognitives, nous proposons d'apprécier la contribution de ces variables à l'écart de salaires en menant une décomposition détaillée. Comme on le verra par la suite (section 2), celle-ci réclame un certain nombre de précautions techniques, notamment en ce qui concerne la décomposition des parties non justifiées des écarts de salaires, mais permet d'aboutir à une évaluation précise de la part qui revient à ces facteurs. On verra aussi que ces décompositions détaillées permettent de mieux saisir ce qui est à l'origine de la composante non justifiée.

Notre travail constitue une première exploration de l'influence que les différences de caractéristiques non cognitives entre hommes et femmes peuvent avoir sur leur écart de salaires en France. Première exploration car, à la différence d'autres pays comme l'Allemagne, l'Australie, les États-Unis, le Royaume-Uni ou les Pays-Bas, les données sur ces caractéristiques sont très peu développées dans les enquêtes françaises. Notamment, aucune enquête ne permet de disposer d'informations sur les traits de personnalité des individus qui entrent dans la mesure du *Big five*⁵ ou du locus de contrôle⁶ utilisée dans la plupart des travaux mentionnés plus haut. L'enquête mobilisée ici, *Génération 1998 à 10 ans* réalisée par le Céreq, grâce aux questions subjectives qu'elle comporte, permet toutefois d'apprécier le rôle que les préférences en termes de carrière *versus* famille, l'attitude face au risque ou le rapport à son avenir professionnel peuvent avoir sur les écarts de salaires entre jeunes hommes et jeunes femmes.

Après la revue de la littérature présentée dans la première section, la méthodologie sur laquelle nous nous sommes appuyées sera exposée dans la section 2 et les données mobilisées feront l'objet de la section 3. Les résultats des décompositions globales et détaillées ainsi que l'influence exercée par les facteurs non cognitifs sur les choix d'occupation et les salaires seront présentés dans la section 4. Cette section 4 se terminera par une discussion des résultats obtenus. Ces résultats sont-ils robustes à la prise en compte d'une éventuelle auto-sélection occupationnelle ? Dans quelle mesure les écarts de caractéristiques entre hommes et femmes considérés comme justifiés, notamment leur différence de temps de travail, pourraient relever de contraintes rencontrées sur le marché du travail ? Enfin, comment ces résultats se comparent-ils aux autres estimations disponibles sur les écarts de salaires entre hommes et femmes en France ?

⁵ Les cinq traits de personnalité mesurés par le *Big five* sont : l'ouverture à l'expérience, le caractère consciencieux, l'extraversion, le caractère agréable et l'instabilité émotionnelle (Costa, McRae, 1992).

⁶ Le locus de contrôle mesure la perception qu'un individu a de l'origine de ce qui lui arrive (Rotter, 1966). Ceux qui pensent que ce qui leur arrive est le fruit de leur comportement, de leurs efforts ou de leurs compétences présentent un locus de contrôle interne. En revanche, les individus qui ont le sentiment que c'est la chance ou des facteurs qui leur échappent qui sont à l'origine de ce qui leur advient présentent un locus de contrôle externe.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

La prise en compte de facteurs autres que les facteurs traditionnels pour expliquer les comportements observés sur le marché du travail connaît depuis maintenant 10-15 ans un développement important. Ainsi, après avoir considéré l'impact que l'éducation, l'expérience, les capacités cognitives peuvent avoir sur les décisions d'emploi ou la rémunération des individus, les interrogations portent désormais sur le rôle joué par les capacités non cognitives : traits de personnalité (surtout), mais aussi préférences ou normes sociales. Envisagés de longue date par les psychologues et les sociologues comme constituant des déterminants essentiels des décisions des agents, ces facteurs sont désormais intégrés dans « la boîte à outils » des économistes. Pour les sociologues, l'idée selon laquelle les rôles sexués, socialement assignés aux hommes et aux femmes, façonnent leurs préférences et traits de personnalité qui, à leur tour, influencent leurs choix d'occupation et leurs aspirations professionnelles n'est pas nouvelle. En économie, dans le domaine des écarts de rémunération qui nous intéresse ici, les travaux sur la contribution que les variables non cognitives peuvent avoir sont récents. Nous examinerons ici les résultats obtenus par Filer (1983), Mueller et Plug (2006), Fortin (2008), Grove *et al.* (2011), Cobb-Clark et Tan (2011) et Nyhus et Pons (2012). Ces travaux diffèrent à la fois par le champ couvert (échantillons), les variables non cognitives utilisées, la méthode de décomposition retenue et les résultats obtenus (tableau 1).

Concernant le champ couvert, il s'agit soit d'échantillons représentatifs parfois ciblés sur un âge donné (trentaine) ou un groupe particulier (étudiants de MBA, une région...), soit d'échantillons non représentatifs ou de taille très faible. Les données sont américaines, australiennes ou néerlandaises. Les décompositions se réfèrent à un écart de salaires horaire, mensuel ou annuel.

Les caractéristiques non cognitives utilisées sont surtout relatives à des traits de personnalité mesurés le plus souvent par le *Big five*, le locus de contrôle ou l'échelle d'estime de soi⁷. Cependant, Filer (1983) et Grove *et al.* (2011) utilisent d'autres mesures : l'enquête de tempérament de Guilford-Zimmerman⁸ qui permet d'apprécier dix traits de personnalité, pour le premier, et quinze compétences non cognitives pour les seconds⁹.

⁷ L'échelle d'estime de soi de Rosenberg (1965) est une évaluation de la valeur personnelle qu'un individu peut avoir de lui-même. Elle est construite à partir de dix propositions avec lesquelles les interviewés se déclarent plus ou moins en accord, comme par exemple : « Je pense que je possède un certain nombre de belles qualités » ou « Parfois je me sens vraiment inutile » avec les réponses possibles : « tout à fait en désaccord », « plutôt en désaccord », « plutôt en accord » et « tout à fait d'accord ».

⁸ Le test de Guilford-Zimmerman est un questionnaire de personnalité d'origine américaine utilisé en recrutement composé de trois cents questions, dont les réponses peuvent être « oui », « non » ou « ne sais pas », qui permet d'évaluer dix grands traits bi-polaires de la personnalité comme par exemple la sociabilité (extraversion *vs* introversion) ou la stabilité émotionnelle (stable *vs* instable) (Guilford *et al.*, 1976).

⁹ L'esprit d'initiative, les standards éthiques, les capacités de communication, la capacité à travailler avec des individus divers, avoir de l'astuce, la capacité organisationnelle, l'attractivité physique, l'assurance, la capacité à capitaliser sur le changement, la capacité à déléguer des tâches, la capacité à adapter la théorie aux situations pratiques, la compréhension du travail dans les autres cultures, avoir une bonne intuition, la capacité à motiver les autres et à travailler en équipe.

Tableau 1. Résumé de la littérature sur l'influence des variables non cognitives

	Filer (1983)	Mueller, Plug (2006)	Fortin (2008)	Grove, Hussay, Jetter (2011)	Cobb-Clark, Tan (2011)	Nyhus, Pons (2012)
Échantillon	Echantillon non représentatif (Sud-est US, plutôt éduqué) US, 1972 N=3544	Wisconsin 1992, sortie des écoles secondaires en 1957 N=5025	US 1986 Autour 30 ans N=6522	Candidats MBA US, 1998 (plus de 35 h) N=933	Australie 2001-06 Échantillon représentatif N=5397	Pays-Bas 2005 16-64 ans N=622
Salaires	Mensuel	Horaire	Horaire	Annuel	Horaire	Horaire
Variables non cognitives (VNC)	Traits de personnalité + préférences	<i>Big five</i>	Estime de soi + locus de contrôle + préférences	Traits de personnalité + préférences	<i>Big Five</i> + locus de contrôle	<i>Big five</i> + locus de contrôle + préférence pour le futur
Moment de la mesure des VNC	Au moment de l'enquête	Au moment de l'enquête	A la fin du secondaire	8 ans avant l'entrée sur le marché du travail	hypothèse d'invariance des traits de personnalité chez les adultes	Après l'entrée sur le marché du travail avec contrôle pour l'âge
Norme	Hommes	Pooled	Pooled	Hommes	Hommes	Pooled
Intra occupations					96,6 %	
Justifié					21,7 %	
Non justifié					74,9 %	
Inter occupations					3,4 %	
Justifié					-0,4 %	
Non justifié					3,8 %	
Écart total (écart de log * 100)	Dif. salaire 237,4 \$	58,7	22,9	15,5	14,3	24,6
Total justifié	37 %	68,7 %	24,8 %	60 %	21,3 %	37 %
Dont VNC	3 % préférence 6 % personnalité et cognitif	7,3 %	8,4 %	17,4 %	Négatif et très faible	11,5 %
Part significative	Non déterminé	Non déterminé	7,5 % (valorisation argent/travail et locus externe)	8,2 % (attributs non pécuniaires et caractère utile à la société)	Non déterminé	Non déterminé
Total non justifié	63 %	31,3 %	75,2 %	40 %	78,7 %	63 %
Dont VNC	-16 % préférences +26 % personnalité et cognitif	-4,5 %	13,0 %	Non déterminé	Non déterminé	0,38 %
Part significative	Non déterminé	Non déterminé	Non déterminé	Non déterminé	Non déterminé	Non déterminé

À ces traits de personnalité s'ajoutent, dans quatre études, des variables relatives aux préférences des individus. Ainsi, Filer (1983) prend en compte la manière dont les individus valorisent onze domaines aussi divers que la satisfaction au travail, la sécurité, le pouvoir, le prestige de l'emploi, le prestige social, le revenu, la vie familiale, les activités religieuses, les loisirs ou la contribution du travail à la société. Grove *et al.* (2011) évaluent l'influence sur les salaires des différences de préférences accordées par les individus (notées de 1 à 4 selon le degré d'importance) à leur carrière, leur famille, leur santé et leurs amis (préférence travail/hors travail) et celles liées aux caractéristiques des emplois (leurs attributs non pécuniaires et leur caractère utile à la société). Fortin (2008) utilise deux variables composites associées à des préférences qui s'ajoutent aux deux variables composites relatives aux traits de personnalité (estime de soi et locus de contrôle). Il s'agit de la valorisation de l'argent et du travail, d'une part (1 si important, 0 sinon), et de l'importance accordée à ce qui est considéré comme utile à la société et à la famille, d'autre part (1 si important, 0 sinon). Enfin, Nyhus et Pons (2012) s'attachent à évaluer l'importance que la valorisation par les individus des conséquences immédiates ou futures de leurs décisions peut avoir sur les salaires.

Dans tous ces travaux, à l'exception de Fortin (2008) et Grove *et al.* (2011), la mesure des variables non cognitives est effectuée après l'entrée sur le marché du travail et il est parfois souligné qu'un problème de causalité inverse ou d'endogénéité peut biaiser les résultats car les variables non cognitives risquent alors de refléter la situation des individus sur le marché du travail et non leurs véritables préférences ou traits de personnalité.

Hormis chez Cobb-Clark et Tan (2011), les écarts de salaires sont décomposés selon la méthode d'Oaxaca-Blinder. En outre, les décompositions détaillées, quand elles existent, ne sont pas toujours accompagnées de la significativité de leurs différents éléments, notamment la significativité des composantes de l'écart de salaires non justifié n'est donnée dans aucune des études recensées ici.

Dans la plupart des travaux reportés (quatre sur six), la composante non justifiée des écarts de salaires est importante, comprise entre 63 % (Filer, Nyhus et Pons) et plus des trois quarts de l'écart total (Fortin ; Cobb-Clark, Tan). La contribution des écarts de dotation en variables non cognitives est très faible et négative dans l'étude de Cobb-Clark et Tan¹⁰ ; elle est positive et se situe entre 3 % et 9 %¹¹ dans l'étude de Filer, à 7,3 % chez Mueller et Plug, 8,4 % chez Fortin, 11,5 % chez Nyhus et Pons et atteint 17,4 % dans celle de Grove *et al.* Seules deux études fournissent la significativité des différentes composantes de l'écart de salaires justifié, celle de Fortin et celle de Grove *et al.* Dans la première, la contribution des variables non cognitives est alors ramenée de 8,4 % à 7,4 % et, dans la seconde, de 17,4 % à 8,2 % (les caractéristiques des emplois pour Grove *et al.*, la valorisation argent/travail et le locus externe de contrôle pour Fortin sont les seules différences de caractéristiques non

¹⁰ Dans cette étude, la contribution des variables non cognitives n'est pas chiffrée mais appréciée à partir de la comparaison d'un modèle qui les exclut et d'un modèle qui les prend en compte. La contribution de la composante justifiée diminue légèrement (de 22,8 % à 21,3 %) lorsque les variables non cognitives sont prises en compte, les auteurs concluent que cet ajout correspond à une influence très faible et négative des variables non cognitives, donc à l'avantage des femmes.

¹¹ Ce chiffre de 9 % se décompose en 3 % pour les variables ayant trait à des préférences et 6 % pour les traits de personnalité et les variables cognitives. Ces dernières n'étant pas isolées, il n'est pas possible d'indiquer quelle est la contribution totale des seules variables non cognitives.

cognitives statistiquement significatives). Au final, la fourchette est « au mieux » comprise entre quelque chose de négatif et faible et 8,2 %.

S'agissant maintenant, lorsqu'elle est fournie¹², de la contribution des écarts de rendement de ces variables aux écarts de salaires, elle est comprise entre -16 % et 10 % dans l'étude de Filer ; elle est de -4,5 % dans celle de Mueller et Plug, très faible (0,5 %), dans l'étude de Nyhus et Pons et de 13 % dans celle de Fortin. Rappelons que la significativité de cette composante n'est jamais indiquée. Néanmoins, certains travaux précisent que la plupart des différences de rendement entre hommes et femmes ne sont pas significatives. C'est le cas de Nyhus et Pons, qui montrent que seul le rendement négatif du locus externe de contrôle est différent entre hommes et femmes au bénéfice de ces dernières. C'est également le cas de Filer, où seul le fait de montrer des capacités relationnelles est rétribué de manière différente entre les unes et les autres (au bénéfice des hommes) ; et, enfin, de Muller et Plug, où seul l'écart de rendement du trait de personnalité « être agréable » est significatif à l'avantage des hommes désagréables.

2. MÉTHODOLOGIE

Après une rapide présentation de la décomposition de l'écart de salaires que nous retenons et de sa mise en œuvre, nous développerons nos apports méthodologiques par rapport aux travaux existants et notamment à celui de Cobb-Clark et Tan (2011).

La décomposition de l'écart de salaires proposée par Brown, Moon et Zoloth (1980) présente plusieurs avantages. Elle permet de considérer que la ségrégation occupationnelle sexuée observée sur le marché du travail est le fruit d'une préférence des individus, mais aussi de comportements discriminatoires. Elle permet en outre d'apprécier l'effet direct par lequel les variables non cognitives peuvent exercer une influence sur les écarts de salaires, à savoir leur effet sur la productivité des individus, mais aussi leur influence sur les choix d'occupation des individus et les décisions d'embauche des employeurs et, par conséquent, leur effet sur la ségrégation occupationnelle. Cette décomposition se présente comme suit :

$$\begin{aligned}
 (1) \overline{\ln W}^m - \overline{\ln W}^f &= \underbrace{\sum_j p_j^f \hat{\beta}_j^m (\bar{X}_j^m - \bar{X}_j^f)}_{\text{Composante justifiée}} + \underbrace{\sum_j p_j^f \bar{X}_j^f (\hat{\beta}_j^m - \hat{\beta}_j^f)}_{\text{Composante non justifiée}} + \\
 &\quad \text{Écart de salaires intra-occupations} \\
 &+ \underbrace{\sum_j \overline{\ln W}_j^m (p_j^m - \hat{p}_j^f)}_{\text{Composante justifiée}} + \underbrace{\sum_j \overline{\ln W}_j^m (\hat{p}_j^f - p_j^f)}_{\text{Composante non justifiée}} \\
 &\quad \text{Écart de salaires inter-occupations}
 \end{aligned}$$

Avec $\overline{\ln W}^m$ et $\overline{\ln W}^f$ la moyenne du logarithme du salaire des hommes et de celui des femmes et $\overline{\ln W}_j^m$ la moyenne du logarithme du salaire des hommes dans l'occupation j .

Le premier élément du membre de droite représente l'écart de salaires intra-occupations qui s'explique par des différences, en moyenne, de caractéristiques entre hommes, \bar{X}_j^m , et

¹² Grove *et al.* (2011) et Cobb-Clark, Tan (2011) ne donnent pas d'indication quant à la contribution des écarts de rendements des variables non cognitives aux écarts de salaires entre hommes et femmes.

femmes, \bar{X}_j^f , tandis que le deuxième en mesure la partie non justifiée, celle provenant de différences dans les rendements de ces caractéristiques entre les unes, $\hat{\beta}_j^f$, et les autres, $\hat{\beta}_j^m$. De la même façon, l'écart de salaires inter-occupations se décompose en deux éléments dont le premier en représente la partie justifiée, à savoir l'écart entre la distribution par occupation observée des hommes, p_j^m , et la distribution contrefactuelle des femmes, \hat{p}_j^f , c'est-à-dire celle qui prévaudrait si les femmes, compte-tenu de leurs caractéristiques, bénéficiaient du même accès que les hommes aux différentes occupations. La dernière composante de l'écart de salaires mesure la différence entre cette distribution contrefactuelle des femmes et leur distribution observée, p_j^f , et en cela évalue la partie non justifiée de l'écart de salaires inter-occupations, celle due au fait qu'hommes et femmes n'ont pas le même accès aux différentes occupations.

Pour effectuer cette décomposition, les rendements des caractéristiques des hommes et des femmes doivent être estimés ainsi que la distribution contrefactuelle des femmes dans les différentes occupations.

Les équations de salaires par occupation pour les hommes et pour les femmes ont la forme standard suivante :

$$(2) \ln W_j^m = \beta_j^m X_j^m + \varepsilon_j^m, j = 1, 2, \dots, J$$

$$(3) \ln W_j^f = \beta_j^f X_j^f + \varepsilon_j^f, j = 1, 2, \dots, J$$

Quant aux choix d'occupation, ils sont supposés déterminés par l'interaction de facteurs d'offre (préférences et compétences des individus pour une occupation sous contrainte familiale) et de demande (décisions des employeurs d'embaucher l'individu, en fonction de ses caractéristiques productives). La forme réduite qui résume ces interactions est la suivante :

$$(4) P(y = j | X^o) = p_{ij} = \frac{\exp(\gamma_j X_i^o)}{1 + \sum_{j=1}^{k-1} \exp(\gamma_j X_i^o)}$$

Où p_{ij} représente la probabilité que l'individu i soit employé dans l'occupation j déterminée par les variables X^o .

Cette modélisation des choix d'occupation par un logit multinomial est effectuée pour les hommes afin d'évaluer la situation contrefactuelle pour les femmes en termes de distribution des emplois (les \hat{p}_j^f).

Les variables déterminant les équations de salaires (les X) et l'équation de choix d'occupation (les X^o) sont exposées dans le tableau 2 et seront présentées de manière plus détaillée dans la section suivante sur les données. Les variables d'éducation (niveau de diplôme, spécialité), les caractéristiques familiales et les facteurs non cognitifs déterminent les choix d'occupation tout comme les salaires. Pour ces derniers, l'expérience, les caractéristiques professionnelles et le temps de travail complètent la modélisation, tandis que pour les choix d'occupation, ce sont l'âge et l'interaction entre diplôme et spécialité de formation qui sont ajoutés.

Tableau 2. Déterminants des occupations et des salaires par occupation

	Occupation	Salaire
Expérience# : nombre de mois en emploi entre 1998 et 2008		
Âge#		
Éducation :		
<ul style="list-style-type: none"> • plus haut diplôme (4) • redoublements durant la scolarité en primaire • spécialité de formation (générale, industrielle, tertiaire) • interaction diplôme et spécialité de formation 		
Caractéristiques professionnelles :		
<ul style="list-style-type: none"> • encadrement (nb de pers. ss ses ordres : 0, 1, 2 à 5, 6+) • secteur d'activité (4) • emploi secteur public ou privé • type de contrat (CDI/CDD+ aidés + intérim) • effectif de l'entreprise (<10, 10-49, 50-499, 500+) • localisation de l'entreprise (IDF ou province) • horaires atypiques pris en compte dans la rémunération 		
Temps de travail :		
<ul style="list-style-type: none"> • temps plein ou temps partiel (80 %, 60 %, 50 %, <50 %) 		
Caractéristiques familiales :		
<ul style="list-style-type: none"> • conjoint • enfant (au moins 1) 		
Variables non cognitives en 2001 :		
<ul style="list-style-type: none"> • carrière (priorité au cours des 3 dernières années : faire carrière / trouver un emploi stable ou ménager votre vie hors travail) • optimisme sur avenir prof (plutôt optimiste /plutôt inquiet ou ne sais pas) • attitude face au risque (envisagez-vous un jour de vous mettre à votre compte ?oui dans mes projets ou peut-être/ non ou ne sais pas) 		

Les cases grisées indiquent si la variable est retenue dans l'équation.

Variables centrées.

Décomposition détaillée

Les travaux antérieurs qui ont mis en œuvre cette décomposition (Meng, Meurs, 2001 ; Reilly, 1991 ; Cobb-Clark, Tan, 2011 par exemple) se sont limités à mesurer les quatre parties globales qui la composent : les composantes justifiées et non justifiées de l'inter et de l'intra-occupations. Or, l'évaluation des caractéristiques (parties justifiées) ou de leurs rendements (parties non justifiées) qui contribuent à ces différentes composantes de l'écart de salaires constitue une information essentielle à la fois pour guider les politiques – elle permet d'identifier les facteurs sur lesquels il convient d'intervenir pour réduire les écarts de salaires –, mais aussi pour évaluer l'ampleur de la contribution des variables non cognitives à ces écarts : c'est précisément l'objet de notre travail ici.

Plusieurs raisons peuvent expliquer que ces décompositions détaillées n'aient pas été effectuées. Tout d'abord, les décompositions globales de type BMZ, en distinguant ce qui relève de l'intra-occupation et ce qui tient à l'inter-occupations, permettent déjà d'établir si les inégalités de salaires sont le fruit de différences pour des emplois similaires (*unequal pay for equal work*) ou de différences d'accès aux emplois (*unequal work despite equal qualifications*).

Ensuite, en présence de variables qualitatives parmi les facteurs à l'origine des écarts de salaire, les résultats des estimations, effectuées en retenant une modalité de référence pour ces variables, ne peuvent être utilisés tels quels pour détailler les parties non justifiées, car celles-ci sont dépendantes des modalités de référence retenues dans les estimations¹³ (Oaxaca, Ransom, 1999). Dès lors, pour aboutir à des décompositions invariantes aux modalités de référence, Yun (2005) a proposé de transformer les coefficients estimés en les exprimant en écart à la moyenne et d'ajouter le coefficient de la modalité de référence comme suit.

Soit une équation avec L variables continues et M variables qualitatives dont la $m^{\text{ième}}$ a K_m modalités et donc $K_m - 1$ variables dichotomiques dans l'équation estimée :

$$(5) \ln W = \alpha + \sum_{l=1}^L X_l * \beta_l + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=2}^{K_m} D_{mk_m} * \beta_{mk_m} + \varepsilon$$

À partir de cette estimation, le modèle transformé s'écrit :

$$(6) \ln W = \alpha' + \sum_{l=1}^L X_l * \beta_l + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=1}^{K_m} D_{mk_m} * \beta'_{mk_m} + \varepsilon$$

avec : $\alpha' = \alpha + \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_m$,
 $\beta'_{mk_m} = \beta_{mk_m} - \bar{\beta}_m$
 $\bar{\beta}_m = \sum_{k_m=2}^{K_m} \beta_{mk_m} / K_m$

Et la décomposition de la partie non justifiée intra-occupations (ESIOI), par exemple, pour une occupation j :

$$(7) ESIOI = \alpha^m + \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_m^m - \alpha^f - \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_m^f + \sum_{l=1}^L \bar{X}_l^f * (\beta_l^m - \beta_l^f) + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=1}^{K_m} \bar{D}_{mk_m}^f * (\beta_{mk_m}^m - \beta_{mk_m}^f - \bar{\beta}_m^m + \bar{\beta}_m^f)$$

On notera que ce problème d'identification se pose de la même manière lorsque la décomposition des écarts de salaires mise en œuvre est celle proposée par Oaxaca-Blinder.

Une autre difficulté se présente, liée à l'utilisation d'une modélisation non linéaire pour estimer les choix d'occupation. Pour la contourner et disposer d'une décomposition détaillée des écarts de salaires inter-occupations et pouvoir ainsi évaluer l'influence exercée par les variables non cognitives sur l'écart de salaires global entre hommes et femmes, une estimation linéaire des choix d'occupation a été effectuée.

Dans ce cas, l'équation $P(y = j | X^o) = p_{ij} = \frac{\exp(\gamma_j X_i^o)}{1 + \sum_{j=1}^{J-1} \exp(\gamma_j X_i^o)}$ est remplacée par

$$(y = j | X^o) = p_{ij} = \gamma_j X_i^o, j = 1, 2, \dots, J.$$

Cette estimation linéaire, on le verra plus loin, ne modifie qu'à la marge la répartition entre composantes justifiée et non justifiée des écarts de salaires inter-occupations. Ce faible écart

¹³ Meurs, Ponthieux (2006), par exemple, indiquent « il n'est en revanche pas possible de détailler de la même façon la "part inexplicée" : en effet, l'estimation de l'écart des rendements par sous-ensemble de caractéristiques est dépendante du choix de la modalité de référence pour les variables dichotomiques ».

tient à des différences limitées dans l'estimation des effets marginaux qui permettent de calculer la distribution contrefactuelle des emplois par occupation des femmes selon le type de modélisation retenue. Comme le soulignent Cameron et Trivedi (2005) ou Wooldridge (2002), le modèle linéaire de probabilité peut avoir l'inconvénient de fournir des probabilités individuelles prédites négatives ou supérieures à 1, mais il permet une estimation directe des effets marginaux moyens, les γ_j , sur la probabilité que $y = j$ quand X varie qui s'avère très proche de celle obtenue par une modélisation non linéaire, particulièrement lorsque la plupart des variables explicatives sont discrètes, ce qui est le cas ici.

La décomposition détaillée est alors obtenue comme suit :

$$(8) \overline{\ln W^m} - \overline{\ln W^f} \\ = \sum_j p_j^f \hat{\beta}_j^{mv} (\bar{X}_j^m - \bar{X}_j^f) + \sum_j p_j^f \bar{X}_j^f (\hat{\beta}_j^{mv} - \hat{\beta}_j^{fv}) \\ + \sum_j \overline{\ln W_j^m} \hat{\gamma}_j^{mv} (\bar{X}^{om} - \bar{X}^{of}) + \sum_j \overline{\ln W_j^m} \bar{X}^{of} (\hat{\gamma}_j^{mv} - \hat{\gamma}_j^{fv})$$

3. PRÉSENTATION DES DONNÉES

L'enquête *Génération* mobilisée ici a été réalisée par le Céreq et comporte des questions subjectives permettant d'apprécier les préférences en termes de carrière *versus* famille, le rapport à l'avenir professionnel et l'attitude face au risque.

Cette enquête a pour objet d'analyser les premières années de vie active d'une cohorte de jeunes sortis de formation initiale au même moment, quel que soit leur âge, leur niveau de formation ou leur spécialité. Les sortants du système éducatif, « les débutants », constituent ainsi une catégorie qui se distingue de celle des « jeunes » qui entrent à des dates différentes sur le marché du travail dans des contextes économiques divers. L'enquête *Génération 1998* concerne les jeunes sortis du système éducatif en 1998, interrogés en 2001, 2003, 2005 et 2008. Dix années de carrière professionnelle sont ainsi retracées. Les pondérations de l'enquête sont toujours calées sur la génération de sortants du système éducatif en 1998.

L'enquête *Génération 1998 à dix ans*, celle de 2008, est mobilisée ici pour toutes les variables, à l'exception des variables non cognitives qui, comme cela sera expliqué plus loin, sont issues de la première interrogation de l'enquête *Génération 1998*, celle de 2001. L'analyse concerne les actifs occupés en 2008, hors artisans et commerçants¹⁴, qui ont répondu à la question portant sur leur temps de travail¹⁵ (temps plein *versus* temps partiel), soit 9 422 individus, dont 4 625 hommes et 4 797 femmes. Le temps de travail, en heures effectives, n'étant pas disponible dans l'enquête, ce sont les salaires mensuels (primes et éventuellement treizième mois inclus) qui sont modélisés et l'information catégorielle sur le temps de travail est utilisée comme variable de contrôle.

Les deux variables modélisées, emploi et salaire, sont présentées tableau 3 par occupation, tandis que les variables explicatives (niveau d'éducation, expérience, caractéristiques familiales et professionnelles, temps de travail) le sont au niveau global (tableau 4) afin de

¹⁴ L'échantillon comprend 443 artisans et commerçants, dont plus de 80 % sont à leur compte.

¹⁵ De ce fait, 125 individus ont été exclus.

présenter en moyenne les différences observées entre hommes et femmes¹⁶. Seules les variables non cognitives seront présentées, plus loin, par occupation (graphique 1).

Caractéristiques individuelles, familiales et professionnelles

Le tableau 3 montre que les femmes et les hommes se répartissent différemment dans les dix catégories d'emplois retenues¹⁷ : elles sont significativement plus nombreuses dans les emplois de professions intermédiaires des domaines du social et de la santé et les emplois d'employés ; ils sont plus nombreux dans les emplois d'ingénieurs, de techniciens, contremaîtres et agents de maîtrise et surtout dans les emplois d'ouvriers.

Tableau 3. Distributions des emplois et des salaires par occupation

	Emploi en %			Moyenne des log de salaires			Écart H/F en %
	Hommes	Femmes	Écart H-F	Hommes	Femmes	Écart H-F	
Prof libérale, cadre administratif et commercial (31,37 : PL)	5,3	4,1	1,2**	8,05	7,81	0,25***	24,8***
Cadre Fonction publique/prof. scientifique, arts et spectacles (33, 34,35 : CFP)	5,3	7,4	-2,1***	7,65	7,54	0,12***	3,1
Ingénieur/cadre technique (38 : ING)	9,0	2,2	6,8***	7,96	7,84	0,12***	18,6**
Profession intermédiaire Fonction publique (42, 45, 44 : PI_FP)	2,1	5,3	-3,2***	7,38	7,33	0,05	7,3*
Profession intermédiaire santé, social (43 ; PI_SS)	3,3	14,6	-11,3***	7,43	7,29	0,14***	15,9***
Profession intermédiaire administratif et commercial, technicien et contremaître (46, 47, 48 : Aut_PI)	21,4	15,7	5,8**	7,52	7,38	0,14***	11,8**
Employé non qualifié (Grille Chardon : ENQ)	4,1	13,7	-9,6***	7,18	6,91	0,27***	28,7***
Employé qualifié (Grille Chardon : EQ)	9,5	28,2	-18,7***	7,36	7,14	0,22***	24,7***
Ouvrier qualifié (62, 63, 64, 65 : OQ)	26,0	3,9	22,2***	7,34	7,08	0,26***	25,6***
Ouvrier non qualifié (67, 68, 69 : ONQ)	13,8	5,0	8,9***	7,29	6,92	0,37***	44,8***
Total	100	100		7,48	7,24	0,24***	26,9***

Entre parenthèses figurent les abréviations et codes de la nomenclature Insee.

$p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : calcul des auteures à partir de Céreq, *Génération 98 à 10 ans*.

Les écarts de distribution sont particulièrement marqués pour les catégories d'employés et d'ouvriers. Ainsi, la ségrégation des emplois féminins et masculins apparaît d'autant plus forte que le niveau d'éducation est faible (Méron *et al.*, 2006 ; Brinbaum, Trancart, 2015).

¹⁶ Les caractéristiques individuelles, familiales et professionnelles par occupation sont présentées en annexe 1.

¹⁷ Une nomenclature détaillée en dix postes a été retenue à partir de celle de l'Insee en veillant à conserver un effectif suffisant dans chaque catégorie (2 % dans les distributions par sexe). La catégorie « employé non qualifié » a été construite d'après la grille élaborée par Chardon (2001).

Cependant, au-delà du diplôme lui-même, c'est la spécialité de formation (tableau 4) qui contribue sans doute à cette ségrégation sexuée entre employées d'un côté et ouvriers de l'autre : les femmes s'engagent principalement dans des filières de formation à dominante tertiaire (65 %) et les hommes dans les filières industrielles (57 %) ¹⁸.

Le salaire mensuel des jeunes hommes, dix ans après la sortie du système éducatif, est, en moyenne, supérieur de 0,24 point de log, soit 26,9 %, à celui des jeunes femmes ¹⁹. Les écarts salariaux (en %) entre les unes et les autres sont très élevés, entre 25 % et 45 %, dans le bas de la hiérarchie des salaires (ouvriers et employés), tandis qu'à l'autre extrême, ils ne sont élevés que pour les professions libérales et les cadres administratifs et commerciaux (24,8 %). Les écarts sont significatifs et faibles pour les ingénieurs ou cadres techniques et les professions intermédiaires (de 7,3 % à 15,9 %) et non significatifs pour les cadres de la Fonction publique.

Les caractéristiques prises en compte pour expliquer ces écarts de répartition par occupation des emplois et des salaires des individus de notre échantillon sont résumées dans le tableau 4 au niveau global. Elles montrent que les femmes sont, en moyenne, un peu plus âgées que les hommes (six mois) mais que leur expérience sur le marché du travail est plus courte (écart d'un peu moins de quatre mois). L'expérience mesurée ici à partir de la description, mois par mois, dans un calendrier professionnel de toutes les situations qui ont été occupées entre la date de sortie du système éducatif et la date de l'enquête permet de disposer d'une expérience réelle des individus et non d'une expérience potentielle, comme c'est souvent le cas. Elle prend ainsi en compte les diverses interruptions entre périodes d'emploi, dues par exemple, pour les hommes de cette génération, au service national et, pour les femmes, aux tâches familiales. Si l'expérience des femmes est moins longue que celle des hommes, leur niveau d'éducation est en revanche plus élevé. Les femmes sont plus diplômées que les hommes : 40 % des hommes possèdent un diplôme au plus égal à un CAP/BEP, mais seulement 26 % des femmes ; près d'un quart d'entre elles disposent d'un diplôme au moins équivalent à une L3 (supérieur long) contre 19 % des hommes. Par ailleurs, un quart des hommes accuse un retard scolaire dès la sixième, comparé à moins de 18 % des femmes.

Tableau 4. Caractéristiques individuelles, familiales et professionnelles

	Hommes	Femmes	Écart H-F
Âge	31,3	31,8	-0,50***
Expérience(en mois)	111,4	107,6	3,8***
Éducation :			
Diplôme			
Sans diplôme et CAP/BEP	40,0	26,0	14***
BAC	22,8	25,9	-3,1***
BAC+2	18,3	23,7	-5,4***
Supérieur long	18,9	24,4	-5,5***
Spécialité de formation			
Générale	15,3	24,8	-9,5***

¹⁸ Les spécialités de formation de la « classe » de fin d'études ont été recodées à partir des spécialités de la nomenclature NSF de l'Insee. Les codes 100 à 136 regroupent les spécialités générales, 200 à 255 les spécialités industrielles et 300 à 346 les spécialités du tertiaire.

¹⁹ Ce qui correspond, pour les jeunes femmes à un salaire inférieur aux jeunes hommes de 21,2 %, soit un peu moins que ce que l'on observe pour l'ensemble des salariés en France : 24 %.

	Industrielle	57,0	10,1	46,9***
	Tertiaire	27,7	65,1	-37,4***
Retard en 6 ^{ème}		25,2	17,8	7,4***
Résidence en IDF		18,6	17,5	1,1
Horaires de Travail :				
	Temps plein	96,9	72,5	24,4***
	Mi-temps	0,9	4,8	-3,9***
	Inférieur à mi-temps	0,4	1,8	-1,4***
	80 %	1,4	18	-16,6***
	60 %	0,4	2,9	-2,5***
Caractéristiques familiales :				
Conjoint		65,6	74,2	-8,6***
Enfants		46,9	63,8	-16,9***
Caractéristiques professionnelles :				
Secteur d'activité (NES de l'Insee : Activité économique de l'entreprise)				
	Industrie	31,2	9,8	21,4***
	Administration, éducation, santé, social	19,5	49,0	-29,5***
	Autres services	33,8	29,6	4,2***
	Non réponse et Agriculture ²⁰	15,5	11,6	3,9***
Horaires atypiques		13,3	11,7	1,6*
Emploi public		20,4	36,9	-16,5***
Contrat CDI		88,7	85,6	3,1***
Encadrement				
	Aucun salarié	64,7	78,9	-14,2***
	1 salarié	6,9	4,2	2,7***
	2 à 5 salariés	15,4	9,6	5,8***
	6 salariés et plus	13,0	7,2	5,8***
Effectif entreprise				
	< 10 salariés	17,3	17,8	-0,5
	de 10 à 49 salariés	21,8	16,0	5,8***
	de 50 à 499 salariés	26,7	19,3	7,4***
	500 salariés et plus	13,1	7,4	5,7***
	Ne sais pas et non déterminé [#]	21,1	39,5	-18,4***

[#] Le nombre de non-réponses est plus important pour les femmes, car l'absence de réponse correspond essentiellement aux emplois publics plus fréquents chez les femmes.

$p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : calcul des auteures à partir de Céreq, *Génération 98 à 10 ans*.

Depuis moins longtemps en emploi que les hommes, les femmes se distinguent surtout de leurs homologues masculins par le temps qu'elles consacrent en moyenne à leur activité professionnelle. Alors que 97 % des hommes travaillent à temps plein, elles sont seulement 72 % à le faire (18 % exercent leur activité à 80 %). Ces écarts d'expérience et de présence hebdomadaire sur le marché du travail entre les unes et les autres pourraient ne pas être sans lien avec leurs différences de caractéristiques familiales. En effet, dix ans après leur sortie du

²⁰ Il s'agit pour 90 % de non-réponses.

système éducatif, les femmes sont, plus souvent que les hommes, en couple et, surtout, plus nombreuses à être déjà parent : près des deux tiers d'entre elles ont au moins un enfant contre moins de la moitié des hommes.

En termes de caractéristiques professionnelles, on retrouve la ségrégation observée plus haut, avec des hommes plus présents que les femmes dans les secteurs industriels et des femmes très concentrées dans les services, surtout de l'administration, de l'éducation, de la santé et du social (près de 50 % de femmes, dont plus des deux tiers dans le secteur public). Sans surprise, les femmes occupent plus souvent que les hommes des emplois publics (37 % contre 20 %) et sont un peu moins enclines à occuper des emplois avec des horaires atypiques. Un peu moins nombreuses à disposer d'un contrat à durée indéterminée, elles sont surtout bien moins fréquemment que leurs homologues masculins dans des fonctions d'encadrement (une femme sur cinq, contre plus d'un tiers des hommes). Les femmes sont également moins nombreuses dans les grandes entreprises.

Caractéristiques non cognitives

Comme nous l'avons rappelé en introduction de cet article, il n'existe pas en France de bases de données incluant des informations sur les caractéristiques non cognitives les plus couramment utilisées dans les études internationales, comme le *Big five* ou le locus de contrôle. La base mobilisée ici permet tout de même une première investigation du rôle que certains aspects non cognitifs peuvent avoir sur les décisions d'emploi et sur les salaires. Ceux-ci concernent les préférences affichées par les individus pour leur carrière, leur goût du risque et leur caractère optimiste. Afin de limiter les risques d'endogénéité de ces variables, les réponses données en 2001 ont été mobilisées.

Une première question, relative aux préférences pour la carrière, demande aux enquêtés : « Votre priorité au cours de ces 3 dernières années a-t-elle été plutôt de : 1) trouver un emploi stable, 2) faire carrière, 3) ménager votre vie hors travail ? ». Une variable dichotomique à partir de la réponse « faire carrière » a été construite. Cette préférence exprimée par les individus – sans doute marquée par les stéréotypes de genre ou les normes sociales, les femmes « se devant » plus souvent d'investir la sphère familiale et les hommes la sphère professionnelle – pourrait conduire à choisir certaines occupations plutôt que d'autres et procurer un gain salarial en incitant ceux qui investissent la sphère professionnelle à mieux négocier un changement d'emploi ou de salaire pour atteindre leur objectif (Fortin, 2008 ; Grove *et al.*, 2011).

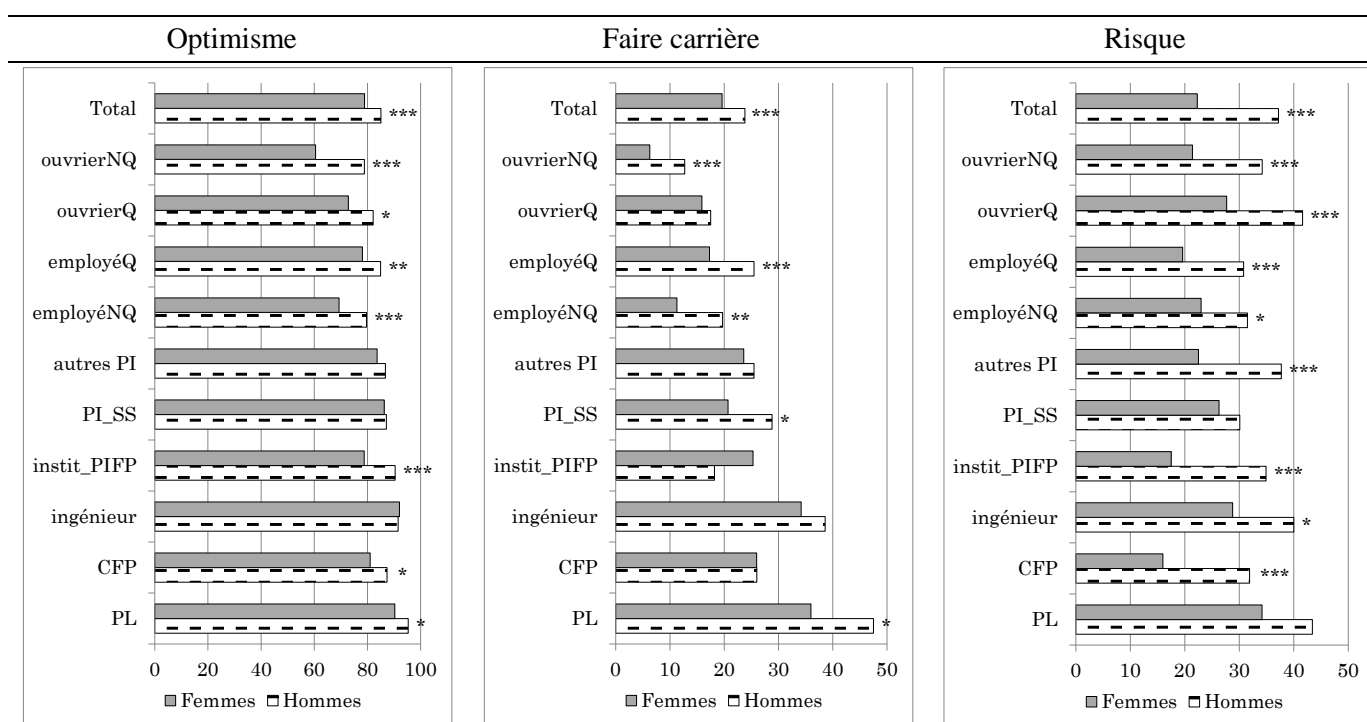
Une deuxième question portant sur la vision des individus quant à leur avenir professionnel a été retenue. À partir des réponses à la question : « Comment voyez-vous votre avenir professionnel ? 1) plutôt inquiet, 2) plutôt optimiste, 3) ne sais pas », une variable dichotomique a été construite qui retient la réponse « plutôt optimiste » *versus* les deux autres. Cette variable pourrait capter un trait de personnalité dans le registre de la confiance en soi et en ses propres capacités dans le futur. Les études tendent à montrer que ceux qui développent des attitudes dominées par l'anxiété ou qui sont plus souvent préoccupés par l'avenir perçoivent un salaire moins élevé (Mueller, Plug, 2006 ; Grove *et al.*, 2011).

Enfin, la troisième question : « Envisagez-vous un jour de vous mettre à votre compte ? 1) oui dans mes projets, 2) oui peut-être, 3) non, 4) ne sais pas » a été utilisée pour construire une variable dichotomique qui regroupe, d'un côté, ceux qui ont répondu : « oui dans mes projets » et « oui peut-être » et, de l'autre, ceux qui ont choisi les deux autres options. La variable ainsi construite pourrait refléter l'attitude des individus face au risque. Plusieurs

travaux ont, en effet, montré le lien négatif existant entre la probabilité d'être indépendant et l'aversion au risque (Cramer *et al.*, 2002 ; Ekelund *et al.*, 2005). L'attitude des individus face au risque peut orienter leurs choix de professions, les plus averses s'engageant dans des occupations où la variance des gains est faible (Bonin *et al.*, 2007), ou bien dans le secteur public plutôt que dans le privé (Jung, 2013). Cette attitude peut aussi conduire à des rémunérations plus faibles en raison du différentiel compensatoire associé à la moindre prise de risque (Bertrand, 2010).

En 2001, trois ans après la sortie du système éducatif, les distributions de ces trois variables montrent des écarts significatifs entre hommes et femmes, conformes aux résultats des autres études. Les femmes sont, en moyenne, significativement moins optimistes, expriment moins fréquemment le désir de faire carrière et sont plus averses au risque que les hommes²¹ (graphique 1).

Graphique 1. Distributions des caractéristiques non cognitives en 2001



Pour les écarts de caractéristiques entre hommes et femmes * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : calcul des auteures à partir de Céreq, Génération 98 à 10 ans.

Par occupation, les écarts entre hommes et femmes sont importants. Ainsi, s'agissant de l'optimisme par rapport à son avenir professionnel, à l'exception des ingénieurs, des professions intermédiaires de la santé et du social et des autres professions intermédiaires, tous les écarts entre les hommes et les femmes sont significatifs.

Concernant la préférence pour la carrière, les écarts entre hommes et femmes sont significatifs pour les ouvriers non qualifiés, les employés, les professions intermédiaires de la santé et du social et les professions libérales, cadres administratifs et commerciaux.

²¹ Pour l'optimisme, l'écart moyen est de 6,1 points entre hommes (85 %) et femmes (78,9 %). Pour le désir de faire carrière, l'écart est de 4,2 points (hommes : 23,8 %, femmes : 19,6 %). Pour la prise de risque, l'écart est de 14,9 points (hommes : 37,2 %, femmes : 22,3 %).

Pour l'attitude face au risque, tous les écarts sont significatifs à l'exception des professions de la santé et du social et des professions libérales, cadres administratifs et commerciaux.

Bien que nos variables non cognitives soient mesurées à une date antérieure (sept ans) à celle sur laquelle porte notre analyse, elles ne le sont pas avant l'entrée sur le marché du travail (soit avant 1998). En conséquence, elles peuvent refléter la situation des individus sur le marché du travail et non leurs « véritables » préférences. Les résultats de notre analyse en termes d'écarts de salaires entre hommes et femmes risquent ainsi d'être contaminés par la situation sur le marché du travail si celle-ci influence différemment les hommes et les femmes. Pour le vérifier, nous avons estimé, à l'aide de modèles logistiques, l'influence du nombre de mois passés au chômage entre 1998 et 2001 sur les caractéristiques non cognitives (en contrôlant pour le diplôme²²) et testé si l'impact était différent pour les hommes et pour les femmes.

Tableau 5. Caractéristiques non cognitives et chômage

Moyennes des effets marginaux	Optimisme	Carrière	Risque
Nombre de mois au chômage de 1998 à 2001	*** -0.0056 (0,00059)	*** -0.0067 (0,011)	-0.00041 (0,00086)
Sexe (réf : hommes)	*** -0.0605 (0,0105)	*** -0.043 (0,0108)	*** -0.137 (0,0122)
Sexe * Nombre de mois au chômage	0.00079 (0,00079)	0.0025 (0,00226)	-0.0014 (0,0016)

Écarts-type entre parenthèses ; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Le tableau 5, qui présente les effets marginaux du chômage, du sexe et de l'interaction de ces deux variables, montre que l'optimisme et la préférence pour la carrière sont affectés par le chômage : toutes choses égales par ailleurs, plus les individus ont expérimenté le chômage, moins ils se déclarent optimistes quant à leur avenir professionnel et moins ils sont enclins à privilégier leur carrière. En outre, et conformément aux résultats des statistiques descriptives, les femmes sont moins souvent optimistes, expriment moins fréquemment le désir de faire carrière et sont plus averses au risque que les hommes. Mais, surtout, on constate que l'interaction de l'effet du sexe et du nombre de mois passés au chômage n'est significative pour aucune des variables non cognitives étudiées : si le chômage a bien un effet sur les réponses apportées par les enquêtés quant à leur vision de leur avenir professionnel ou leur désir de privilégier leur carrière, celui-ci n'est pas différent pour les hommes et les femmes.

4. RÉSULTATS ET DISCUSSION

La décomposition des écarts de salaires retenue ici permet de distinguer ce qui, dans ces écarts, provient de différences justifiées par les différences de caractéristiques entre hommes et femmes et ce qui correspond à des écarts non justifiés soit qu'ils s'expliquent par des écarts de rendement des caractéristiques possédées par les unes et les autres, soit qu'ils restent inexpliqués. Cette décomposition permet aussi d'évaluer la part qui revient, dans ces

²² Les effets marginaux de cette variable de contrôle ne sont pas reportés dans le tableau 5.

écarts de salaires, à la ségrégation occupationnelle, le fait qu'hommes et femmes n'exercent pas dans les mêmes professions (écarts de salaires inter-occupations). Les résultats seront tout d'abord présentés au niveau global puis au niveau détaillé, afin d'identifier les facteurs à l'origine des écarts globaux. Cette section se terminera par une discussion sur trois aspects : la robustesse des résultats à la prise en compte d'une éventuelle auto-sélection occupationnelle ; le caractère subi ou choisi de l'arbitrage entre temps de travail et loisirs (ou plutôt, temps domestique), facteur qui explique une part importante des écarts de salaires observés entre hommes et femmes ; les raisons pour lesquelles nos résultats se différencient de ceux disponibles sur les écarts de salaires entre hommes et femmes en France.

Décompositions globales

Dans le tableau 6 figurent les résultats de la décomposition BMZ pour les estimations avec (colonne 1) et sans (colonne 2) variables non cognitives ainsi que ceux de la décomposition Oaxaca-Blinder (colonne 3).

Tableau 6. Décomposition de l'écart de salaires hommes-femmes

	Sans variable non cognitive(1)		Avec variables non cognitives (2)		Oaxaca-Blinder (3)	
	Écart de salaires	% de l'écart	Écart de salaires	% de l'écart	Écart de salaires	% de l'écart
Intra-occupations	19,3***	79,3	19,3***	79,1		
Justifié $\sum_j p_j^f \hat{\beta}_j^m (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f)$	10,7***	43,8	11,3***	46,3		
Non justifié $\sum_j p_j^f \bar{x}_j^f (\hat{\beta}_j^m - \hat{\beta}_j^f)$	8,6***	35,5	8,0***	32,8		
Inter-occupations	5,0***	20,7	5,1***	20,9		
Justifié $\sum_j \ln W_j^m (p_j^m - p_j^f)$	-3,3***	-13,7	-2,0***	-8,2		
Non justifié $\sum_j \ln W_j^m (\hat{p}_j^f - p_j^f)$	8,3***	34,4	7,1***	29,1		
Écart total	24,4	100	24,4	100	24,4	100
Total justifié	7,3***	30,1	9,3***	38,1	14,7***	60
Total non justifié	17,0***	69,9	15,1***	61,9	9,7***	40

Les écarts des log de salaires ont été multipliés par 100 pour faciliter la lecture du tableau.

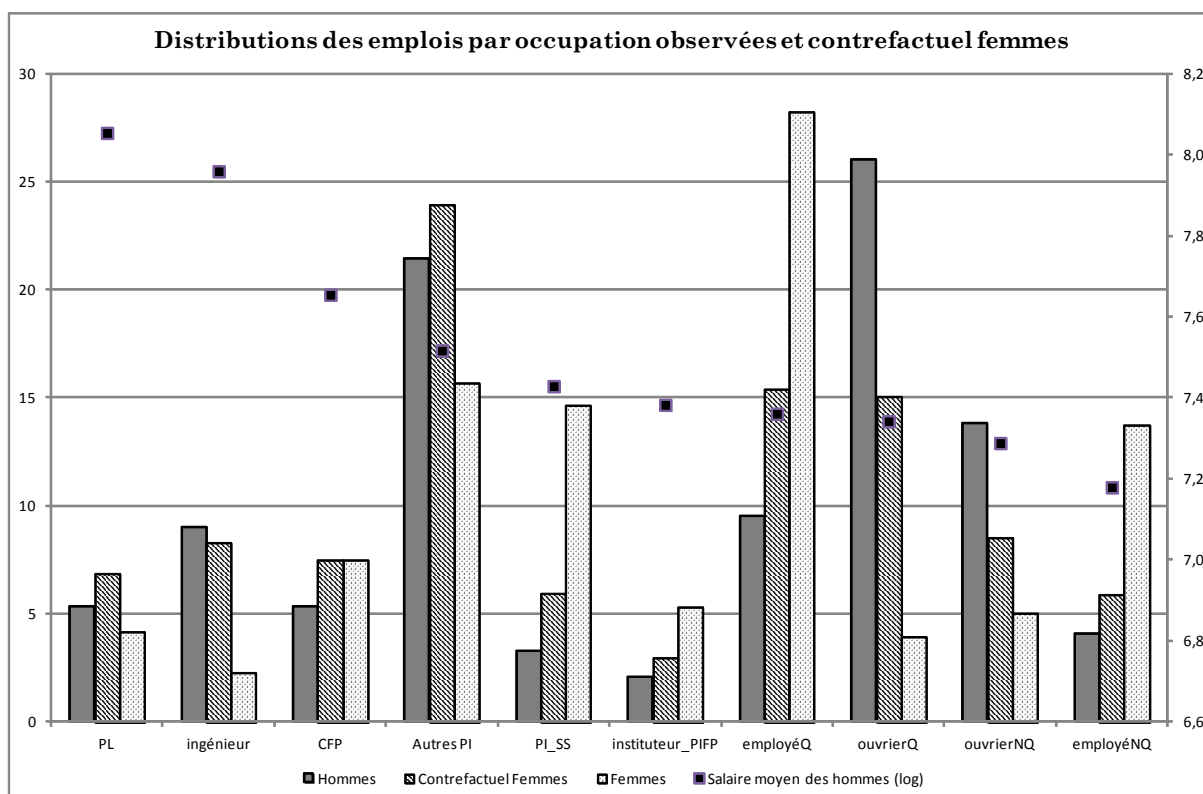
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ obtenus à partir de 200 réplifications de l'échantillon par *bootstrap*, exceptée la colonne Oaxaca-Blinder.

La comparaison des deuxième et dernière colonnes montre que la prise en compte de manière explicite de la ségrégation sexuée sur le marché du travail dans la décomposition de l'écart de salaires entre hommes et femmes (décomposition BMZ avec variables non cognitives, colonne 2) conduit, de manière attendue, à réduire la composante justifiée. Alors que cette dernière représente 60 % de l'écart de salaires lorsque la distribution des femmes et des hommes entre les différentes occupations est considérée comme ne relevant que d'un choix des unes et des autres (décomposition OB, colonne 3), elle n'en représente plus qu'autour de

40 % lorsque la décomposition retenue envisage que ces distributions reflètent aussi un éventuel comportement discriminatoire de la part des employeurs. L'introduction des caractéristiques non cognitives, en revanche, permet de réduire la composante non justifiée. Celle-ci passe de 70 % sans variables non cognitives (colonne 1, dernière ligne) à 62 % (colonne 2, dernière ligne) en réduisant l'écart non justifié intra-occupations mais aussi l'écart non justifié inter-occupations, légitimant en cela l'utilisation d'une décomposition qui prend en compte l'effet indirect des variables non cognitives sur les occupations.

S'agissant maintenant de la répartition entre l'intra et l'inter-occupations (colonne 2), l'essentiel, près de 80 %, de l'écart de salaires est dû à des différences de salaires entre les hommes et les femmes au sein des différentes occupations avec 46 % qui proviennent de différences de caractéristiques entre les unes et les autres et 33 % qui restent non justifiés. Les écarts de salaires provenant de différences, liés à la ségrégation sexuée sur le marché du travail, le fait qu'hommes et femmes n'exercent pas dans les mêmes occupations, s'élèvent quant à eux à seulement 20 %²³, mais ce chiffre est la somme d'une composante justifiée négative (-8,2 %) et d'une composante non justifiée qui atteint près de 30 %. Cette première composante négative signifie que les caractéristiques possédées par les femmes devraient les conduire, si elles avaient le même accès que les hommes aux différentes occupations, à occuper en moyenne des emplois dans des professions plus rémunératrices qu'eux.

Graphique 2. Distributions des emplois par occupation observées (p_j^m et p_j^f) et contrefactuel femmes (\hat{p}_j^f)



Source : calcul des auteures à partir de Céreq, Génération 98 à 10 ans.

²³ On retrouve cette faible part de la composante inter-occupations de manière encore plus marquée dans l'étude de Cobb-Clark et Tan (2011) présentée tableau 1, mais aussi, dans une proportion similaire, dans celle de Meng et Meurs (2001) qui porte sur les écarts de salaires entre hommes et femmes en France en 1992.

Le graphique 2 livre, à cet égard, des enseignements sur la répartition qui devrait être observée si les femmes avaient les mêmes possibilités que les hommes d'accéder aux différentes occupations. Sur ce graphique sont reportées trois distributions : celles observées des hommes et des femmes et la distribution contrefactuelle de ces dernières. Les différentes occupations sont classées par ordre décroissant du salaire moyen des hommes.

On constate ainsi que de nombreuses occupations devraient compter davantage pour les femmes que pour les hommes. Seules les occupations d'ingénieurs et surtout d'ouvriers sont « légitimement » des professions masculines, au sens où elles occupent un poids plus important dans l'emploi des hommes que dans celui des femmes (ou plutôt qu'elles devraient le faire dans celui des femmes) du fait de caractéristiques qui destinent davantage les hommes à ces professions. Or, comme là où ils sont légitimement le plus fortement représentés (parmi les ouvriers), c'est aussi là où les salaires moyens sont faibles, l'écart de salaires entre hommes et femmes devrait être, compte-tenu de leurs caractéristiques, à l'avantage des femmes si elles bénéficiaient du même accès que les hommes aux différentes professions.

On observe aussi sur ce graphique que la distribution contrefactuelle des femmes est très différente de celle qui prévaut. Les femmes devraient ainsi être, plus qu'elles ne le sont, profession libérale, ingénieur, cadre de la Fonction publique, ouvrière ou dans des professions intermédiaires autres que la santé et le social ou la Fonction publique. Elles devraient en revanche être bien moins nombreuses dans les occupations d'employées (qualifiées et non qualifiées) et dans les professions intermédiaires liées à la santé et au social ou de la Fonction publique. Au final, les écarts de salaires liés à la ségrégation occupationnelle n'ont aucune explication. Soit des déterminants autres que ceux retenus ici en sont à l'origine, soit la discrimination que les femmes subissent dans l'accès aux différentes occupations en est la cause.

Décompositions détaillées

Les résultats des décompositions détaillées des écarts de salaires intra et inter-occupations permettent d'identifier les caractéristiques à l'origine des écarts globaux analysés jusque-là²⁴. À cet égard, les premières colonnes du tableau 7 indiquent que plus d'un tiers de l'écart de salaires total s'explique par un recours au temps partiel plus prononcé pour les femmes et 13,5 % par une dotation en caractéristiques professionnelles plus importante pour les hommes. Parmi ces dernières, c'est le fait qu'ils soient plus nombreux que leurs homologues féminines à exercer des fonctions d'encadrement qui justifie que leur rémunération soit plus importante. Leur plus longue expérience professionnelle explique aussi à hauteur de 3,5 % l'écart de salaires observé en leur faveur. En revanche, le niveau d'éducation des femmes et le fait qu'elles soient plus nombreuses que les hommes à vivre en couple et à avoir des enfants jouent en sens opposé : si les femmes obtenaient un rendement de ces caractéristiques similaire à celui des hommes, cela devrait leur assurer un salaire plus élevé.

²⁴ Les décompositions détaillées ont été réalisées en appliquant le programme STATA *oaxaca*, développé par Jann (2008) à chaque occupation. Les contributions moyennes de chaque variable ont ensuite été obtenues en pondérant les différentes contributions par occupation par la distribution des emplois féminins par occupation pour la partie intra-occupations et la distribution des salaires masculins par occupation pour la partie inter-occupations.

Tableau 7. Décomposition détaillée de l'écart de salaires hommes-femmes²⁵

	Intra-occupations				Inter-occupations#			
	$\sum_j p_j^f \hat{\beta}_j^m (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) + \sum_j p_j^f \bar{x}_j^f (\hat{\beta}_j^m - \hat{\beta}_j^f)$				$\sum_j \ln W_j^m \hat{\gamma}_j^m (\bar{x}^{om} - \bar{x}^{of}) + \sum_j \ln W_j^m \bar{x}^{of} (\hat{\gamma}_j^m - \hat{\gamma}_j^f)$			
	Justifié	% de l'écart	Non justifié	% de l'écart	Justifié	% de l'écart	Non justifié	% de l'écart
Expérience/ Âge	0,8**	3,5	-0,3	-1,4	-0,01	0,0	-0,08	-0,4
Éducation	-1,5***	-6,0	-2,6	-10,7	}-3,0***	-12,5	-0,2	-0,5
Spécialité	0,5	2,0	0,1	0,3				
Car. Prof.	3,3***	13,5	-2,5	-10,4				
Temps de travail	8,2***	33,8	0,7	2,8				
Idf	0,1	0,3	1,0	3,9	0,07	0,3	-0,4	-1,8
Car. familiales	-1,0***	-3,9	2,1***	8,8	-0,3	-1,1	0,5***	2,2
Optimisme	0,4**	1,9	-0,5	-1,8	0,1**	0,5	-0,2	-0,8
Carrière	0,3*	1,4	-0,4	-1,6	0,3***	1,1	-0,6*	-2,5
Risque	0,0	0,1	-0,7	-2,9	0,3***	1,3	0,0	0,1
Constante			11,1	45,8			8,4***	34,7
Total justifié / non justifié	11,3***	46,5	8,0***	32,8	-2,5***	-10,4 %	7,6***	31,1 %
Total intra/inter	19,3***				5,0***			
	79,3 %				20,7 %			
Écart de salaires H-F	24,4							

Les écarts des log de salaires ont été multipliés par 100 pour faciliter la lecture du tableau.

La décomposition détaillée de l'écart de salaires inter-occupations s'appuie sur une modélisation linéaire des choix d'occupation, alors que la décomposition globale (tableau 6) repose sur une modélisation non-linéaire (logit multinomial). Comme cela a été précisé dans la section 2, ce changement conduit à des écarts dans la contribution respective des composantes justifiée et non justifiée assez modestes : -2,0/7,1 (pour la modélisation non-linéaire) *versus* -2,5/7,6 (pour la modélisation linéaire).

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ obtenus à partir de 200 réplifications de l'échantillon par *bootstrap*.

La décomposition par caractéristique de l'écart de salaires intra-occupations non justifié (colonnes 3 et 4) montre, d'une part, que l'essentiel de cet écart est lié à des différences dans les constantes estimées pour les hommes et pour les femmes et, d'autre part, que les rendements des hommes et des femmes ne sont pas statistiquement significativement différents, hormis le rendement de leur caractéristiques familiales. On retrouve ici une conclusion à laquelle sont parvenus Filer (1983) et Nyhus et Pons (2012) : la plupart des rendements des caractéristiques expliquant les salaires sont statistiquement similaires pour les hommes et les femmes.

Les colonnes 5 et 6 montrent que c'est le niveau d'éducation atteint par les femmes, et notamment le fait qu'elles soient bien moins nombreuses que les hommes à n'avoir pas de diplôme ou un CAP/BEP avec une spécialité industrielle, qui justifierait qu'elles soient dans des professions plus rémunératrices que celles où elles sont effectivement employées. S'agissant de la composante non justifiée de l'écart de salaires inter-occupations (deux dernières colonnes), comme pour l'écart intra-occupations, la plupart des effets marginaux ne

²⁵ La décomposition détaillée Oaxaca-Blinder figure en annexe 4.

sont pas statistiquement différents entre hommes et femmes et, en conséquence, l'essentiel de l'écart provient de différences entre les constantes estimées.

Ainsi, l'essentiel de ce que certains qualifient de « discrimination » n'est pas lié au fait que les facteurs expliquant les salaires ou les choix d'occupation bénéficient d'un rendement supérieur pour les hommes (à l'exception des caractéristiques familiales) mais à des différences de traitement entre les unes et les autres qui dépassent ces facteurs.

S'agissant de l'influence des variables non cognitives (tableau 7, lignes grisées), on observe que l'optimisme et la préférence pour la carrière contribuent à expliquer 3,3 % de l'écart de salaires total, soit presque autant que l'expérience. Les rendements masculins de ces facteurs étant dans la plupart des occupations positifs (tableau 8) conjugués au fait qu'une proportion plus importante d'hommes que de femmes est optimiste et se soucie de sa carrière professionnelle expliquent ce résultat. En revanche, la différence de comportement face au risque n'a pas d'influence sur l'écart de rémunération : les hommes sont beaucoup plus fréquemment que leurs homologues féminines enclins au risque, mais les rendements de cette caractéristique étant, selon les occupations, positifs ou négatifs, la contribution du risque est globalement nulle.

Tableau 8. Effets des variables non cognitives sur les salaires

	Femmes			Hommes		
	Optimisme	Carrière	Risque	Optimisme	Carrière	Risque
Prof. lib., cadre adm. /com.	0,267**	0,105	-0,109	0,181**	0,087	-0,005
Cadre fct. pub	0,072*	-0,057	-0,009	-0,07	0,023	0,012
Ingénieur, cadre tech.	0,133**	0,08	0,091	0,047	0,076**	0,017
Instit./ PI fct pub.	0,077**	0,047*	-0,016	0,272***	-0,111**	-0,068
PI santé, social	0,125***	0,079*	-0,008	0,073	0,106*	-0,082
Autres PI	0,058**	0,053*	-0,039	0,057**	0	0,004
Employé non qualifié	0,018	-0,056	-0,043	0,017	0,001	0,137***
Employé qualifié	0,076***	0	-0,036	0,090**	0,057**	-0,028
Ouvrier qualifié	0,044	-0,04	0,143*	0,046**	0,003	0,023
Ouvrier non qualifié	0,083	0,141*	-0,08	0,037	0	0,025

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

À ces effets directs des caractéristiques non cognitives sur les salaires s'ajoutent ceux que ces caractéristiques ont sur les choix d'occupation. Les trois caractéristiques examinées ici conduisent les hommes à se diriger vers des occupations plus rémunératrices que les femmes et contribuent de ce fait, à hauteur de 2,9 %, à l'écart de salaires total. La plus forte dotation des hommes en ces facteurs (voir graphique 1, section 3) couplée au fait que ces facteurs, comme le montre le tableau 9, augmentent la probabilité qu'ils ont d'occuper une profession relativement bien rémunérée²⁶ en est la cause.

²⁶ On rappelle ici que la contribution justifiée d'une variable à l'écart de salaires inter-occupations est égale au produit de l'écart entre hommes et femmes de dotation en cette variable par la somme, pondérée par les salaires masculins par occupation, des effets marginaux de cette variable sur les choix d'occupation des hommes. Pour les variables non cognitives, la somme pondérée des effets marginaux est positive.

Tableau 9. Effets marginaux des variables non cognitives sur les choix d'occupation[#]

	Femmes			Hommes		
	Optimisme	Carrière	Risque	Optimisme	Carrière	Risque
Prof. lib., cadre adm. /com.	0,015**	0,029***	0,030***	0,020***	0,048***	0,014*
Cadre fct. pub	-0,008	0,017	-0,019**	-0,003	-0,005	-0,0014
Ingénieur, cadre tech.	0,007*	0,011	0,005	0,006	0,046***	0,013
Instit./ PI fct pub.	-0,010	0,013	-0,008	0,006	-0,011**	0,000
PI santé, social	0,040***	0,000	0,032*	-0,001	0,005	-0,007
Autres PI	0,021	0,021	0,005	0,003	0,001	0,009
Employé non qualifié	-0,034*	-0,040***	-0,002	-0,008	-0,003	-0,014*
Employé qualifié	0,001	-0,026	-0,046**	0,004	0,009	-0,034***
Ouvrier qualifié	0,001	0,001	0,009	-0,000	-0,037**	0,039***
Ouvrier non qualifié	-0,034**	-0,025***	-0,008	-0,027	-0,052***	-0,020*
Somme pondérée ^{##}	0,027	0,046	0,023	0,020	0,064	0,023

Les effets marginaux reportés dans ce tableau sont ceux des estimations linéaires qui ont servies au calcul des décompositions détaillées de l'écart de salaires inter-occupations. En annexe 5 figurent les effets marginaux obtenus à partir de l'estimation logistique multinomiale dont on peut voir qu'ils sont très proches. ## Somme pondérée par le salaire masculin par occupation.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Au total, les caractéristiques non cognitives expliquent plus de 6 % de l'écart de salaires observé entre hommes et femmes, soit plus que les variables traditionnelles de capital humain, expérience et éducation, d'autant que la dotation des femmes en cette dernière devrait se traduire par une prime salariale à leur avantage. Cette ampleur est comparable à ce qui a pu être mis en évidence dans d'autres travaux : dans ceux examinés dans cet article (*cf.* section 1), les facteurs non cognitifs expliquent, au plus, 8,2 % de l'écart de salaires. La prise en compte de facteurs non cognitifs permet ainsi, en rendant observable ce qui tombe usuellement dans le lot des inobservables, de réduire la composante non justifiée. Au sein de cette dernière, seul le facteur lié à la préférence pour la carrière confère aux hommes un avantage significatif par rapport aux femmes en leur donnant davantage accès qu'elles à des occupations rémunératrices²⁷. Cependant, cette composante non justifiée reste forte : elle représente plus de 60 % de l'écart de salaires observé entre hommes et femmes.

Prise en compte d'une éventuelle sélection occupationnelle

Jusqu'à présent les choix d'occupation et les équations de salaires ont été supposés indépendants. Cependant, si des caractéristiques inobservables, qui affectent les choix

²⁷ La contribution de cette variable à l'écart de salaires inter-occupations est négative et significative (tableau 8). Celle-ci est égale, du fait de la correction effectuée afin que la décomposition soit invariante à la catégorie de référence (voir II.X), à $\sum_j \ln W_j^m (\hat{\gamma}_{\text{carrière}}^m - \hat{\gamma}_{\text{carrière}}^f) (\bar{X}_{\text{carrière}}^f - 0,5)$, soit au produit de la somme pondérée par le salaire moyen masculin des écarts entre hommes et femmes des effets marginaux par occupation de la variable carrière par la proportion de femmes au-delà de 50 % qui veut faire carrière. Ainsi, la contribution à l'écart de salaires inter-occupations d'une variable binaire sera négative, soit parce que la somme pondérée par le salaire moyen masculin des écarts entre hommes et femmes des effets marginaux par occupation de cette variable l'est, soit parce que la proportion de femmes qui possède cette caractéristique est inférieure à 50 %.

d'occupation, ont aussi une influence sur les salaires, alors les estimations des salaires risquent de souffrir d'un biais de sélection qui se traduit par des coefficients estimés des différents déterminants des salaires biaisés.

Pour y remédier, une correction à la Heckman en deux étapes adaptée au cas multinomial a été proposée par Lee (1983). Celle-ci consiste, à partir des estimations des choix d'occupations, à calculer l'inverse d'un ratio de Mills d'une forme particulière et à l'introduire ensuite comme variable explicative dans les équations de salaires. Ces dernières ont alors la forme suivante :

$$(9) \ln W_j^m = \beta_j^m X_j^m - \sigma_j^m \rho_j^m \frac{\phi(J(\hat{y}_j^m X_i^{om}))}{F(\hat{y}_j^m X_i^{om})} + \mu_j^m = \beta_j^m X_j^m - \theta_j^m \lambda_j^m + \mu_j^m$$

$$(10) \ln W_j^f = \beta_j^f X_j^f - \sigma_j^f \rho_j^f \frac{\phi(J(\hat{y}_j^f X_i^{of}))}{F(\hat{y}_j^f X_i^{of})} + \mu_j^f = \beta_j^f X_j^f - \theta_j^f \lambda_j^f + \mu_j^f$$

Avec $J = \Phi^{-1}F, \phi$ et Φ les fonctions de densité et de répartition de la loi normale et $F(\hat{y}_j X_i)$ la distribution de probabilité estimée en première étape. σ_j est l'écart-type du terme d'erreur de l'équation de salaire et ρ_j la corrélation entre les termes d'erreur de l'équation de salaire et de choix d'occupation. On notera que le terme correcteur a une forme similaire à celui proposé par Heckman (1979) dans le cas binaire avec $\hat{y}_j X_i$ remplacé par $J(\hat{y}_j X_i)$, où $J(\cdot)$ est une fonction de transformation strictement croissante qui permet de passer d'une distribution des perturbations non normale à une distribution normale.

La mise en œuvre de cette approche réclame, pour assurer l'identification au-delà de la non-linéarité de la modélisation logistique multinomiale, de disposer d'une variable d'exclusion : une variable qui détermine les choix d'occupation mais pas les salaires ou plutôt les salaires seulement par l'effet indirect qu'elle a sur les choix d'occupation. Usuellement, la catégorie socioprofessionnelle (CSP) du père est utilisée à cette fin. Cependant, pour la France, le lien étroit et particulièrement marqué entre choix éducatifs et origine sociale (Ichou, Vallet, 2012 ; Thélot, Vallet, 2000 ; Baudelot, Establet, 2009) se traduit par l'absence de significativité de la variable de la CSP du père comme déterminant des choix d'occupation, une fois les choix d'éducation pris en compte. En revanche, le croisement du diplôme et de la spécialité de formation peut clairement constituer un déterminant des choix des professions : à diplôme équivalent, la spécialité de formation va conduire à des choix de professions différents, de même qu'à spécialité similaire, c'est le niveau du diplôme qui va déterminer l'occupation choisie. En revanche, une fois les choix d'occupation déterminés, c'est le diplôme obtenu qui est susceptible d'agir sur les salaires par occupation et non l'interaction avec la spécialité.

Cette prise en compte d'une éventuelle sélection occupationnelle va affecter la décomposition de l'écart de salaires. Neuman et Oaxaca (2004) proposent différentes décompositions selon le jugement que l'on a quant au caractère discriminatoire ou non des termes de sélection. Ici, nous avons choisi de rester neutres quant à cette question.

Dès lors, l'écart de salaires se décompose de la manière suivante :

$$(11) \overline{\ln W^m} - \overline{\ln W^f} = \underbrace{\sum_j p_j^f \hat{\beta}_{j,s}^{m'} (\bar{X}_j^m - \bar{X}_j^f) + \sum_j p_j^f \bar{X}_j^f (\hat{\beta}_{j,s}^{m'} - \hat{\beta}_{j,s}^{f'})}_{\text{Écart de salaires intra-occupations}} + \underbrace{\sum_j \overline{\ln W_{j,s}^m} \hat{\gamma}_j^{m'} (\bar{X}^{om} - \bar{X}^{of}) + \sum_j \overline{\ln W_{j,s}^m} \bar{X}^{of} (\hat{\gamma}_j^{m'} - \hat{\gamma}_j^{f'})}_{\text{Écart de salaires inter-occupations}} + \underbrace{\sum_j p_j^m \hat{\theta}_j^m \bar{\lambda}_j^m - p_j^f \hat{\theta}_j^f \bar{\lambda}_j^f}_{\text{Écart de sélection}}$$

Avant de présenter les résultats de cette décomposition, le coefficient, pour chaque occupation, de l'inverse du ratio de Mills pour les femmes et pour les hommes est reporté tableau 10. Il montre que la sélection est significative pour les femmes dans quatre occupations contre une seule pour les hommes. Celles ou ceux qui se situent dans ces occupations (cadres de la Fonction publique pour les hommes et les femmes, professions intermédiaires dans le domaine de la santé et du social et ouvrières pour ces dernières) possèdent ainsi des caractéristiques inobservables qui jouent à la fois sur leur choix d'occupation et leur salaire.

Tableau 10. Significativité de l'inverse du ratio de Mills

	Femmes	Hommes
Prof. lib., cadre adm. /com.	0,341	0,299
Cadre fct. pub	-0,226***	-0,409***
Ingénieur, cadre tech.	0,257	-0,103
Instit./ PI fct pub.	-0,158	0,217
PI santé, social	-0,181***	-0,054
Autres PI	0,009	0,054
Employé non qualifié	-0,130	-0,068
Employé qualifié	-0,004	0,016
Ouvrier qualifié	0,547**	-0,018
Ouvrier non qualifié	0,646**	0,042

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Au total, la contribution de la sélection à l'écart de salaires est plus élevée pour les femmes que pour les hommes (contribution négative), mais elle est non significative (tableau 11). Ainsi, les résultats obtenus jusque-là (sans sélection) ne sont pas modifiés. L'essentiel de l'écart de salaires entre les hommes et les femmes est lié à des différences de traitement au sein des différentes occupations.

Tableau 11. Décomposition de l'écart de salaires avec et sans prise en compte de l'auto-sélection occupationnelle

	Avec sélection		Sans sélection	
	Écart de salaires	% de l'écart	Écart de salaires	% de l'écart
Intra-occupations	25,1**	102,8	19,3***	79,1
Justifié $\sum_j p_j^f \beta_j^m (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f)$	11,7***	48,0	11,3***	46,3
Non justifié $\sum_j p_j^f \bar{x}_j^f (\beta_j^m - \beta_j^f)$	13,4	54,9	8,0***	32,8
Inter-occupations	4,2	17,4	5,1***	20,9
Justifié $\sum_j \ln W_j^m (p_j^m - p_j^f)$	-1,9	-7,9	-2,0***	-8,2
Non justifié $\sum_j \ln W_j^m (p_j^f - p_j^f)$	6,2	25,3	7,1***	29,1
Sélection $\sum_j p_j^m \phi_j^m \lambda_j^m - p_j^f \phi_j^f \lambda_j^f$	-4,9	-20,3	---	---
Écart total	24,4	100	24,4	100
Total justifié	9,8***	40,1	9,3***	38,1
Total non justifié	19,5**	80,2	15,1***	61,9

Les écarts des log de salaires ont été multipliés par 100 pour faciliter la lecture du tableau.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ obtenus à partir de 200 répliquions de l'échantillon par *bootstrap*.

Temps partiel subi ou choisi ?

La faiblesse des approches en termes de décomposition réside dans la difficulté à séparer ce qui relève du choix des individus de ce qui ressort de comportements discriminatoires, d'autant que ces derniers peuvent se manifester à différents moments (sur le marché du travail ou à l'entrée), mais surtout induire des choix, bien en amont, qui les intègrent. De ce fait, s'agissant du facteur dont la contribution à l'écart de salaires intra-occupations justifié est la plus élevée, le temps de travail, il importe d'en discuter le caractère volontaire, hypothèse implicite dès lors qu'il intervient comme élément justifié de l'écart de salaires observé.

À cet égard, l'enquête *Génération* fournit des renseignements qui permettent d'alimenter cette discussion. En effet, les travailleurs embauchés à temps partiel sont interrogés sur leur souhait de travailler à temps plein au moment où ils ont été recrutés. Comme la question porte sur leur souhait au moment de l'embauche et non en 2008²⁸, tous ceux recrutés à temps

²⁸ La question posée est la suivante : « Lorsque vous avez été embauché, auriez-vous souhaité travailler à temps plein ? ». Les personnes ayant répondu « oui » sont considérées comme subissant le temps partiel, celles ayant répondu « non » comme le choisissant.

plein et qui occupent un poste à temps partiel en 2008²⁹ n'y répondent pas (57 % des femmes à temps partiel en 2008). De même, des individus embauchés à temps partiel et qui, par conséquent, ont répondu peuvent être à temps plein en 2008. Ainsi, seules les réponses de ceux embauchés à temps partiel et qui le sont encore peuvent être mobilisées directement ici. Le tableau 12 donne la répartition des femmes à temps partiel en 2008 selon leur temps de travail à l'embauche et le caractère subi ou choisi du temps partiel : 57 % des femmes à temps partiel en 2008 ont été embauchées à temps plein ; 20 % ont été embauchées à temps partiel « subi », car elles auraient souhaité travailler plus ; 15 % ont été embauchées à temps partiel « choisi », car elles n'auraient pas souhaité travailler plus et 8% ne répondent pas à la question du souhait de travailler plus à l'embauche.

Tableau 12. Répartition des femmes à temps partiel en 2008

	%
Temps complet à l'embauche, partiel en 2008	57
Temps partiel subi à l'embauche	20
Temps partiel choisi à l'embauche	15
Non-réponse à la question subi ou choisi	8
Total temps partiel en 2008	100

Source : calcul des auteures à partir de Céreq, *Génération 98 à 10 ans*.

Afin d'évaluer le caractère volontaire ou non du passage du temps complet au temps partiel (57 % des femmes à temps partiel en 2008), deux hypothèses ont été élaborées qui conduisent à l'estimation d'une fourchette basse du caractère subi du temps partiel et à une fourchette haute. Dans la première hypothèse, nous supposons que toutes les femmes sans enfant subissent ce passage à temps partiel. En 2008, 5 % des femmes à temps partiel embauchées à temps plein sont dans ce cas (18 % ont un seul enfant et 77 % en ont au moins deux). Ainsi, sous cette hypothèse, le taux global de temps partiel subi s'élèverait à 25 %³⁰. La deuxième hypothèse s'appuie sur les travaux de Pailhé et Solaz (2006) qui montrent qu'après le premier enfant, les femmes modifient leurs horaires de travail, alors qu'après le deuxième enfant, elles ont plutôt tendance à diminuer leur temps de travail. Aussi, si l'on suppose que toutes les femmes ayant moins de deux enfants subissent leur passage de temps complet à temps partiel, on obtient une évaluation du taux global de temps partiel subi de 36 %³¹. Cette fourchette de 25 %-36 % est proche de l'estimation fournie par Pak (2013) qui indique qu'en 2011, 31 % des femmes à temps partiel le sont alors qu'elles souhaiteraient travailler davantage. Par conséquent, notre décomposition, qui montrait déjà qu'une part importante de l'écart de salaires restait non justifiée, la sous-estime sans doute. En effet, de même que la prise en compte d'un éventuel comportement discriminatoire dans les distributions observées des emplois par occupation des femmes conduit à réduire la partie justifiée des écarts de salaires (voir tableau 6), la prise en compte du caractère involontaire d'une partie du temps partiel devrait aussi la diminuer.

²⁹ En 2008, 15,3 % des individus déclarent travailler à temps partiel dont 89,5 % de femmes.

³⁰ $20\% + 5\% * 57\% = 23\%$ mais 25 % ramené au total des répondants.

³¹ $20\% + 23\% * 57\% = 33\%$ mais 36 % ramené au total des répondants.

Comparaison avec d'autres travaux pour la France

Les estimations récentes sur l'origine des écarts de salaires entre hommes et femmes en France, Meurs et Ponthieux (2006) et Bozio *et al.* (2014), aboutissent à des résultats qui se démarquent de celui présenté ici pour plusieurs raisons. La première concerne la méthode de décomposition retenue. Basées sur une décomposition Oaxaca-Blinder, ces deux études considèrent ainsi que les choix d'occupation sont exogènes ou, pour le dire autrement, ne considèrent pas le caractère potentiellement discriminatoire de la ségrégation occupationnelle. En conséquence, la partie justifiée des écarts de salaires – 76,2 % en 2002 pour Meurs et Ponthieux (2006) et 71,6 % en 2012 pour Bozio *et al.* (2014) – est bien plus élevée que celle à laquelle nous aboutissons (38,1 %). On l'a vu plus haut, cette méthode de décomposition appliquée à nos données conduirait en effet à une composante justifiée bien plus élevée (60,3 %). La seconde provient des populations concernées : alors que notre étude repose sur les jeunes dix ans après leur sortie du système éducatif en 1998, ces études s'appuient sur l'ensemble des salariés hors apprentis et stagiaires, travaillant au moins 10 heures par semaine, à partir des enquêtes *Emploi* de l'Insee. Ainsi, la population concernée par nos résultats est plus jeune que celles retenues dans ces deux estimations. Du coup, si l'on compare nos résultats à ceux de ces deux études en utilisant la même méthode de décomposition (tableau 13), on constate que temps de travail et caractéristiques professionnelles sont les deux principales sources d'écart de salaires justifié, dans ces études comme dans la nôtre, mais leur ampleur est plus faible dans notre estimation.

Tableau 13. Comparaison des résultats pour la France : décomposition Oaxaca-Blinder de l'écart de salaires mensuels#

En %	Meurs, Ponthieux (2006) 2002	Bensidoun, Trancart (2014) 2008	Bozio <i>et al.</i> (2014) 2012
Écart justifié	76,2	60,3	71,6
Expérience	0,4	4,9	1,1
Éducation	-6,0	-8,7	-4,1
Spécialité	---	3,1	---
Caract. professionnelles	33,7	25,8	30,2
Temps de travail	48	36,1	44,3
Caract. familiales	---	-3,4	---
Caract. non cognitives	---	2,4	---
Écart non justifié	27,4	39,7	25,6
Effet de sélection	-2,4	---	2,8
Total	100	100	100
Écart de salaires (en log)	0,252	0,244	0,281

#Les variables utilisées dans Bozio *et al.* (2014) et Meurs et Ponthieux (2006) sont identiques mais diffèrent des nôtres. L'expérience est réelle dans notre étude mais potentielle dans les deux autres. Les caractéristiques professionnelles, catégories (PCS) et caractéristiques des emplois, se recoupent à l'exception des fonctions d'encadrement et de la taille de l'entreprise présentes dans notre étude seulement. Le temps de travail comporte la quotité horaire dans les trois études et le nombre d'heures par semaine seulement en 2002 et 2012. Quant à la sélection liée à la participation des femmes au marché du travail, elle n'a pas été retenue dans notre étude faute de significativité. Le taux de participation des femmes de notre échantillon est en effet élevé (84 %) du fait de leur âge relativement jeune.

Sources : Bozio *et al.* (2014), Meurs, Ponthieux (2006) et calculs des auteures à partir de Céreq, *Génération 98 à 10 ans*.

S'agissant du temps de travail, la contribution plus élevée observée dans ces études (48 % / 44,3 % *versus* 36,1 % dans la nôtre) tient à la prise en compte, en sus des différences de quotité de travail, des différences d'heures travaillées par semaine dans ces études. S'agissant des caractéristiques professionnelles, elles représentent entre 30 % (Bozio *et al.*, 2014) et 34 % (Meurs, Ponthieux, 2006) des écarts de salaires, contre 26 % dans notre étude du fait de la différence d'âge des populations concernées. Plus jeunes, les individus de notre échantillon affichent des différences dans la structure des emplois moins prononcées que dans l'ensemble de la population. La contribution plus négative de l'éducation dans notre étude tient là aussi aux différences d'âge des populations et reflète le fort investissement des jeunes femmes dans leur éducation. Quant aux écarts de contribution de l'expérience, elles reflètent sans doute la différence de mesure de cette variable : expérience réelle dans notre travail, contre expérience potentielle dans les deux autres.

Au final, les différences de diagnostic sur l'ampleur de la composante justifiée des écarts de salaires entre hommes et femmes ont essentiellement pour origine la méthode de décomposition retenue, la prise en compte des différences d'heures travaillées entre les unes et les autres et les différences de populations concernées. En revanche, le diagnostic sur les caractéristiques qui contribuent le plus à cet écart justifié de salaires sont les mêmes : les différences de temps de travail et de caractéristiques professionnelles entre hommes et femmes.

Le fait qu'hommes et femmes se distinguent en matière de caractéristiques non cognitives constitue l'une des raisons avancées pour expliquer que le rattrapage des salaires masculins soit au point mort depuis maintenant deux décennies. Examinées sur des données américaines, australiennes ou néerlandaises, il ressort que, dans la plupart des cas, les différences de traits de personnalité ou de préférences expliquent une partie de l'écart de salaires. Pour la France, on ne dispose pas d'enquête qui interroge les individus sur leurs préférences ou leurs traits de personnalité de manière aussi détaillée que dans les autres pays. Les données mobilisées ici permettent toutefois de tirer un certain nombre d'enseignements dont on espère qu'ils susciteront suffisamment d'intérêt pour inciter à introduire dans les futures enquêtes des questions permettant de mieux cerner ces aspects.

Premier enseignement : dix ans après la sortie du système éducatif, le fait que le salaire des femmes soit inférieur de 21,2 % à celui des hommes résulte pour 20 % du fait qu'elles sont employées dans des occupations différentes, et pour 80 % du fait qu'à occupation identique, elles gagnent moins que leurs homologues masculins. Si près de 40 % de l'écart de salaires peut s'expliquer par des différences de caractéristiques, plus de 60 % restent non justifiés. Ainsi, du fait de ces différences de caractéristiques, les femmes devraient percevoir un salaire inférieur de seulement 8,1 % à celui des hommes.

Deuxième point : les différences de caractéristiques non cognitives – optimisme, préférence pour la carrière et goût pour le risque – comptent (6,3 % de l'écart de salaires total, soit près de deux fois plus que l'expérience) et leur influence s'exerce autant (directement) sur les salaires que sur les choix d'occupation. Sur les choix d'occupation d'ailleurs, seules les différences de caractéristiques non cognitives jouent, de manière significative, dans un sens qui explique que les hommes se dirigent vers des professions plus rémunératrices que les femmes.

Si ces caractéristiques permettent de réduire la composante non justifiée des écarts de salaires, il reste que cette dernière demeure importante et ce, d'autant plus que les écarts de

salaires inter-occupations ne trouvent globalement³² aucune justification, à la différence des écarts intra-occupations pour lesquels les différences de temps de travail, de caractéristiques professionnelles ou non cognitives entre hommes et femmes justifient en partie leurs écarts de salaires.

Au sein de ces composantes non justifiées des écarts de salaires, seuls les écarts de rendement des caractéristiques familiales sont significatifs au détriment des femmes, ce qui signifie que l'essentiel de ces écarts non justifiés ne passe pas par les vecteurs particuliers identifiés dans l'analyse (les variables explicatives retenues pour déterminer les salaires et les choix d'occupation). Ainsi, les écarts non justifiés ne sont pas liés au fait que les hommes valorisent mieux leurs caractéristiques que les femmes – leur diplôme, leur expérience, leurs caractéristiques professionnelles ou non cognitives – mais à des raisons inexplicées qui font qu'en tant qu'hommes on leur accorde une rémunération supérieure à celle des femmes.

Ces différences de capacités non cognitives entre hommes et femmes, tout comme leurs différences de caractéristiques les plus importantes pour justifier leurs écarts de salaires – le temps qu'ils consacrent au marché du travail ou leurs prises de responsabilité en termes d'encadrement – renvoient, une fois écartée la discrimination dont pourraient être victimes les femmes en la matière, à des différences probablement engendrées par les rôles sexués dévolus à chacun. Dans ce contexte, on sait, à la suite d'Akerlof et Kranton (2000), que l'identité d'un individu, son désir de se conformer aux normes sociales en vigueur dans son groupe d'appartenance, peut guider ses décisions économiques *via* l'utilité qui en découle³³. Dès lors, au-delà des questions de discrimination, qui, bien qu'importantes dans nos résultats, sont toujours sujettes à caution à partir de ce type d'exercice, c'est aux mesures qui pourraient être prises pour modifier les mentalités que ce travail renvoie aussi. Si l'on en juge par les réactions suscitées au début de l'année 2014 par l'expérimentation lancée en France pour tenter de déconstruire les préjugés sexués et éduquer, dès l'école, à l'égalité entre les femmes et les hommes, on peut craindre que les stéréotypes sexués aient encore de beaux jours devant eux.

³² Le fait que la contribution de l'éducation (diplôme et spécialité de formation) à l'écart de salaires inter-occupations justifié soit négative et importante l'emporte sur la contribution positive des caractéristiques non cognitives et conduit à ce que globalement l'écart de salaires inter-occupations soit négatif.

³³ Ou la désutilité qui découlerait d'un comportement non conforme aux normes du groupe auquel l'individu appartient.

REFERENCES

- AKERLOF G., KRANTON R., 2000, "Economics and Identity", *Quarterly Journal of Economics*, CXV(3), 715-753.
- BAUDELLOT C., ESTABLET R., 2009, *L'élitisme républicain. L'école française à l'épreuve des comparaisons internationales*, Le Seuil, Paris.
- BERTRAND M., 2010, "New Perspectives on Gender", in O. Ashenfelter and D. Card eds, *Handbook of Labor Economics*, vol. 4b.
- BLINDER A. S., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources* 8 (4), 436-455.
- BONIN H., DOHMEN T., FALK, A., HUFFMAN D., SUNDE U., 2007, "Cross Sectional Earnings Risk and Occupational Sorting: the Role of Risk Attitudes", *Labour Economics* 14 (6), 926-937.
- BRINBAUM Y., TRANCART D., 2015, "Educational Pathways and Gender Differences at Labor Market Entry in France", in H.-P. Blossfeld, S. Buchholz, J. Skopek, M. Triventi eds, *Gender, Education and Employment: An International Comparison of School-to-Work Transitions*, Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- BROWN R. S., MOON M., ZOLOTH B. S., 1980, "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male/Female Earnings Differentials", *The Journal of Human Resources*, 15, 3-28.
- BOZIO A., DORMONT B., GARCIA-PENALOSA C., 2014, « Réduire les inégalités de salaires entre femmes et hommes », *Notes du CAE* n°17.
- CAMERON A.C., TRIVEDI P.K., 2005, *Microeconometrics: methods and applications*, New York: Cambridge University Press.
- CHARENTREUIL L., EPIPHANE D., 2013, « Les hommes sont plus fonceurs mais les femmes mieux organisées » : quand les recruteur-e-s parlent du sexe des candidat-e-s», *Bref Céreq*, n° 315.
- CHARDON O., 2001, « Les transformations de l'emploi non qualifié depuis vingt ans », *Insee première*, n° 796.
- COBB-CLARK D.A., TAN M., 2011, "Non cognitive Skills, Occupational Attainment and Relative Wages", *Labour Economics* 18(1), 1-13.
- COSTA P. T. JR, MCRAE R. R., 1992, Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual, Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources, Inc.
- CRAMER J.S, HARTOG J., JONKER N., VAN PRAAG C.M, 2002, "Low Risk Aversion Encourages the Choice for Entrepreneurship : An Empirical Test of Truism", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 48, 30-36.
- EKELUND J, JOHANSSON E., JARVELIN M.R., LICHTERMANN D., 2005, "Self-Employment and Risk Aversion--Evidence from Psychological Test Data", *Labour Economics* 12(5), 649-659.
- ESWARAN M., 2014, *Why Gender Matters in Economics*, Princeton University Press.
- FALTER J.-M., WENDELSPIESS CHÁVEZ JUAREZ F., 2012, "Can Gender Traits Explain Job Aspiration Segregation?", mimeo, University of Genova.
- FILER R., 1983. "Sexual Differences in Earnings: The Role of Individual Personalities and Tastes", *The Journal of Human Resources* 18(1), 82-98.
- FILER R. K., 1986, "The Role of Personality and Tastes in Determining Occupational Structure", *Industrial and Labor Relations Review* 39(3), 412-424.
- FORTIN N., 2008, "The Gender Wage Gap among Young Adults in the United States", *The Journal of Human Resources* 43(4), 884-918.
- GOLDIN C., 2006, "The Quiet Revolution that Transformed Women's Employment, Education, and Family", *American Economic Review* 96, 1-21.
- GROVE W. A., HUSSEY A., JETTER M., 2011, "The Gender Pay Gap beyond Human Capital: Heterogeneity in Noncognitive Skills and in Labor Market Tastes", *The Journal of Human Resources* 46(4), 827-874.

- GUILFORD J.S, ZIMMERMAN W.S., GUILFORD J.P., 1976, *The Guilford-Zimmerman Temperament Survey Handbook: Twenty Five Years of Research and Application*, San Diego: EdITS Publishers.
- HAM R, JUNANKAR P.N. (RAJA), WELLS R., 2009, "Occupational Choice: Personality Matters", *IZA discussion paper*, No. 4105.
- HECKMAN J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica* 47, 153-161.
- ICHOU M., VALLET L.A., 2012, « Performance scolaire, orientation et inégalités sociales », in « Conditions de scolarisation et facteurs de réussite scolaire », *Revue Education-Formations* 80, 9-18.
- JANN B., 2008, "The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models", *The Stata Journal* 8 (4), 453-479.
- JUNG S., 2013, "The Gender Wage Gap and Sample Selection via Risk Attitudes", *mimeo*, Paris School of Economics.
- JOHN K., THOMSEN S.L., 2012, "Heterogeneous Returns to Personality: the Role of Occupational Choice", *mimeo*, University of Hanover.
- LEE L-F., 1983, "Generalized Econometric Models with Selectivity", *Econometrica* 51(2), 507-512.
- MENG X., MEURS D., 2001 « Différences de structure des emplois et écart salarial entre hommes et femmes en France », *Économie et Prévision* 148, 113-126.
- MERON M., OKBA M., VINEY X., 2006, « Les femmes et les métiers : vingt ans d'évolutions contrastées », *Données sociales, La société Française*, Insee.
- MEURS D., PONTHEUX S., 2006, « L'écart de salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? », *Économie et statistique* 398-399, 99-129.
- MUELLER G., PLUG E.S., 2006, "Estimating the Effect of Personality on Male-Female Earnings", *Industrial and Labor Relations Review* 60, 3-22.
- NEUMAN S., OAXACA R. L., 2004, "Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note", *Journal of Economic Inequality* 2, 3-10.
- NYHUS E.K., PONS E., 2012, "Personality and the Gender Wage Gap" *Applied Economics* 44(1), 105-118.
- OAXACA R., 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review* 14, 693-709.
- OAXACA R., RANSOM R.L., 1999, "Identification in Detailed Wage Decompositions", *The Review of Economics and Statistics* 81(1), 154-157.
- PAK M., 2013, « Le travail à temps partiel », *Synthèse.Stat*, 4, Dares.
- REILLY B., 1991, "Occupational Segregation and Selectivity Bias in Occupational Wage Equations: An Empirical Analysis Using Irish Data", *Applied Economics* 23 (1), 1-7.
- ROSENBERG M., 1965, *Society and the Adolescent Self-Image*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- ROTTER J.B., 1966, "Generalized Expectancies for Internal versus External Control of Reinforcement", *Psychological Monographs: General & Applied* 80(1), 1-28.
- THELOT C., VALLET L.A, 2000, « La réduction des inégalités devant l'école depuis le début du siècle », *Économie et Statistique* 334, 3-32.
- WOOLDRIDGE J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- YUN M.-S., 2005, "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions", *Economic Inquiry* 43, 766-772.

Annexe 1. Caractéristiques individuelles, professionnelles et familiales par occupation

Hommes	PL	CFP	Ingénieur	Instit_PIFP	PI_SS	Autres PI	Employé NQ	Employé Q	Ouvrier Q	Ouvrier NQ
Âge	33,8	34,7	33,8	33,0	33,9	31,4	30,3	31,2	29,7	29,6
Expérience (en mois)	117,01	111,37	113,53	110,16	110,15	112,29	104,04	109,21	112,47	108,95
Éducation :										
Diplôme										
Sans diplôme et CAP/BEP	3,6	6,2	4,9	12,7	11,8	21	67,1	35	69	71,9
BAC	7,9	8,2	7,8	22,5	30,7	25,4	17,9	37,4	26,3	22,3
BAC+2	17	13,4	19,7	20,7	49,5	40,1	11,4	19,8	4,2	5,7
Supérieur long	71,5	72,1	67,6	44,2	8	13,5	3,6	7,8	0,4	0,2
Spécialité de formation										
Générale	24,1	40	16,6	25,2	19,1	14	12,6	21,7	9,3	8,7
Industrielle	22,1	16,1	55,5	27,2	14,4	56,2	48,7	37,9	78,1	78,7
Tertiaire	53,8	43,9	27,9	47,5	66,6	29,8	38,7	40,4	12,6	12,7
Retards en 6 ^{ème}	4,2	3,1	8,6	14,6	11	20	26,3	19,5	38,7	43,8
Résidence en IDF	40,4	19,4	39,1	19,1	18,7	19,8	14	20,7	10,9	9,1
Horaires de Travail :										
Temps plein	97,5	95,8	99	93,3	91,1	97,8	91,9	95,6	97,8	97,3
Mi-temps	0,1	0,8	0	0	4,9	0,3	2,4	0,8	0,9	1,4
Inférieur à mi-temps	0	0,3	0	2,9	0,4	0,3	1,6	1,3	0,1	0,2
80 %	2,4	1,8	1	2,8	3	1,5	1,9	1,7	0,9	0,6
60 %	0	1,3	0	1	0,5	0,1	2,2	0,5	0,2	0,5
Carac. familiales :										
Conjoint	83,4	69,4	76,3	68,2	72,8	68,4	51,5	60,5	63	56,4
Enfants	67,6	49,9	57,6	47	52,9	47,6	38	44,6	42,5	40,8
Carac. professionnelles :										
Secteur d'activité										
Industrie	8,8	2,6	35,7	2,4	4,8	30,5	3,9	7,3	47,8	52,9
Administration, éducation, santé, social	60,1	13,1	43,7	13,9	8,1	44,8	49,8	35,7	28,3	21,3
Autres services	7,7	80,1	1,9	78,2	75,9	9,4	38,7	49,4	6	4,8
Non réponse et Agriculture	23,4	4,1	18,8	5,5	11,1	15,3	7,5	7,7	17,9	21

Horaires atypiques	2,5	3,8	3	1,6	21,4	10,7	18,6	18,4	18	17,9
Emploi public	2,9	78,5	4	62,1	39,6	13,8	34,7	53	10,4	7,2
Contrat CDI	87,8	84,3	97,9	87,5	76,6	93,7	80,3	89,8	87,8	83,7
Encadrement										
Aucun salarié	34,1	66,2	45,4	74,2	72,2	61,2	74,8	70,5	70,3	73,5
1 salarié	9,4	2,8	7,9	7,4	5,9	5,4	3	6,2	8,6	7,5
2 à 5 salariés	21,2	12	19,4	12,1	14,1	17,5	12,1	13,2	14,9	13
6 salariés et plus	35,3	18,9	27,3	6,3	7,8	15,8	10,1	10,1	6,2	6,1
Effectif entreprise										
< 10 salariés	21,4	6,2	10,6	9,4	23,5	16,4	20,3	10,6	22,2	19,8
de 10 à 49 salariés	18,1	5,8	18,8	7,4	16,7	23,8	13,8	15,8	28,9	24,7
de 50 à 499 salariés	35,1	7,8	35,9	14,5	12,8	30,1	20,4	18,1	25,5	34,7
500 salariés et plus	21,1	3,5	29,1	5,8	5,4	13,8	11,5	7,8	11,4	12,5
Ne sais pas et non déterminé	4,2	76,7	5,6	62,8	41,6	15,9	34	47,6	12,1	8,3

Écarts de salaires hommes-femmes : quels rôles des caractéristiques non cognitives ?

Femmes	PL	CFP	Ingénieur	Instit_PIFP	PI_SS	Autres PI	Employé NQ	Employé Q	Ouvrier Q	Ouvrier NQ
Âge	33,8	34,8	33,8	33,7	32,5	32,1	29,8	31,2	29,6	29,7
Expérience (en mois)	116,6	113,6	117,9	111,3	107,9	113,5	96,4	108,7	96,4	96,0
Éducation :										
Diplôme										
Sans diplôme et CAP/BEP	3,5	2,4	0	4	9,6	9,7	60,5	31,9	60,2	60,2
BAC	4,8	5,1	2,5	9,6	26,8	22,7	30,9	36,8	29	33,1
BAC+2	15,3	12,1	17	10,8	53,4	36,9	5,3	22,1	9,1	6,6
Supérieur long	76,3	80,4	80,4	75,6	10,2	30,7	3,3	9,2	1,7	0
Spécialité de formation										
Générale	31,1	34	24	38,5	19,9	29,2	19,9	21,2	25,1	24,9
Industrielle	9,1	6,1	47,9	5,8	7,4	11,3	12,2	5,7	22,2	18,5
Tertiaire	59,8	59,9	28,1	55,7	72,7	59,5	67,9	73	52,7	56,6
Retard en 6 ^{ème}	4,4	3,8	1,8	4,9	9,6	9,8	34,2	22,3	40,8	31,4
Résidence en IDF	37,1	23,5	35,8	17	13,9	23,7	9,5	16,6	13,5	7
Horaires de Travail :										
Temps plein	82,6	75,1	80,5	72,9	61,4	80,5	62	73,7	82,4	78,2
Mi-temps	1,5	3,7	0	6,3	6,3	1,6	11,2	3,7	5,3	3,7
Inférieur à mi-temps	0	1,1	0	3,9	2,2	0,4	3,1	1,3	0,8	7
80 %	13,6	17,1	19,5	14,6	26,6	16,1	19	18,2	8,7	8,8
60 %	2,3	2,9	0	2,3	3,6	1,4	4,7	3,1	2,8	2,4
Carac. familiales :										
Conjoint	76,7	73,6	84,4	77,3	77,7	76,4	71	74,8	65,3	59,6
Enfants	59,9	64,2	69,3	71,8	68,8	56,6	64,2	66,7	54,6	53,5
Carac. professionnelles :										
Secteur d'activité										
Industrie	7,5	1,7	28,8	0	0,5	20,9	4,2	7	31,4	32,5
Administration, éducation, santé, social	50,1	14,3	46,4	4,2	6,6	45,1	38	34,4	28,8	24,3
Autres services	23,8	79,5	5,1	93,2	86,3	23,2	44	49,8	8,7	9,6

Non réponse et Agriculture	18,6	4,5	19,8	2,5	6,6	10,9	13,9	8,9	31,1	33,6
Horaires atypiques	1,8	1,4	2,1	1,1	27,4	4,5	11,5	14,4	16,6	9,5
Emploi public	16	76,4	7,8	77,5	53,5	24,5	26,9	37,1	8,2	5,3
Contrat CDI	83,4	85,3	96,8	90,2	85,2	93,8	75,4	90,1	76,8	63,6
Encadrement										
Aucun salarié	48,7	71,2	57,3	83,3	75,5	74,7	83,7	86,9	83,6	82,5
1 salarié	7,5	4,7	5,3	2,8	2,6	4,5	5,9	3,8	2,2	4,9
2 à 5 salariés	22,9	12,2	21,7	4,7	10,8	11,9	7,1	6,6	8,3	9,5
6 salariés et plus	20,8	11,9	15,8	9,2	11,1	8,9	3,3	2,8	5,9	3,1
Effectif entreprise										
< 10 salariés	26,9	7,1	4,7	9,7	14,3	19,8	23,2	20,7	13,2	17,4
de 10 à 49 salariés	12,5	10,3	17,7	6	10,6	18,1	18	18,2	31,4	17,1
de 50 à 499 salariés	29,1	5,9	35,6	5,1	13,2	23,5	20,9	17,4	34,1	37,5
500 salariés et plus	17,8	3	33,5	0,9	3	15,3	3,4	5,7	6,6	11
Ne sais pas et non déterminé	13,7	73,8	8,5	78,3	58,9	23,3	34,5	38,1	14,8	17,1

Écarts de salaires hommes-femmes : quels rôles des caractéristiques non cognitives ?

Écarts H-F	PL	CFP	ING	PIFP	PI_SS	Autres PI	ENQ	EQ	OQ	ONQ
Âge	0	-0,1	0	-0,7	1,4***	-0,7***	0,5**	0	0,1	-0,1
Expérience (en mois)	0,41	-2,23	-4,37***	-1,14	2,25	-1,21	7,64***	0,51	16,07***	12,95***
Éducation :										
Diplôme										
Sans diplôme et CAP/BEP	0,1	3,8	4,9***	8,7**	2,2	11,3***	6,6	3,1	8,8*	11,7**
BAC	3,1	3,1	5,3***	12,9***	3,9	2,7	-13**	0,6	-2,7	-10,8**
BAC+2	1,7	1,3	2,7	9,9**	-3,9	3,2	6,1*	-2,3	-4,9	-0,9
Supérieur long	-4,8	-8,3	-12,8***	-31,4***	-2,2	-17,2***	0,3	-1,4	-1,3*	0,2
Spécialité de formation										
Générale	-7	6	-7,4	-13,3**	-0,8	-15,2***	-7,3*	0,5	-15,8***	-16,2***
Industrielle	13**	10***	7,6	21,4***	7*	44,9***	36,5***	32,2***	55,9***	60,2***
Tertiaire	-6	-16***	-0,2	-8,2	-6,1	-29,7***	-29,2***	-32,6***	-40,1***	-43,9***
Retards en 6 ^{ème}	-0,2	-0,7	6,8***	9,7**	1,4	10,2***	-7,9*	-2,8	-2,1	12,4***
Résidence en IDF	3,3	-4,1	3,3	2,1	4,8	-3,9	4,5	4,1	-2,6	2,1
Horaires de Travail :										
Temps plein	14,9***	20,7***	18,5 ***	20,4***	29,7***	17,3***	29,9***	21,9***	15,4***	19,1***
Mi-temps	-1,4*	-2,9	0	-6,3***	-1,4	-1,3***	-8,8***	-2,9***	-4,4**	-2,3
Inférieur à mi-temps	0	-0,8	0	-1	-1,8	-0,1	-1,5	0	-0,7	-6,8***
80 %	-11,2***	-15,3***	-18,5***	-11,8***	-23,6***	-14,6***	-17,1***	-16,5***	-7,8***	-8,2***
60 %	-2,3*	-1,6	0	-1,3	-3,1**	-1,3**	-2,5	-2,6***	-2,6	-1,9*
Carac. familiales :										
Conjoint	6,7	-4,2	-8,1*	-9,1	-4,9	-8***	-19,5***	-14,3***	-2,3	-3,2
Enfants	7,7	-14,3***	-11,7**	-24,8***	-15,9***	-9***	-26,2***	-22,1***	-12,1**	-12,7**
Carac. professionnelles :										
Secteur d'activité										
Industrie	1,3	0,9	6,9	2,4	4,3**	9,6***	-0,3	0,3	16,4***	20,4***
Administration, éducation, santé, social	10	-1,2	-2,7	9,7**	1,5	-0,3	11,8**	1,3	-0,5	-3
Autres services	-16,1***	0,6	-3,2	-15***	-10,4**	-13,8***	-5,3	-0,4	-2,7	-4,8

	NR	4,8	-0,4	-1	3	4,5	4,4**	-6,4	-1,2	-13,2**	-12,6***
Horaires atypiques		0,7	2,4*	0,9	0,5	-6	6,2***	7,1*	4	1,4	8,4***
Emploi public		-13,1***	2,1	-3,8	-15,4**	-13,9**	-10,7***	7,8	15,9***	2,2	1,9
Contrat CDI		4,4	-1	1,1	-2,7	-8,6**	-0,1	4,9	-0,3	11**	20,1***
Encadrement											
	Aucun salarié	-14,6**	-5	-11,9**	-9,1*	-3,3	-13,5***	-8,9**	-16,4***	-13,3***	-9**
	1 salarié	1,9	-1,9	2,6	4,6	3,3	0,9	-2,9*	2,4	6,4***	2,6
	2 à 5 salariés	-1,7	-0,2	-2,3	7,4**	3,3	5,6***	5	6,6***	6,6**	3,5
	6 salariés et plus	14,5***	7***	11,5**	-2,9	-3,3	6,9***	6,8**	7,3***	0,3	3*
Effectif entreprise											
	< 10 salariés	-5,5	-0,9	5,9**	-0,3	9,2**	-3,4	-2,9	-10,1***	9**	2,4
	de 10 à 49 salariés	5,6	-4,5*	1,1	1,4	6,1*	5,7**	-4,2	-2,4	-2,5	7,6**
	de 50 à 499 salariés	6	1,9	0,3	9,4**	-0,4	6,6***	-0,5	0,7	-8,6	-2,8
	500 salariés et plus	3,3	0,5	-4,4	4,9*	2,4	-1,5	8,1***	2,1	4,8**	1,5
	Ne sais pas et non déterminé	-9,5***	2,9	-2,9	-15,5***	-17,3***	-7,4**	-0,5	9,5**	-2,7	-8,8**

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Source : calcul des auteures à partir de Céreq, *Génération 98 à 10 ans*.

Annexe 2. Probabilité d'être employé dans l'occupation j

Hommes, réf : Employé non qualifié	PL	CFP	ING	PI_PUB	PI_SS	Aut PI	EQ	OQ	ONQ
Âge	0.11*	0.25***	0.13**	0.15***	0.38***	-0.00	0.11**	-0.04	-0.07
	(0.06)	(0.07)	(0.06)	(0.06)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.06)
Éducation									
DIP*SPE (Réf : BAC+2 Tertiaire)									
Sans Dip. & CAP/BEP Général	0.00	0.00	-0.08	0.00	0.00	-0.66	-0.49	2.54***	2.32***
	(.)	(.)	(0.84)	(.)	(.)	(0.63)	(0.74)	(0.64)	(0.70)
Sans Dip. & CAP/BEP Industrie	-1.11**	0.00	-1.49***	-0.42	-1.85***	-0.73***	-0.07	3.21***	2.96***
	(0.53)	(.)	(0.47)	(0.62)	(0.52)	(0.28)	(0.33)	(0.37)	(0.48)
Sans Dip. & CAP/BEP Tertiaire	0.00	0.00	-1.47*	-0.84	-1.11*	-0.85*	0.32	1.99***	1.91***
	(.)	(.)	(0.61)	(0.70)	(0.57)	(0.33)	(0.37)	(0.41)	(0.54)
BAC Général	0.72	1.28	-0.12	1.43**	0.29	0.15	1.29***	2.54***	1.52**
	(0.63)	(0.83)	(0.66)	(0.65)	(0.52)	(0.48)	(0.46)	(0.51)	(0.67)
BAC Industrie	-0.19	0.70	0.66	0.60	-0.32	0.89**	0.86**	3.72***	3.50***
	(0.63)	(0.70)	(0.48)	(0.60)	(0.55)	(0.36)	(0.39)	(0.44)	(0.54)
BAC Tertiaire	0.41	0.66	-0.67	0.70	0.38	0.48	1.11***	2.39***	1.96***
	(0.64)	(0.74)	(0.67)	(0.66)	(0.45)	(0.43)	(0.43)	(0.49)	(0.60)
BAC+2 Général	1.49**	1.20*	0.99	0.41	-1.35*	0.64	0.64	0.00	1.98**
	(0.67)	(0.72)	(0.62)	(0.93)	(0.76)	(0.48)	(0.51)	(.)	(0.84)
BAC+2 Industrie	1.34**	2.52***	2.38***	1.92***	-0.32	2.69***	1.08**	3.17***	3.27***
	(0.61)	(0.69)	(0.54)	(0.68)	(0.63)	(0.48)	(0.51)	(0.56)	(0.64)
Supérieur long Général	2.61***	3.12***	2.05***	1.80***	-1.39***	1.02***	0.00	0.00	0.00
	(0.44)	(0.43)	(0.38)	(0.58)	(0.49)	(0.32)	(.)	(.)	(.)
Supérieur long Industrie	4.88***	4.03***	5.68***	2.47***	0.00	2.45***	0.00	3.12***	0.00
	(0.63)	(0.66)	(0.55)	(0.87)	(.)	(0.55)	(.)	(0.72)	(.)
Supérieur long Tertiaire	3.50***	3.49***	2.66***	2.76***	-1.76***	1.37***	0.15	0.00	0.00
	(0.57)	(0.56)	(0.53)	(0.62)	(0.65)	(0.50)	(0.53)	(.)	(.)
Retard en 6ème	-0.79**	-1.13**	-0.09	0.21	-0.47	0.17	-0.18	0.34	0.55**
	(0.40)	(0.44)	(0.31)	(0.40)	(0.38)	(0.25)	(0.27)	(0.23)	(0.24)
Résidence IDF	1.50***	0.33	1.46***	0.38	0.25	0.52*	0.54*	-0.22	-0.44
	(0.35)	(0.35)	(0.31)	(0.40)	(0.38)	(0.29)	(0.31)	(0.30)	(0.33)
Caractéristiques familiales									
Conjoint	1.26***	0.82**	1.08***	0.73**	0.75**	0.61**	0.25	0.51**	0.18
	(0.34)	(0.39)	(0.30)	(0.36)	(0.33)	(0.25)	(0.27)	(0.24)	(0.26)
Enfants	0.12	-0.65*	-0.17	-0.44	-0.38	-0.13	0.04	-0.02	0.11
	(0.32)	(0.36)	(0.29)	(0.34)	(0.32)	(0.25)	(0.27)	(0.24)	(0.26)
Caractéristiques non cognitives									
Optimisme	1.26***	0.44	0.55	0.71	0.25	0.27	0.29	0.14	-0.01
	(0.44)	(0.37)	(0.38)	(0.43)	(0.38)	(0.28)	(0.30)	(0.27)	(0.27)
Carrière	1.51***	0.62*	1.23***	-0.01	0.61*	0.34	0.32	-0.15	-0.49*
	(0.32)	(0.35)	(0.30)	(0.37)	(0.33)	(0.27)	(0.29)	(0.27)	(0.29)
Risque	0.78***	0.40	0.67***	0.41	0.13	0.43*	-0.04	0.49**	0.20
	(0.32)	(0.35)	(0.30)	(0.37)	(0.33)	(0.27)	(0.29)	(0.27)	(0.29)
Constante	-4.00***	-2.17***	-2.25***	-2.44***	-0.50	0.48	0.05	-1.63***	-1.74**
	(0.54)	(0.54)	(0.47)	(0.62)	(0.42)	(0.35)	(0.38)	(0.41)	(0.53)

Femmes, réf : Employé non qualifié	PL	CFP	ING	PI_PUB	PI_SS	Aut PI	EQ	OQ	ONQ
Âge	0.25*** (0.06)	0.37*** (0.04)	0.28*** (0.05)	0.22*** (0.06)	0.35*** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.21*** (0.04)	0.05 (0.07)	0.10 (0.07)
Éducation									
DIP*SPE (Réf : BAC Spécialité Tertiaire)									
Sans Dip & CAP/BEP Général	0.00 (.)	0.00 (.)	0.00 (.)	1.21 (0.73)	-1.76** (0.63)	-2.96*** (0.77)	-0.95* (0.43)	2.27** (0.80)	2.33*** (0.59)
Sans Dip & CAP/BEP Industrie	0.00 (.)	0.00 (.)	0.00 (.)	0.00 (.)	-2.42*** (0.68)	-1.99** (0.61)	-1.30** (0.42)	1.85** (0.72)	1.66** (0.53)
Sans Dip & CAP/BEP Tertiaire	-1.81*** (0.64)	0.00 (.)	0.00 (.)	-1.33** (0.67)	-2.35*** (0.26)	-2.30*** (0.26)	-0.43** (0.21)	1.11* (0.67)	1.21*** (0.46)
BAC Général	-0.98 (0.63)	-0.04 (0.57)	0.00 (.)	0.77 (0.55)	-1.18*** (0.39)	-1.27*** (0.39)	-0.42 (0.37)	0.62 (0.76)	0.81 (0.74)
BAC Industrie	0.00 (.)	0.98 (0.66)	0.00 (.)	0.00 (.)	-0.92* (0.55)	-0.86** (0.42)	-0.30 (0.40)	2.14*** (0.75)	2.18*** (0.61)
BAC Tertiaire	-1.34** (0.59)	-1.31** (0.59)	0.00 (.)	0.05 (0.47)	-1.42*** (0.22)	-1.22*** (0.23)	-0.07 (0.20)	1.40** (0.66)	1.32*** (0.44)
BAC+2 Général	1.17* (0.69)	1.15** (0.59)	0.00 (.)	2.16*** (0.58)	-1.36*** (0.48)	0.21 (0.42)	0.16 (0.40)	1.83** (0.91)	1.31* (0.77)
BAC+2 Industrie	0.00 (.)	2.23** (0.75)	4.01*** (0.75)	2.87*** (0.78)	0.28 (0.60)	1.36** (0.56)	0.03 (0.60)	3.48*** (0.95)	0.00 (.)
Supérieur long Général	2.76*** (0.49)	3.20*** (0.49)	3.69*** (0.54)	3.75*** (0.50)	-1.06** (0.42)	1.20*** (0.39)	0.28 (0.39)	1.34 (0.82)	0.00 (.)
Supérieur long Industrie	4.46*** (0.70)	3.94*** (0.70)	6.98*** (0.67)	4.37*** (0.73)	-0.01 (0.82)	1.84*** (0.62)	0.00 (.)	0.00 (.)	0.00 (.)
Supérieur long Tertiaire	3.07*** (0.52)	3.53*** (0.51)	3.01*** (0.58)	4.08*** (0.53)	-1.43*** (0.46)	0.76* (0.43)	-0.25 (0.46)	0.00 (.)	0.00 (.)
Retards en bème	-1.09** (0.45)	-1.23*** (0.43)	-1.81** (0.79)	-0.86** (0.41)	-0.88*** (0.22)	-0.66*** (0.22)	-0.33*** (0.16)	0.13 (0.26)	-0.42* (0.22)
Résidence IDF	1.73*** (0.31)	1.09*** (0.29)	1.88*** (0.34)	0.72** (0.31)	0.70*** (0.27)	1.27*** (0.25)	0.74*** (0.24)	0.32 (0.39)	-0.47 (0.45)
Caractéristiques familiales									
Conjoint	0.95*** (0.30)	0.50* (0.26)	1.23*** (0.39)	0.39 (0.31)	0.38* (0.21)	0.74*** (0.20)	0.22 (0.17)	0.01 (0.32)	-0.34 (0.25)
Enfants	-1.04*** (0.26)	-0.77*** (0.24)	-0.73** (0.32)	-0.26 (0.28)	-0.38* (0.20)	-0.99*** (0.19)	-0.23 (0.16)	-0.23 (0.29)	-0.16 (0.25)
Caractéristiques non cognitives									
Optimisme	1.17*** (0.35)	0.44 (0.28)	1.32*** (0.43)	0.31 (0.25)	0.78*** (0.20)	0.59*** (0.19)	0.33** (0.16)	0.29 (0.27)	-0.31 (0.23)
Carrière	1.54*** (0.27)	1.18*** (0.26)	1.47*** (0.32)	1.12*** (0.26)	0.62*** (0.21)	0.81*** (0.21)	0.43** (0.19)	0.45 (0.34)	-0.52 (0.37)
Risque	0.81*** (0.27)	-0.19 (0.24)	0.47 (0.31)	-0.07 (0.26)	0.29 (0.19)	0.15 (0.18)	-0.13 (0.16)	0.21 (0.27)	-0.18 (0.26)
Constante	-3.41*** (0.52)	-2.24*** (0.46)	-5.56*** (0.53)	-2.77*** (0.44)	0.69*** (0.26)	0.49 (0.26)	0.96*** (0.23)	-2.81*** (0.65)	-1.37** (0.45)

Écart-type entre parenthèses : * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Annexe 3. Équations de salaires par occupation

Hommes	PL	CFP	Ingén.	Instit_PL_FP	PL_SS	Autres PI	Employé non qualifié	Employé qualifié	Ouvrier qualifié	Ouvrier non qualifié
Expérience	0.006*	-0.000	0.005***	0.004***	0.004**	0.004***	0.005***	-0.000	0.003***	0.003***
	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)
Éducation										
Diplôme (réf : BAC)										
Sans dip. et CAP-BEP	-0.347**	0.106	0.040	-0.168**	-0.092	0.047	-0.136**	-0.047	-0.017	-0.023
	(0.157)	(0.125)	(0.090)	(0.079)	(0.076)	(0.037)	(0.063)	(0.031)	(0.020)	(0.026)
BAC+2	-0.071	0.009	0.089*	0.016	0.147**	0.083***	-0.057	0.051	0.069**	0.037
	(0.134)	(0.128)	(0.049)	(0.086)	(0.057)	(0.026)	(0.075)	(0.034)	(0.034)	(0.073)
Supérieur long	0.247*	0.247**	0.309***	0.185**	0.140	0.148***	0.308	0.123**	0.158***	-0.085
	(0.129)	(0.096)	(0.051)	(0.090)	(0.086)	(0.050)	(0.209)	(0.053)	(0.058)	(0.062)
Retards en 6ème	-0.110	0.029	-0.085*	0.039	0.054	-0.078**	-0.038	-0.023	-0.031	-0.040
	(0.088)	(0.131)	(0.050)	(0.063)	(0.058)	(0.031)	(0.047)	(0.029)	(0.020)	(0.025)
Spécialité (réf : Services)										
Générale	-0.069	0.027	0.008	0.047	-0.041	-0.022	0.042	-0.049*	0.025	-0.041
	(0.073)	(0.036)	(0.052)	(0.060)	(0.057)	(0.041)	(0.080)	(0.028)	(0.030)	(0.061)
Industrielle	-0.030	0.121*	0.018	0.042	-0.117*	-0.035	0.109**	0.011	0.059**	-0.025
	(0.061)	(0.072)	(0.046)	(0.070)	(0.068)	(0.028)	(0.047)	(0.038)	(0.023)	(0.058)
Caract. professionnelles										
Encadrement (réf : aucun)										
1 salarié	0.175*	0.141*	0.077	0.169**	0.120	0.014	-0.019	0.044	0.014	-0.015
	(0.096)	(0.073)	(0.068)	(0.067)	(0.149)	(0.045)	(0.141)	(0.038)	(0.032)	(0.059)
2 à 5 salariés	0.201***	0.077	-0.027	0.053	0.116*	0.066**	0.072	0.058**	0.104***	0.053
	(0.069)	(0.056)	(0.040)	(0.062)	(0.070)	(0.028)	(0.056)	(0.029)	(0.033)	(0.039)
6 salariés et plus	0.273***	0.264***	0.044	0.074	0.008	0.145***	0.217***	0.121***	0.173***	0.147***
	(0.067)	(0.058)	(0.053)	(0.095)	(0.061)	(0.032)	(0.073)	(0.042)	(0.043)	(0.054)
Secteur (réf: Services)										
Industrie	-0.035	0.257**	0.033	-0.008	0.083	0.052*	-0.032	0.023	0.059***	0.025
	(0.062)	(0.117)	(0.052)	(0.101)	(0.090)	(0.027)	(0.067)	(0.057)	(0.022)	(0.031)
Admin, éducatif, santé, social	0.276**	0.076	-0.152	0.023	0.045	-0.056	-0.283***	-0.040	-0.193***	-0.072
	(0.140)	(0.081)	(0.139)	(0.133)	(0.075)	(0.040)	(0.105)	(0.053)	(0.041)	(0.096)
Agri et n.d.	0.022	-0.070	0.009	0.024	-0.038	0.026	-0.221**	0.066	0.013	0.029
	(0.063)	(0.145)	(0.042)	(0.120)	(0.087)	(0.037)	(0.111)	(0.054)	(0.022)	(0.039)
Effectif (réf: < 10 salariés)										
de 10 à 49 salariés	-0.096	-0.248	0.102	0.089	-0.106	0.055	0.010	0.016	0.053*	0.001
	(0.096)	(0.202)	(0.064)	(0.092)	(0.074)	(0.038)	(0.088)	(0.050)	(0.029)	(0.032)
50 à 499 salariés	-0.158*	-0.184	0.086*	0.207*	-0.109	0.092**	0.000	0.061	0.057**	0.018
	(0.089)	(0.145)	(0.050)	(0.110)	(0.074)	(0.038)	(0.081)	(0.040)	(0.025)	(0.033)

500 salariés et plus	-0.084 (0.087)	-0.053 (0.161)	0.150** (0.068)	0.459*** (0.166)	-0.007 (0.082)	0.119*** (0.042)	0.042 (0.112)	0.144*** (0.052)	0.118*** (0.030)	0.069* (0.041)
Non-renseigné	-0.091 (0.142)	-0.155 (0.154)	0.294* (0.178)	0.293* (0.149)	-0.096 (0.103)	0.010 (0.071)	-0.011 (0.107)	0.078 (0.062)	0.143** (0.061)	0.046 (0.064)
Horaires atypiques	-0.071 (0.103)	0.190 (0.137)	0.145** (0.067)	0.107 (0.145)	0.085 (0.061)	0.036 (0.026)	0.060 (0.048)	-0.002 (0.037)	0.061*** (0.022)	0.151*** (0.049)
Emploi public	-0.067 (0.127)	-0.026 (0.071)	-0.059 (0.108)	-0.205* (0.119)	-0.061 (0.093)	-0.013 (0.042)	0.225** (0.102)	0.015 (0.044)	0.014 (0.050)	0.025 (0.064)
Contrat CDI	0.091 (0.119)	0.123* (0.069)	0.201** (0.087)	0.248** (0.104)	-0.112 (0.072)	-0.011 (0.067)	-0.012 (0.061)	0.136*** (0.048)	0.040 (0.026)	0.033 (0.034)
Temps de travail (réf : Temps plein)										
Mi-temps	-1.014*** (0.241)	-0.272 (0.282)	0.000 (.)	0.000 (.)	-0.460*** (0.088)	-0.596*** (0.085)	-0.233* (0.140)	-0.357** (0.139)	-0.501*** (0.081)	-0.534*** (0.096)
<Mi-temps	0.000 (.)	-1.295*** (0.100)	0.000 (.)	-0.395 (0.280)	-1.583*** (0.130)	-0.391 (0.283)	-0.532 (0.536)	-0.650 (0.427)	-0.586** (0.278)	-0.421*** (0.125)
80 %	-0.375*** (0.085)	-0.310*** (0.106)	-0.296*** (0.089)	0.006 (0.195)	0.028 (0.117)	-0.319*** (0.058)	-0.425** (0.171)	-0.559** (0.218)	-0.291*** (0.094)	-0.579*** (0.088)
60 %	0.000 (.)	-0.088 (0.439)	0.000 (.)	-0.328 (0.253)	-0.806*** (0.153)	-0.161 (0.234)	-0.098 (0.212)	-0.925*** (0.333)	-0.483*** (0.164)	-0.286*** (0.053)
Résidence IDF	0.110* (0.056)	0.152** (0.060)	0.091** (0.042)	0.038 (0.060)	0.068 (0.049)	0.147*** (0.029)	0.014 (0.058)	0.122*** (0.044)	0.070** (0.029)	-0.009 (0.046)
Caract. familiales										
Conjoint	0.088 (0.077)	-0.045 (0.054)	0.111 (0.076)	0.113* (0.067)	0.136* (0.080)	-0.006 (0.030)	0.086 (0.055)	-0.002 (0.048)	0.038 (0.026)	-0.009 (0.036)
Enfants	0.035 (0.070)	0.107** (0.053)	-0.041 (0.069)	0.058 (0.067)	0.033 (0.074)	0.083*** (0.030)	-0.068 (0.058)	0.072 (0.045)	-0.005 (0.026)	0.072** (0.031)
Caract. non cognitives										
Optimisme	0.181** (0.071)	-0.070 (0.071)	0.047 (0.064)	0.272*** (0.096)	0.073 (0.059)	0.057** (0.026)	0.017 (0.057)	0.090** (0.036)	0.046** (0.022)	0.037 (0.025)
Carrière	0.087 (0.056)	0.023 (0.054)	0.076** (0.033)	-0.111** (0.055)	0.106* (0.058)	-0.000 (0.027)	0.001 (0.065)	0.057** (0.026)	0.003 (0.020)	0.000 (0.039)
Risque	-0.005 (0.059)	0.012 (0.051)	0.017 (0.036)	-0.068 (0.047)	-0.082 (0.062)	0.004 (0.022)	0.137*** (0.048)	-0.028 (0.026)	0.023 (0.022)	0.025 (0.029)
Constante	7.381*** (0.184)	7.380*** (0.210)	7.202*** (0.136)	6.607*** (0.178)	7.311*** (0.127)	7.273*** (0.089)	7.207*** (0.113)	7.054*** (0.065)	7.084*** (0.060)	7.192*** (0.067)
Observations	250	292	444	115	244	1030	167	434	1193	628
R ²	0.38	0.37	0.29	0.67	0.55	0.27	0.52	0.37	0.27	0.27

Écart-type entre parenthèses * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Écarts de salaires hommes-femmes : quels rôles des caractéristiques non cognitives ?

Femmes	PL	CFP	Ingén.	Instit_ PI_FP	PI_SS	Autres PI	Employé non qualifié	Employé qualifié	Ouvrier qualifié	Ouvrier non qualifié
Expérience	0.003 (0.003)	0.003*** (0.001)	0.006* (0.003)	0.000 (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001* (0.001)	0.002*** (0.000)	0.007*** (0.001)	0.001 (0.001)
Education										
Diplôme (réf : BAC)										
Sans dip. et CAP-BEP	-0.149 (0.295)	-0.433** (0.179)	0.000 (.)	0.161 (0.137)	-0.184*** (0.058)	-0.103** (0.041)	-0.052* (0.029)	-0.047*** (0.018)	0.006 (0.052)	-0.092 (0.059)
BAC+2	-0.039 (0.287)	-0.075 (0.086)	0.004 (0.116)	0.212** (0.082)	0.098** (0.040)	0.087*** (0.028)	-0.003 (0.046)	0.054*** (0.018)	0.206** (0.096)	0.103 (0.114)
Supérieur long	0.070 (0.290)	0.183** (0.083)	0.367*** (0.117)	0.192*** (0.060)	0.024 (0.045)	0.174*** (0.032)	0.058 (0.120)	0.096*** (0.031)	0.381*** (0.113)	0.000 (.)
Retards en 6ème	-0.037 (0.103)	-0.047 (0.083)	0.078 (0.129)	-0.114 (0.074)	-0.160*** (0.049)	-0.059 (0.041)	-0.045 (0.031)	-0.042** (0.019)	-0.093 (0.059)	-0.006 (0.056)
Spécialité (réf : Services)										
Générale	-0.030 (0.068)	-0.051 (0.040)	-0.089 (0.080)	-0.014 (0.027)	0.016 (0.031)	-0.024 (0.024)	-0.103* (0.055)	-0.034* (0.018)	-0.055 (0.073)	-0.114 (0.098)
Industrielle	0.066 (0.133)	0.018 (0.053)	-0.012 (0.075)	-0.112*** (0.038)	0.011 (0.060)	0.069 (0.045)	0.022 (0.045)	0.008 (0.027)	-0.020 (0.059)	0.022 (0.071)
Caract. professionnelles										
Encadrement (réf : aucun)										
1 salarié	0.076 (0.096)	0.270*** (0.081)	-0.064 (0.085)	0.134 (0.092)	0.024 (0.052)	0.031 (0.055)	-0.032 (0.050)	0.105** (0.051)	0.306* (0.182)	-0.130 (0.123)
2 à 5 salariés	0.105 (0.091)	0.201*** (0.044)	0.215*** (0.059)	0.140* (0.077)	-0.001 (0.028)	0.031 (0.029)	0.042 (0.077)	0.116*** (0.034)	0.214*** (0.072)	0.194** (0.088)
6 salariés et plus	0.010 (0.070)	0.233*** (0.059)	0.152** (0.064)	0.125*** (0.044)	0.060* (0.032)	0.029 (0.032)	0.039 (0.047)	0.122*** (0.045)	0.199 (0.134)	0.181 (0.194)
Secteur (réf: Services)										
Industrie	0.098 (0.081)	0.387*** (0.099)	0.047 (0.061)		0.049 (0.148)	0.035 (0.032)	0.065 (0.082)	0.029 (0.035)	-0.113* (0.067)	0.168*** (0.053)
Admin, éducat, santé, social	0.091 (0.101)	-0.036 (0.050)	-0.120 (0.117)	-0.089 (0.117)	0.249*** (0.083)	-0.110*** (0.038)	-0.039 (0.061)	0.018 (0.020)	-0.206*** (0.071)	0.029 (0.153)
Agri et n.d.	0.093 (0.082)	0.098 (0.126)	0.114** (0.056)	-0.234 (0.172)	0.210** (0.087)	-0.027 (0.032)	-0.108 (0.069)	0.013 (0.026)	-0.089 (0.075)	0.112 (0.068)
Effectif (réf: < 10 salariés)										
de 10 à 49 salariés	-0.023 (0.103)	0.006 (0.082)	0.239 (0.166)	0.122 (0.091)	-0.132* (0.067)	0.062* (0.037)	0.153*** (0.055)	0.065** (0.026)	0.204** (0.091)	-0.116 (0.081)
50 à 499 salariés	0.031 (0.088)	0.023 (0.085)	0.386** (0.161)	0.002 (0.074)	-0.199*** (0.060)	0.022 (0.037)	0.084 (0.056)	0.082*** (0.025)	0.073 (0.089)	-0.010 (0.076)

500 salariés et plus	0.044 (0.089)	0.113 (0.109)	0.436*** (0.164)	-0.105 (0.095)	-0.005 (0.084)	0.092** (0.043)	0.132* (0.076)	0.156*** (0.033)	0.296*** (0.107)	0.059 (0.071)
Non-renseigné	-0.094 (0.152)	-0.025 (0.083)	0.530*** (0.186)	0.049 (0.051)	-0.134* (0.078)	0.038 (0.046)	0.240*** (0.075)	0.069** (0.028)	0.277*** (0.098)	-0.125 (0.106)
Horaires atypiques	-0.269** (0.117)	0.512*** (0.095)	-0.235** (0.117)	0.047 (0.070)	0.066*** (0.025)	0.156** (0.075)	-0.008 (0.038)	0.084*** (0.021)	0.027 (0.061)	0.023 (0.077)
Emploi public	0.036 (0.127)	0.118* (0.060)	0.009 (0.105)	0.013 (0.044)	0.017 (0.039)	0.015 (0.043)	-0.076 (0.055)	-0.006 (0.021)	-0.064 (0.079)	0.159 (0.177)
Contrat CDI	-0.158 (0.136)	0.181*** (0.052)	0.518** (0.249)	0.251*** (0.063)	0.073* (0.044)	0.069 (0.046)	0.169*** (0.043)	0.051** (0.023)	0.084 (0.066)	0.095 (0.062)
Temps de travail (réf : Temps plein)										
Mi-temps	-0.509*** (0.192)	-0.660*** (0.133)	0.000 (.)	-0.524*** (0.071)	-0.518*** (0.097)	-0.709*** (0.093)	-0.503*** (0.060)	-0.511*** (0.051)	-0.147 (0.140)	-0.228** (0.101)
<Mi-temps	0.000 (.)	-1.248*** (0.327)	0.000 (.)	-0.330* (0.192)	-0.937*** (0.254)	-1.153*** (0.238)	-0.689*** (0.153)	-0.426*** (0.123)	0.404*** (0.123)	-0.862*** (0.163)
80 %	-0.205* (0.123)	-0.180*** (0.041)	-0.070 (0.063)	-0.273*** (0.040)	-0.139*** (0.025)	-0.181*** (0.029)	-0.264*** (0.041)	-0.197*** (0.020)	-0.303*** (0.074)	-0.304*** (0.083)
60 %	-0.482*** (0.172)	-0.303*** (0.072)	0.000 (.)	-0.345*** (0.054)	-0.312*** (0.074)	-0.480*** (0.080)	-0.448*** (0.070)	-0.565*** (0.052)	-0.112 (0.121)	-0.289** (0.137)
Résidence IDF	0.002 (0.064)	0.105** (0.053)	0.151*** (0.049)	0.032 (0.029)	0.149*** (0.048)	0.146*** (0.029)	0.121*** (0.045)	0.150*** (0.023)	0.092* (0.055)	-0.110 (0.146)
Caract. familiales										
Conjoint	-0.117 (0.100)	-0.065 (0.076)	0.027 (0.094)	0.009 (0.038)	-0.054 (0.048)	0.009 (0.033)	0.008 (0.044)	0.011 (0.018)	-0.134* (0.078)	-0.153*** (0.057)
Enfants	0.093 (0.078)	0.009 (0.078)	-0.081 (0.087)	0.027 (0.039)	0.016 (0.035)	-0.009 (0.026)	-0.061* (0.036)	-0.009 (0.017)	0.064 (0.070)	-0.028 (0.048)
Caract. non cognitives										
Optimisme	0.267** (0.110)	0.072* (0.039)	0.133** (0.055)	0.077** (0.030)	0.125*** (0.027)	0.058** (0.025)	0.018 (0.034)	0.076*** (0.019)	0.044 (0.051)	0.083 (0.057)
Carrière	0.105 (0.069)	-0.057 (0.037)	0.080 (0.051)	0.047* (0.028)	0.079** (0.031)	0.053* (0.032)	-0.056 (0.051)	-0.000 (0.019)	-0.040 (0.058)	0.141* (0.072)
Risque	-0.109 (0.079)	-0.009 (0.041)	0.091 (0.069)	-0.016 (0.043)	-0.008 (0.026)	-0.039 (0.026)	-0.043 (0.036)	-0.036 (0.022)	0.143** (0.060)	-0.080 (0.064)
Constante	7.638*** (0.357)	7.180*** (0.120)	6.372*** (0.278)	6.946*** (0.142)	7.054*** (0.089)	7.160*** (0.059)	6.954*** (0.073)	7.011*** (0.042)	7.043*** (0.146)	7.041*** (0.098)
Observations	192	375	109	260	1054	679	496	1143	136	181
R ²	0.27	0.55	0.61	0.61	0.57	0.38	0.46	0.48	0.67	0.57

Écarts-type entre parenthèses * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Annexe 4. Décomposition détaillée Oaxaca-Blinder

Écart de salaires		0.244*** (0.0115)		
	Justifié	%	Non justifié	%
Expérience	0.0120*** (0.00233)	4.9	-0.000978 (0.00110)	0.004
Éducation	-0.0219*** (0.00346)	-8.7	-0.00328 (0.00671)	0.01
Spécialité	0.00752 (0.00602)	3.1	0.00143 (0.00625)	0.006
Occupation (PCS)	0.0212*** (0.00758)	8.7	0.00646 (0.00770)	2.6
Car. professionnelles	0.0415*** (0.00553)	17.1	-0.0237 (0.0201)	-9.7
Temps de travail	0.0882*** (0.0105)	36.1	-0.0354 (0.0475)	0.001
IDF	0.00103 (0.00107)	0.004	0.00878 (0.00748)	3.6
Car. familiales	-0.00839*** (0.00196)	-3.4	0.0193*** (0.00442)	7.9
Car. non cognitives	0.00595** (0.00200)	2.4	-0.00892 (0.00939)	-3.7
Constante			0.133* (0.0605)	54.5
Total	0.147*** (0.0147)	60.3	0.0965*** (0.0144)	39.7

Écarts-type entre parenthèses : * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Annexe 5. Moyenne des effets marginaux des variables non cognitives sur les choix d'occupation (modélisation logistique multinomiale)

	Femmes			Hommes		
	Optimisme	Carrière	Risque	Optimisme	Carrière	Risque
Prof. lib., cadre adm. /com.	0,018**	0,026***	0,032***	0,027***	0,042***	0,015*
Cadre fct. pub	-0,009	0,019*	-0,020**	-0,001	-0,003	-0,004
Ingénieur, cadre tech.	0,010**	0,009*	0,006	0,004	0,043***	0,013
Instit./ PI fct pub.	-0,012	0,012	-0,008	0,006	-0,009**	0,000
PI santé, social	0,042***	0,004	0,030*	-0,002	0,007	-0,005
Autres PI	0,017	0,021	0,008	-0,004	0,006	0,010
Employé non qualifié	-0,032**	-0,044***	-0,002	-0,007	-0,003	-0,014*
Employé qualifié	-0,006	-0,019	-0,045**	0,003	0,009	-0,034***
Ouvrier qualifié	0,002	0,003	0,008	-0,003	-0,0354**	0,038**
Ouvrier non qualifié	-0,029**	-0,031***	-0,009	-0,023	-0,056***	-0,019*

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 176** *Emploi, non-emploi : une analyse femmes-hommes*
MATHILDE GUERGOAT-LARIVIÈRE, SÉVERINE LEMIÈRE
décembre 2014
- N° 175** *Une fabrique française de transformation des conditions de travail. L'Agence nationale pour l'amélioration des conditions de travail (Anact)*
ANNE-SOPHIE BRUNO, SYLVIE CELERIER, NICOLAS HATZFELD
novembre 2014
- N° 174** *Les dispositifs de prévention des risques professionnels en France. Les enseignements du croisement d'une approche quantitative et qualitative*
THOMAS AMOSSE, SYLVIE CELERIER
septembre 2014
- N° 173** *Au-delà de la tertiarisation : 30 ans de modifications du tissu productif*
RICHARD DUHAUTOIS, NADINE LEVRATTO, HELOÏSE PETIT
août 2014
- N° 172** *The Motherhood Wage Penalty and its Determinants: a Public-Private Comparison*
Effet de la maternité sur la rémunération des mères et facteurs explicatifs : une comparaison public/privé
CHLOE DUVIVIER, MATHIEU NARCY
juillet 2014
- N° 171** *Sharing the "Fame" of Quality Certification: Quality Supply Chain Effects Evidence/ Partager la « réputation » de la certification qualité : l'identification d'un effet de chaîne d'approvisionnement*
MARC-ARTHUR DIAYE, NATHALIE GREENAN, SANJA PEKOVIC
mai 2014
- N° 170-1** *Effet de la maternité sur la rémunération des mères et facteurs explicatifs : une comparaison public/privé*
CHLOE DUVIVIER, MATHIEU NARCY
mai 2014
- N° 169** *Labour Market Mobility Patterns during the 2008 Crisis: Inequalities in a Comparative Perspective / La mobilité sur le marché du travail entre 2008 et 2010 : inégalités individuelles et comparaison européenne*
CHRISTINE ERHEL, MATHILDE GUERGOAT-LARIVIERE, DANIELE TRANCART
avril 2014
- N° 168** *Du RMI au RSA. Quelle adaptation aux métiers de la création artistique ? Synthèse d'une étude réalisée à la demande du DEPS (2011)*
SOPHIE AVARGUEZ, BERNARD GOMEL, LUC SIGALO SANTOS
mars 2014