

Mai  
2014

Effet de la maternité sur la rémunération  
des mères et facteurs explicatifs :  
une comparaison public/privé

---

Chloé Duvivier,  
Mathieu Narcy

**170-1**

« 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](http://www.cee-recherche.fr)

# Effet de la maternité sur la rémunération des mères et facteurs explicatifs : une comparaison public/privé

CHLOÉ DUVIVIER

[chloe.duvivier@cee-recherche.fr](mailto:chloe.duvivier@cee-recherche.fr)

*Centre d'études de l'emploi*

MATHIEU NARCY

[mathieu.narcy@cee-recherche.fr](mailto:mathieu.narcy@cee-recherche.fr)

*Centre d'études de l'emploi, Erudite (Université Paris-Est Créteil)  
et TEPP (FR n°3435, CNRS)*

**DOCUMENT DE TRAVAIL**

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

N° 170-1

mai 2014

Directeur de publication : Jean-Louis Dayan

ISSN 1629-7997  
ISBN 978-2-11-129845-3

# **EFFET DE LA MATERNITÉ SUR LA RÉMUNÉRATION DES MÈRES ET FACTEURS EXPLICATIFS : UNE COMPARAISON PUBLIC/PRIVÉ**

Chloé Duvivier, Mathieu Narcy

## **RÉSUMÉ**

L'objectif de cet article est de comparer l'effet de la maternité sur la rémunération des femmes selon qu'elles appartiennent au secteur public ou au secteur privé. En mobilisant les données issues de l'enquête *Familles et Employeurs* réalisée par l'Ined-Insee en 2004-2005 et en tenant compte des effets de sélection résultant non seulement du choix du secteur mais également de l'auto-sélection dans l'emploi ainsi que de l'hétérogénéité inobservée, nous montrons que la présence de deux enfants ou plus est davantage pénalisée dans le secteur privé que dans le secteur public. Néanmoins, au sein des deux secteurs, cette pénalité totale disparaît dès lors que sont pris en compte les différents facteurs potentiellement explicatifs de cette pénalité : réduction de l'offre de travail des mères, interruptions de carrière, moindre accès à des postes à responsabilités et ajustements des conditions de travail. Cependant, l'importance respective de ces différents facteurs explicatifs diffère entre les secteurs public et privé, avec notamment des interruptions de carrière bien plus pénalisantes pour les mères du privé.

**Mots-clefs :** maternité, rémunération, comparaison public/privé.

**Classification JEL :** J13, J31, L33

## ***The Motherhood Wage Penalty and its Determinants: a Public-Private Comparison***

### ***Abstract***

*In this paper, we investigate whether public and private sector employees bear a different wage penalty from having children. Using data from the “Families and Employers” survey, we are able to address three potential biases: self-selection into employment, self-selection into sectors, and unobserved heterogeneity. We find that mothers of two or more children suffer from a much larger penalty when they work in the private sector. In addition, in both sectors, we find no unexplained penalty once we control for all the potential determinants of the family pay gap, namely, a reduced labour supply of mothers, child-related career interruptions, less access to management positions, and adjustments in working conditions. However, these factors play different roles in explaining the motherhood penalty in each sector; most notably, child-related career interruptions are much more harmful in the private sector than in the public sector.*

***Keywords:*** *motherhood wage penalty, public-private comparison, child-related career interruptions.*

## INTRODUCTION<sup>1</sup>

Il est bien connu qu'en France, les femmes sont surreprésentées au sein de l'emploi public et moins présentes dans le secteur privé. Ainsi, le rapport annuel sur la Fonction publique (DGAFP, 2011) montre qu'en 2010, 59,8 % des emplois des trois fonctions publiques sont occupés par des femmes. En revanche, au sein du secteur privé, elles sont nettement moins présentes puisqu'elles ne représentent que 39 % des salariés. Comme l'ont montré Lanfranchi et Narcy (2013), cette surreprésentation des femmes au sein du secteur public s'explique notamment par une offre de mesures de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle plus importante. Parmi ces mesures, celles qui contribuent le plus à expliquer la féminisation de la Fonction publique sont : l'aide financière à la garde des enfants, la prise en compte systématique de la vie familiale pour l'attribution du temps partiel et l'existence de crèches ou de places en crèche.

Ces mesures de conciliation plus nombreuses dans le public expliquent vraisemblablement en partie pourquoi les mères du secteur public n'effectuent pas les mêmes transitions professionnelles, suite à la naissance d'un enfant, que celles du secteur privé. Plus particulièrement, l'étude menée par Pailhé et Solaz (2012) pour la France montre que les interruptions de carrière suite à la naissance d'un enfant sont plus fréquentes et durent plus longtemps dans le secteur privé que dans le secteur public. Or, ces interruptions de carrière sont susceptibles d'avoir un impact fortement négatif sur les carrières salariales des mères. Par conséquent, l'ampleur de l'écart de salaire entre les mères et les femmes sans enfant (ou « family pay gap ») est susceptible de différer entre les secteurs public et privé.

Une littérature abondante a cherché à estimer ce « family pay gap » mais sans distinguer, le plus souvent, le secteur public du secteur privé. La grande majorité des études s'accordent sur le fait que la maternité engendre une pénalité salariale pour les femmes, bien que son ampleur varie en fonction du pays considéré. Par exemple, aux États-Unis, les mères percevraient un salaire horaire d'environ 4 à 16 % inférieur à celui des femmes sans enfant selon les estimations (Waldfogel, 1998 ; Lundberg, Rose 2000 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Gangl, Ziefle, 2009). La pénalité estimée est généralement supérieure en Grande-Bretagne, où elle est de l'ordre de 11 à 27 % (Waldfogel, 1998 ; Gangl, Ziefle, 2009) et en Allemagne, où les mères percevraient des salaires environ 16 à 26 % plus faibles que les femmes sans enfant selon les estimations (Gangl, Ziefle, 2009 ; Beblo *et al.*, 2009). En revanche, en Scandinavie les salariées mères seraient mieux protégées contre un déclassement salarial que dans le reste de l'Europe ou qu'aux États-Unis. Par exemple, au Danemark, le fait d'avoir des enfants conduirait à une perte de salaire de seulement 5,7 à 6,5 % selon les estimations (Simonsen, Skipper, 2006 ; 2012). À notre connaissance, seuls Davies et Pierre (2005) et Meurs *et al.* (2010) ont estimé l'impact de la maternité sur le salaire des femmes en France. Comparativement aux autres pays, la maternité serait moins pénalisante en France. En effet, d'après Davies et Pierre (2005), seule la présence de trois enfants et plus engendre une pénalité salariale pour les femmes, estimée à 10 %. Cependant, l'impact n'est pas robuste. D'après Meurs *et al.* (2010), la maternité entraînerait une pénalité salariale uniquement lorsque les mères interrompent leur carrière, une interruption de un an pour maternité impliquant une diminution du salaire horaire des femmes de 2 à 2,5 % selon leurs estimations.

---

<sup>1</sup> Les auteurs remercient Thomas Brodaty pour la relecture de ce document et ses remarques constructives.

Par ailleurs, la littérature antérieure a non seulement cherché à estimer le « family pay gap » mais aussi à déterminer les raisons qui en sont à l'origine. Premièrement, de nombreux travaux ont montré que la maternité engendre une perte de salaire parce qu'elle conduit un grand nombre de mères à interrompre leur carrière, ce qui entraîne une perte de capital humain. Plus précisément, on distingue généralement deux phénomènes. D'une part, l'interruption de carrière ralentit le processus d'accumulation du capital humain : les mères ont moins d'expérience effective que les femmes sans enfant. Or, comme l'expérience est un des déterminants du niveau de rémunération, l'interruption de carrière pour maternité engendre un « family pay gap » (Waldfogel, 1998 ; Budig, England, 2001 ; Datta Gupta, Smith, 2002 ; Gangl, Ziefle, 2009). D'autre part, l'interruption de carrière réduit le rendement du capital humain en entraînant une dépréciation (oubli ou obsolescence) des savoirs accumulés (Mincer, Polacheck, 1974). Ainsi, même en neutralisant les différences d'expérience effective, le salaire des mères chute suite à l'interruption de carrière pour maternité, signe d'une dépréciation de leurs compétences durant cette interruption (Phipps *et al.*, 2001 ; Kunze, Ejrnaes, 2004 ; Nielsen *et al.*, 2004 ; Buligescu *et al.*, 2009). Par ailleurs, afin de rendre plus compatibles vie professionnelle et responsabilités familiales, les femmes cherchent parfois, suite à la naissance d'un enfant, à ajuster leurs conditions de travail. Ainsi, les mères ont tendance à se réorienter vers des emplois offrant des « aménités » (emploi du temps plus flexible, possibilité de travailler à partir de son domicile, moins de travail de nuit, etc.), au prix d'une rémunération salariale plus faible (théorie des différences compensatrices) (Felfe, 2012). En outre, la pénalité est généralement moins importante pour les mères qui reviennent chez leur employeur suite à la naissance de leur enfant (Waldfogel, 1998 ; Phipps *et al.*, 2001 ; Kunze, Ejrnaes, 2004). En effet, les mères qui changent d'entreprise perdent les bénéfices de l'ancienneté accumulée et le savoir spécifique à l'entreprise. Enfin, il est également possible qu'une partie du « family pay gap » résulte d'un comportement discriminatoire de la part des employeurs à l'égard de leurs salariées mères.

L'objectif de cet article est de comparer l'ampleur et les facteurs explicatifs du « family pay gap » entre les secteurs public et privé français. L'originalité de cette étude est double. D'une part, l'estimation de l'effet de la maternité sur les salaires des femmes en distinguant spécifiquement les secteurs public et privé n'a, à ce jour, jamais été réalisée en France. Or, les résultats des études précédentes, qui ont estimé l'effet de la maternité sans distinguer les secteurs, risquent de masquer des réalités différentes entre le public et le privé. À notre connaissance, cette évaluation spécifique n'a été faite que dans le cas de la Scandinavie par Albrecht *et al.* (1999), Datta Gupta, Smith (2000), Nielsen *et al.* (2004) et Simonsen, Skipper (2006). Toutefois, ces études ne s'accordent pas sur l'importance du « family pay gap » au sein des secteurs public et privé. D'autre part, aucune de ces études n'a cherché à mettre en évidence pourquoi l'effet de la maternité variait entre ces secteurs.

Sur le plan méthodologique, comparer l'effet de la présence d'enfants sur les salaires entre les secteurs public et privé soulève deux principaux problèmes qu'il est nécessaire de surmonter. Tout d'abord, estimer des équations de salaire séparément au sein de chaque secteur et au sein d'un échantillon de femmes qui travaillent suppose la correction de deux types d'effets de sélection : ceux résultant du choix des secteurs et ceux résultant du choix de travailler. Ensuite, les femmes sans enfant, comparativement aux mères, sont susceptibles d'avoir de meilleures caractéristiques productives inobservables (motivation, implication au travail, ambition). Or, il est nécessaire de prendre en compte ces différences de caractéristiques productives afin de ne pas obtenir une estimation biaisée du « family pay gap » entre les deux secteurs. La richesse des données mobilisées, bien qu'elles soient en coupe instantanée, nous permet de surmonter ces deux problèmes méthodologiques.



Afin d'estimer si la maternité a un effet différencié sur les salaires dans les secteurs privé et public, et de tenter d'en comprendre les raisons, nous mobilisons l'enquête *Familles et Employeurs* qui a quatre grands intérêts. Premièrement, contrairement à de nombreuses études, l'enquête porte sur les ménages et non sur les salariés, ce qui nous permet de contrôler pour l'auto-sélection des femmes dans l'emploi salarié<sup>2</sup>. Deuxièmement, plusieurs questions originales nous permettent de construire une variable permettant de contrôler l'hétérogénéité inobservée. Troisièmement, cette enquête dispose d'informations rétrospectives sur l'ensemble de la vie professionnelle des salariées, ce qui nous permet de mesurer la durée d'interruption pour maternité de chaque salariée. De plus, les enquêtées ont été interrogées sur le type de transitions professionnelles effectuées suite à la naissance de leurs enfants. Ainsi, contrairement à de nombreuses études, nous sommes capables d'identifier sans ambiguïté les périodes d'interruption de carrière spécifiquement liées à la naissance. Quatrièmement, nous disposons de données très détaillées nous permettant de tester l'effet d'un grand nombre de facteurs explicatifs potentiels du « family-pay gap ».

Afin de tenir compte de l'auto-sélection des femmes à la fois dans l'emploi salarié et dans les secteurs, nous estimons, dans une première étape, un modèle probit bivarié avec sélection. Dans une deuxième étape, nous estimons des équations de salaire corrigées des effets de sélection et prenant en compte l'hétérogénéité inobservée entre femmes sans enfant et mères. Les principaux résultats obtenus sont les suivants. Tout d'abord, avoir un enfant unique n'implique pas de perte en termes de salaire mensuel, seules les mères de deux enfants et plus sont pénalisées. Ensuite, la pénalité totale associée aux enfants est bien plus élevée dans le secteur privé que dans le secteur public. Enfin, au sein des deux secteurs, cette pénalité totale disparaît dès lors que sont pris en compte les différents facteurs potentiellement explicatifs de cette pénalité : réduction de l'offre de travail des mères, interruptions de carrière, moindre accès à des postes à responsabilités et ajustements des conditions de travail. Cependant, l'importance respective de ces différents facteurs explicatifs dans l'ampleur du « family pay gap » diffère entre les secteurs public et privé.

Le papier s'articule de la manière suivante. Dans la section 1, nous passons en revue la littérature existante afin d'expliquer pourquoi la maternité pourrait être plus pénalisée dans le secteur privé que dans le secteur public. Nous présentons la stratégie empirique dans la section 2 et, dans la section 3, les données et les variables mobilisées. Nous décrivons les résultats obtenus dans la section 4 et concluons dans la section 5.

## **1. POURQUOI L'AMPLEUR DU « FAMILY PAY GAP » POURRAIT-ELLE VARIER ENTRE LE SECTEUR PRIVÉ ET LE SECTEUR PUBLIC?**

### **1.1. Les explications théoriques**

Plusieurs raisons peuvent être avancées pour expliquer que l'importance du « family pay gap » puisse différer entre les secteurs privé et public. La plupart de ces raisons suggèrent un effet plus pénalisant de la maternité sur la rémunération des mères du privé que sur celle des

---

<sup>2</sup> Les femmes qui travaillent ont des caractéristiques différentes de celles de l'ensemble des femmes. De ce fait, étudier l'effet de la maternité sur le salaire des femmes, sans tenir compte du fait que l'échantillon d'étude (les femmes qui travaillent) ne constitue pas un échantillon représentatif de l'ensemble des femmes, conduit à des estimations biaisées (biais de sélection). Pour résoudre ce problème, il est nécessaire de disposer de données à la fois sur les salariés et sur les individus qui ne travaillent pas.

mères du public, ce qui expliquerait pourquoi les mères sont surreprésentées dans le secteur public (Nielsen *et al.*, 2004).

Tout d'abord, le « family pay gap » résulte en grande partie des interruptions de carrière, qui ralentissent l'accumulation du capital humain et entraînent une dépréciation des savoirs acquis (voir Meurs *et al.*, 2010, pour la France), ce qui est particulièrement pénalisant en termes de salaire horaire. Or, comme le révèle le tableau 1 ci-dessous, en France, suite à la naissance d'un enfant, les mères du privé interrompent beaucoup plus fréquemment leur carrière que les mères du public. Cette différence se creuse au fil des naissances, passant de quatre à douze points de pourcentage environ entre les naissances de rang 1 et de rang 3. En outre, suite à la naissance de leur deuxième ou troisième enfant, les mères du privé ont tendance à interrompre plus longtemps leur carrière. Cette différence est toutefois significative uniquement pour la deuxième naissance. L'étude de Pailhé et Solaz (2012) confirme ces différences puisqu'elle montre que, toutes choses égales par ailleurs, suite à la naissance d'un enfant, les mères du privé choisissent d'interrompre leur carrière plus fréquemment et plus longtemps que celles du public. Cela s'explique vraisemblablement par des mesures de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle plus nombreuses dans le public que dans le privé (Lefèvre *et al.*, 2007 ; Lanfranchi, Narcy, 2013), si bien que les salariées du public sont moins contraintes d'interrompre leur carrière suite à la naissance d'un enfant<sup>3</sup>. Par exemple, les salariés du public bénéficient d'un plus grand nombre de jours de congé pour enfant malade, de système de gardes d'enfants et d'aides financières pour la garde de leurs enfants. De plus, elles peuvent adapter plus facilement leurs horaires à ceux de leurs enfants.

Par ailleurs, l'interruption de carrière suite à une naissance a, en toute vraisemblance, des effets moins négatifs sur la rémunération des mères du public. Autrement dit, même à transitions professionnelles parfaitement équivalentes, les mères du privé peuvent être davantage pénalisées que leurs homologues du public. En effet, dans la Fonction publique, l'évolution du salaire au cours de la carrière dépend principalement de l'ancienneté. De ce fait, et puisque la période de congé parental est considérée comme une période de travail effectif pour le calcul de l'ancienneté, dans le public, les mères ayant interrompu leur carrière devraient bénéficier d'augmentations salariales similaires à celles des femmes sans enfant (Simonsen, Skipper, 2006). En revanche, dans le secteur privé, où les augmentations de salaire sont déterminées non seulement par l'ancienneté mais aussi par des critères supplémentaires (performance, nombre d'heures effectuées par exemple), les mères interrompant leur carrière devraient bénéficier d'augmentations salariales moindres que les femmes sans enfant.

De plus, dans le secteur public, les mères bénéficient de davantage de mesures de conciliation, et donc, de conditions de travail plus adaptées à leur situation que leurs homologues du secteur privé : les horaires de travail sont plus flexibles et les salariées sont moins contraintes d'effectuer des heures supplémentaires imprévues par exemple (Nielsen *et al.*, 2004). Cette organisation du travail particulière dans le secteur public permettrait aux mères de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle, leur permettant de maintenir un niveau de productivité plus élevé que les mères du privé. Ainsi, comme la « technologie de production » utilisée dans le secteur public serait plus favorable aux mères que celle utilisée

---

<sup>3</sup> L'existence de mesures de conciliation joue un rôle déterminant sur le maintien des mères en emploi. En effet, une grande partie des mères qui interrompent leur carrière suite à la naissance d'un enfant indiquent qu'elles auraient aimé continuer à travailler mais que l'absence de systèmes de garde adéquats et de possibilités de changement de leurs conditions de travail les en ont empêchées (Méda *et al.*, 2003).

dans le secteur privé, l'écart de productivité (et donc de salaire) entre les mères et les femmes sans enfant serait moins élevé dans le secteur public que dans le secteur privé.

En outre, l'existence d'un plus grand nombre de mesures de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle dans le secteur public pourrait permettre aux mères d'accéder plus facilement aux postes à responsabilités, comparativement aux mères salariées du privé. D'une part, l'offre de système de garde et de services domestiques (blanchisserie, ménage par exemple) pourrait permettre aux mères salariées du public de libérer davantage de temps pour leur carrière, et de pouvoir ainsi répondre aux attentes d'un poste de direction<sup>4</sup>. D'autre part, outre leur effet sur l'offre de travail des femmes, les mesures de conciliation peuvent également affecter la demande de travail des employeurs. Par exemple, un employeur qui dispose d'un système de garde pourrait être plus enclin à promouvoir une femme à un poste de direction, sachant que celle-ci bénéficiera d'un système de garde adéquat.

Enfin, d'après Nielsen *et al.* (2004), le « family pay gap » serait également plus élevé dans le secteur privé parce que les mères y seraient davantage victimes de discrimination que dans le secteur public. En effet, on peut imaginer que l'indexation du salaire des fonctionnaires sur une grille indiciaire limite largement les possibilités de discrimination en termes d'évolution salariale dans le secteur public. On peut également penser que le devoir d'exemplarité de la Fonction publique devrait conduire cette dernière à veiller à limiter les effets potentiellement néfastes de la maternité sur les salaires.

Si les arguments précédemment évoqués suggèrent un effet moins pénalisant de la maternité dans le public, d'autres raisons laissent penser, au contraire, que le « family pay gap » pourrait être plus élevé dans le secteur public. En effet, certaines mesures de conciliation ont un impact négatif sur le niveau de salaire des mères (Glass, 2004). Ainsi, les mères du secteur public, qui bénéficient d'un plus grand nombre de mesures de conciliation, pourraient, de manière inattendue, subir une pénalité plus importante que celles du privé.

Tout d'abord, en raison de l'octroi automatique du temps partiel suite à la naissance d'un enfant dans le public, les fonctionnaires sont significativement plus nombreuses que les salariées du privé à passer à temps partiel suite à la naissance d'un enfant, comme le montre le tableau 1. Par exemple, alors qu'environ une femme sur dix passe à temps partiel suite à la naissance de son deuxième enfant dans le privé, c'est le cas d'une femme sur cinq dans le public (voir tableau 1). Or, si l'octroi automatique du temps partiel permet aux mères salariées du public de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle, et donc d'interrompre moins fréquemment leur carrière, le passage à temps partiel implique mécaniquement une perte de pouvoir d'achat importante pour celles-ci.

En outre, travailler pendant plusieurs années à temps partiel pourrait freiner la progression salariale des mères et ce, notamment dans le public où un plus grand nombre de mères passe à temps partiel suite à la naissance d'un enfant. Plusieurs travaux ont en effet montré que, même après un retour à temps plein, les salariés qui ont travaillé à temps partiel pendant plusieurs années, perçoivent généralement un salaire horaire plus faible que ceux ayant toujours occupé un emploi à temps plein. Cela s'explique par le fait que les travailleurs à temps partiel ont une probabilité plus faible d'être promus, de suivre des formations

---

<sup>4</sup> Un certain nombre de femmes déclarent que c'est spécifiquement l'absence de système de garde adéquat qui les empêche de prétendre à un poste de direction, ce dernier exigeant une grande disponibilité (Broadbridge, 2007).

professionnelles et accumulent moins d'expérience (Hirsch, 2005 ; Russo, Hassink, 2008 ; Nelen, de Grip, 2009).

**Tableau 1.**  
**Transitions professionnelles des mères l'année suivant la naissance d'un enfant selon qu'elles appartiennent au secteur public ou au secteur privé**

	Privé	Public	Diff,
<b>Transition professionnelle</b>			
Rang 1	24,4	18,4	6,0**
Rang 2	37,8	38,6	-0,8
Rang 3	56,9	54,3	2,6
<i>Dont:</i>			
<b>(1) Interruption</b>			
Rang 1	11,3	7,0	4,3**
Rang 2	22,6	14,0	8,6***
Rang 3	44,6	32,6	12,0*
<b>Durée d'interruption (en années)</b>			
Rang 1	3,8 (4,7)	4,1 (3,8)	-0,3
Rang 2	2,7 (2,6)	1,8 (2,5)	0,9*
Rang 3	3,4 (3,2)	2,8 (2,4)	0,6
<b>(2) Passage à temps partiel</b>			
Rang 1	4,1	5,7	-1,6
Rang 2	9,7	20,8	-11,1***
Rang 3	6,2	16,3	-10,1**
<b>(3) Changement d'emploi</b>			
Rang 1	3,9	0,8	3,1***
Rang 2	1,2	0,8	0,4
Rang 3	2,3	1,1	1,2
<b>(4) Changement de poste/horaires chez même employeur</b>			
Rang 1	5,1	4,9	0,2
Rang 2	4,3	3,0	1,3
Rang 3	3,8	4,3	-0,5

Source : Ined-Insee, *Familles et Employeurs*, 2004-2005.

Champ : femmes salariées avant la naissance.

Note : Pour les durées d'interruption, les écart-types sont présentés entre parenthèses.

Lecture : 24,4 % des mères qui étaient salariées du privé avant la naissance de leur premier enfant déclarent avoir changé de situation professionnelle l'année suivant la naissance de leur enfant, en raison de celle-ci. Parmi elles, 11,3 % ont interrompu leur carrière, pour une durée de 3,8 années en moyenne, et 4,1 % des mères du privé sont passés à temps partiel. De plus, 3,9 % déclarent avoir changé d'emploi et 5,1 % déclarent avoir changé de poste ou d'horaire tout en demeurant chez leur employeur.

Par ailleurs, certaines mesures de conciliation pourraient avoir un impact particulièrement négatif sur l'accès des mères aux postes à responsabilités. Par exemple, l'octroi d'un temps partiel ou l'autorisation d'absence pour enfant malade, mesures plus répandues dans le secteur public, risquent d'amener les mères à exercer un nombre d'heures de travail moins

important, et ainsi dégrader leurs perspectives de carrière. En d'autres termes, l'existence de certaines mesures de conciliation pourrait renforcer l'effet « plafond de verre » dans le public plutôt que le réduire<sup>5</sup>.

Enfin, selon Simonsen et Skipper (2006), le secteur public danois offre aux mères une plus grande possibilité que le secteur privé d'ajuster leurs conditions de travail suite à la naissance de leur enfant. Elles sont donc plus susceptibles d'abandonner des conditions de travail peu compatibles avec la vie de famille mais donnant lieu à une compensation salariale (travail de nuit, le soir, le week-end...) conformément à la théorie des différences compensatrices (Rosen, 1986). Par conséquent, bien que cela permette aux mères de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle, cela conduit néanmoins à une perte en termes de salaire horaire. Toutefois, en France, les changements d'emploi ou de conditions de travail chez le même employeur sont, dans l'ensemble, peu fréquents et peu de différences existent entre les deux secteurs. En effet, seuls les changements d'emploi suite à la naissance du premier enfant sont significativement plus nombreux dans le privé que dans le public (voir tableau 1).

## 1.2. Les résultats des études précédentes

À notre connaissance, seules quatre études ont estimé le « family pay gap » de manière séparée pour le secteur public et le secteur privé. Il s'agit de l'étude d'Albrecht *et al.* (1999) sur données suédoises et des études de Datta Gupta et Smith (2000), Nielsen *et al.* (2004) ainsi que Simonsen et Skipper (2006) sur données danoises. Si ces études ont le mérite de mettre en évidence que la pénalité associée aux enfants est différente au sein du secteur public et du secteur privé, celles-ci ne s'accordent cependant pas sur l'ampleur du « family pay gap » au sein du secteur public comparativement au secteur privé.

Tout d'abord, une partie de ces études conclut que la maternité est plus pénalisante sur le salaire horaire des mères dans le secteur privé. Plus précisément, les mères du public bénéficieraient d'une prime, tandis que la maternité entraînerait une pénalité ou n'aurait pas d'effet dans le secteur privé. Ainsi, Datta Gupta et Smith (2000) estiment que, à expérience effective équivalente, le nombre d'enfants a un impact significativement positif dans le secteur public mais n'a pas d'effet au sein du secteur privé. Nielsen *et al.* (2004) trouvent que les mères perçoivent un salaire horaire 3 % plus élevé que les femmes sans enfant au sein du secteur public mais 6 % plus faible au sein du secteur privé, toutes choses égales par ailleurs (et notamment à durée d'interruption équivalente). De plus, la durée d'interruption suite à une naissance a un effet négatif sur le salaire horaire des mères du secteur privé mais pas sur celui perçu par les mères du secteur public. Autrement dit, il apparaît qu'à la différence des mères salariées du secteur public, celles appartenant au secteur privé subissent une double pénalité salariale, résultant non seulement de l'interruption suite à la naissance, mais également du seul fait d'être mère.

L'étude d'Albrecht *et al.* (1999) fournit quant à elle des résultats plus contrastés. D'après les auteurs, à durée d'interruption et expérience effective équivalentes, les femmes du secteur public bénéficieraient d'une prime associée à la présence d'enfants, tandis que la présence d'enfants n'aurait pas d'impact sur le salaire des mères du secteur privé. Néanmoins, la prise

---

<sup>5</sup> Cela pourrait expliquer pourquoi, alors que les salariées de la Fonction publique bénéficient de davantage de mesures de conciliation vie familiale-vie professionnelle que celles du secteur privé, l'effet « plafond de verre » est plus prononcé dans le secteur public que dans le secteur privé (Albert, 2013).

d'un congé parental a un impact négatif sur les salaires des femmes du secteur public mais n'a, en revanche, aucun effet au sein du secteur privé.

Enfin, bien que se référant au même échantillon d'étude que Nielsen *et al.* (2004), Simonsen et Skipper (2006) montrent au contraire que la maternité entraîne une pénalité salariale totale au sein des deux secteurs mais moins prononcée dans le privé (-6,4 %) que dans le public (-7,6 %). D'après les auteurs, cette différence s'explique, en partie, par le fait que les mères du public et du privé optent pour des choix professionnels différents après la naissance d'un enfant : passage à temps partiel, changement d'emploi ou de poste permettant une meilleure conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, prise d'un congé parental, etc. Cependant, même en neutralisant les effets de ces choix sur les salaires, les auteurs obtiennent un effet « direct » de la maternité sur les salaires de -3,2 % au sein du secteur public et non significatif au sein du secteur privé. D'après Simonsen et Skipper, la pénalité plus élevée dans le secteur public proviendrait d'un phénomène de différences compensatrices de salaire.

Les études précédentes fournissent donc des résultats contrastés sur l'ampleur du « family pay gap » dans le secteur public comparativement au secteur privé. D'après nous, cela s'explique en partie par le fait que ces études mobilisent des méthodologies différentes. L'estimation du « family pay gap » par secteur est confrontée à trois principaux problèmes potentiels : auto-sélection des femmes dans l'emploi, auto-sélection dans les secteurs public ou privé, et hétérogénéité inobservée. Or, aucune des études précédentes n'a pris en compte simultanément ces trois problèmes. Par exemple, Albrecht *et al.* (1999) mobilisent des données de panel et estiment des équations de salaire par la méthode des effets fixes, ce qui leur permet de contrôler pour l'hétérogénéité inobservée entre les mères et les femmes sans enfant. Cependant, les auteurs estiment des équations séparées pour le secteur public et le secteur privé, sans tenir compte des effets de sélections potentiels (sélection dans l'emploi et choix de secteur). Datta Gupta et Smith (2000) estiment également un modèle à effets fixes mais, de plus, contrôlent pour la sélection potentielle des salariées dans l'emploi en mettant en place une procédure d'Heckman (1979). Néanmoins, comme Albrecht *et al.*, les auteurs ne tiennent pas compte du fait que les salariées choisissent volontairement de travailler dans un secteur plutôt que dans un autre. En mobilisant des données en coupe instantanée, Nielsen *et al.* (2004) ainsi que Simonsen et Skipper (2006) prennent en compte les effets de sélection résultant du choix du secteur mais ne contrôlent ni pour la sélection dans l'emploi, ni pour l'hétérogénéité inobservée entre les mères et les femmes sans enfant. Toutefois, la stratégie empirique mise en œuvre diffère entre ces deux études. En effet, alors que Nielsen *et al.* estiment un modèle à choix de secteur endogène, Simonsen et Skipper utilisent une méthode d'appariement basée sur le score de propension.

## 2. STRATÉGIE EMPIRIQUE

### 2.1. Estimation d'un modèle probit bivarié avec sélection

Afin d'étudier si le « family pay gap » diffère entre les secteurs public et privé, certains travaux ont estimé des équations de salaire séparément pour chacun des secteurs (Albrecht *et al.*, 1999 ; Datta Gupta, Smith, 2000). Si cette approche permet de considérer que la formation des salaires est différente entre les deux secteurs, ces études supposent cependant que les femmes choisissent aléatoirement le secteur dans lequel elles travaillent. Cependant, cette hypothèse est particulièrement contestable et risque de conduire à une estimation biaisée de la pénalité associée aux enfants (Nielsen *et al.*, 2004). En raison notamment d'une

offre plus importante de mesures de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle (Lanfranchi, Narcy, 2013), le secteur public est susceptible d'attirer davantage de mères ou de femmes envisageant d'avoir des enfants que le secteur privé.

En outre, la proportion de femmes qui travaillent diminue avec le nombre d'enfants. Ainsi, dans l'enquête *Familles et Employeurs*, environ 83 % des femmes sans enfant travaillent, alors que les mères de deux enfants ne sont que 70 % dans ce cas et celles de trois enfants ou plus seulement 54,3 %. Par ailleurs, les mères en emploi présentent de meilleures caractéristiques productives que celles ne travaillant pas (Pailhé, Solaz, 2012). Par conséquent, afin d'obtenir des effets non biaisés de l'influence du nombre d'enfants sur les salaires, il est nécessaire de neutraliser également les effets de sélection résultant d'être ou non en emploi.

Préalablement à l'estimation des équations de salaire, nous estimons donc un modèle probit bivarié avec sélection (Tunali, 1986 ; Sorensen, 1989). Dans un premier temps, les femmes choisissent ou non de travailler et, dans un second temps, celles qui ont choisi de travailler optent pour le secteur public ou bien pour le secteur privé. Ces deux équations de sélection se modélisent de la manière suivante :

$$I_{1,i}^* = \gamma_1' Z_{1,i} + \mu_{1,i} \quad (1)$$

$$I_{2,i}^* = \gamma_2' Z_{2,i} + \mu_{2,i} \quad (2)$$

L'équation (1) modélise, pour une femme  $i$ , le fait de travailler ou non et l'équation (2) modélise le fait de travailler dans le secteur public plutôt que dans le secteur privé. Le vecteur  $Z_{1,i}$  contient un ensemble de caractéristiques socio-démographiques supposées influencer la probabilité d'être en emploi (âge, statut marital, nombre d'enfants...). Le vecteur  $Z_{2,i}$  contient un ensemble de caractéristiques individuelles et d'emploi susceptibles de déterminer le salaire que chaque femme  $i$  est susceptible de percevoir au sein des différents secteurs ainsi que des variables instrumentales assurant l'identification du modèle. Les termes d'erreur  $\mu_{1,i}$  et  $\mu_{2,i}$  sont supposés être normalement distribués, de moyennes nulles et de matrice de variance-covariance :

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

$I_{1,i}^*$  et  $I_{2,i}^*$  représentent les suppléments d'utilité résultant respectivement du fait d'être en emploi et du fait de travailler pour le secteur public plutôt que pour le secteur privé. Ces variables sont des variables latentes ne pouvant être observées. Seules les deux variables dichotomiques suivantes peuvent être observées :

$$I_{1,i}^* = \begin{cases} 1 & \text{si } I_{1,i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } I_{1,i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$I_{2,i}^* = \begin{cases} 1 & \text{si } I_{2,i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } I_{2,i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

L'expression (3) indique si la femme  $i$  travaille ( $I_{1,i} = 1$ ) ou non ( $I_{1,i} = 0$ ). Sachant que cette femme  $i$  travaille, l'expression (4) indique si elle a opté pour le secteur public ( $I_{2,i} = 1$ ) ou le

secteur privé ( $I_{2,i} = 0$ ). Par conséquent, dans ce modèle, la variable  $I_{1,i}$  est observée pour toutes les femmes, alors que la variable  $I_{2,i}$  n'est observée que pour les femmes en emploi, c'est-à-dire pour lesquelles  $I_{1,i} = 1$ . Ce modèle concerne ainsi trois sous-échantillons mutuellement exclusifs notés  $S_1$ ,  $S_2$  et  $S_3$ .  $S_1$  regroupe toutes les femmes ayant opté pour le secteur public ( $I_{1,i} = 1$  et  $I_{2,i} = 1$ ). Les femmes ayant opté pour le secteur privé ( $I_{1,i} = 1$  et  $I_{2,i} = 0$ ) appartiennent à  $S_2$ , alors que les femmes sans emploi appartiennent à  $S_3$  ( $I_{1,i} = 0$ ).

L'équation de salaire pour les femmes au sein du secteur public peut être modélisée de la manière suivante :

$$\ln W_{pu,i} = \beta'_{pu} X_{pu,i} + \varepsilon_{pu,i} \quad \text{si } i \in S_1 \quad (5)$$

De la même façon, au sein du secteur privé :

$$\ln W_{p,i} = \beta'_p X_{p,i} + \varepsilon_{p,i} \quad \text{si } i \in S_2 \quad (6)$$

$\ln W_{pu,i}$  et  $\ln W_{p,i}$  représentent le logarithme du salaire mensuel perçu par la femme  $i$  respectivement au sein du secteur public et du secteur privé.  $X_{j,i}$  ( $j = pu, p$ ) est un vecteur de caractéristiques individuelles et d'emploi influençant le logarithme du salaire mensuel.  $\varepsilon_{pu,i}$  et  $\varepsilon_{p,i}$  correspondent aux termes d'erreur avec  $\varepsilon_{pu,i} \approx N(0, \sigma_{pu,i}^2)$  et  $\varepsilon_{p,i} \approx N(0, \sigma_{p,i}^2)$ . Ces termes d'erreur sont supposés être corrélés avec chaque terme d'erreur  $\mu_{k,i}$  ( $k = 1, 2$ ) des équations de sélection (1) et (2). On peut noter  $\rho_{k,pu}$  ( $k = 1, 2$ ) le coefficient de corrélation entre le terme d'erreur  $\mu_{k,i}$  ( $k = 1, 2$ ) de l'équation de sélection correspondante et le terme d'erreur  $\varepsilon_{pu,i}$  de l'équation de salaire pour le secteur public. De même,  $\rho_{k,p}$  ( $k = 1, 2$ ) désigne le coefficient de corrélation entre le terme d'erreur  $\mu_{k,i}$  ( $k = 1, 2$ ) de l'équation de sélection correspondante et le terme d'erreur  $\varepsilon_{p,i}$  de l'équation de salaire pour le secteur privé.

Pour les femmes ayant opté pour le secteur public, le logarithme du salaire mensuel conditionnellement au fait d'être en emploi s'écrit :

$$\begin{aligned} E(\ln W_{pu} | I_1 = 1, I_2 = 1) &= \beta'_{pu} X_{pu} + E(\varepsilon_{pu} | I_1 = 1, I_2 = 1) \\ &= \beta'_{pu} X_{pu} + E(\varepsilon_{pu} | \mu_1 > -\gamma'_1 Z_1, \mu_2 > -\gamma'_2 Z_2) \\ &= \beta'_{pu} X_{pu} + \sigma_{pu} \rho_{1,pu} \lambda_{pu}^1 + \sigma_{pu} \rho_{2,pu} \lambda_{pu}^2 \end{aligned} \quad (7)$$

Pour celles ayant opté pour le secteur privé, il s'écrit :

$$\begin{aligned} E(\ln W_p | I_1 = 1, I_2 = 0) &= \beta'_p X_p + E(\varepsilon_p | I_1 = 1, I_2 = 0) \\ &= \beta'_p X_p + E(\varepsilon_p | \mu_1 > -\gamma'_1 Z_1, \mu_2 \leq -\gamma'_2 Z_2) \\ &= \beta'_p X_p + \sigma_p \rho_{1,p} \lambda_p^1 + \sigma_p \rho_{2,p} \lambda_p^2 \end{aligned} \quad (8)$$

$$\text{Avec : } \lambda_{pu}^1 = \frac{\phi(\gamma'_1 Z_1) \Phi(C^{**})}{G(\gamma'_1 Z_1, \gamma'_2 Z_2; \rho)} \quad \text{et} \quad \lambda_{pu}^2 = \frac{\phi(\gamma'_2 Z_2) \Phi(C^*)}{G(\gamma'_1 Z_1, \gamma'_2 Z_2; \rho)}$$



$$\lambda_p^1 = \frac{\phi(\gamma_1'Z_1)\Phi(-C^{**})}{G(\gamma_1'Z_1, -\gamma_2'Z_2; -\rho)} \text{ et } \lambda_p^2 = -\frac{\phi(\gamma_1'Z_1)\Phi(C^{**})}{G(\gamma_1'Z_1, -\gamma_2'Z_2; -\rho)}$$

Où :

-  $\phi$  et  $\Phi$  désignent respectivement la fonction de densité et la fonction de répartition de la loi normale.

-  $G(\dots, \dots)$  représente la fonction de répartition d'une loi normale bivariée de coefficient de corrélation  $\pm \rho$ .

$$- C^* = \frac{\gamma_1'Z_1 - \rho\gamma_2'Z_2}{\sqrt{(1-\rho^2)}} \text{ et } C^{**} = \frac{\gamma_2'Z_2 - \rho\gamma_1'Z_1}{\sqrt{(1-\rho^2)}}$$

Tunali (1986) propose une méthode en deux étapes pour estimer ce type de modèle. Dans une première étape, les équations de sélection (1) et (2) sont estimées par la méthode du maximum de vraisemblance d'un modèle probit bivarié avec sélection. L'estimation de ce modèle permet d'obtenir des estimations non biaisées de  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  et de  $\rho$ , nécessaires au calcul des termes de sélection  $\lambda_{pu}^1$ ,  $\lambda_{pu}^2$ ,  $\lambda_p^1$  et  $\lambda_p^2$ . Dans une seconde étape, afin de tenir compte des différents effets de sélection, les termes de sélection  $\lambda_{pu}^1$  et  $\lambda_{pu}^2$  sont inclus dans l'équation de salaire du secteur public et les termes de sélection  $\lambda_p^1$  et  $\lambda_p^2$  dans l'équation de salaire pour le secteur privé. L'estimation par les MCO (moindres carrés ordinaires) de ces équations de salaire permet d'obtenir des estimations non biaisées de  $\beta_{pu}$  et de  $\beta_p$ .

## 2.2. Spécifications des équations de salaire : estimation de l'effet « total » et de l'effet « net » des enfants et test des facteurs explicatifs

Dans cette étude, nous estimons successivement différentes spécifications des équations de salaire afin de comparer entre les secteurs public et privé, d'une part, la pénalité « totale » associée aux enfants et, d'autre part, la pénalité « nette ».

La pénalité « totale » est obtenue en estimant des équations de salaire mensuel dans lesquelles sont pris en compte les seuls déterminants du salaire supposés non affectés par la maternité (spécification n° 1). Cette pénalité « totale » correspond ainsi à la perte de rémunération occasionnée par le fait d'avoir des enfants. Elle peut être la conséquence d'un choix professionnel volontaire des mères (par exemple, passage à temps partiel) mais également d'un comportement particulier des employeurs à l'égard de leurs salariées mères (par exemple, moindre accès à des postes à responsabilités).

Les facteurs explicatifs potentiels de cette pénalité « totale » peuvent être regroupés en trois catégories : la réduction de l'offre de travail des mères, les interruptions de carrière, les autres facteurs explicatifs couramment avancés dans la littérature (ajustements des conditions de travail et moindre accès à des postes à responsabilités). La prise en compte de ces différents facteurs explicatifs dans la modélisation des équations de salaire permet d'estimer une pénalité « nette » associée à la présence d'enfants, c'est-à-dire l'écart de salaire entre mères et femmes sans enfant qui est susceptible de persister même lorsque sont pris en compte les déterminants du salaire affectés par la maternité (spécification n° 2).

Enfin, afin de comparer entre les secteurs public et privé l'importance respective des différentes catégories de facteurs explicatifs de la pénalité « totale » associée aux enfants, ces

trois catégories sont introduites successivement dans la spécification n° 1. Par exemple, comparer l'effet des enfants sur les salaires obtenu à partir de la spécification n° 1 et leur effet estimé à partir d'équations de salaire incorporant les variables « offre de travail » permet de déterminer la part de la pénalité « totale » associée à la maternité qui résulte d'une réduction de l'offre de travail des mères.

### 3. DONNÉES

#### 3.1. L'enquête *Familles et Employeurs*

Dans cette étude, nous exploitons l'enquête *Familles et Employeurs* qui a été réalisée par l'Institut national d'études démographiques (Ined) et l'Insee en 2004-2005. Cette enquête, représentative à l'échelle nationale, a été menée en France métropolitaine auprès de 9 745 individus âgés de 20 à 49 ans. Afin d'étudier l'impact de la maternité sur la rémunération des mères, nous restreignons notre échantillon aux femmes, qu'elles soient salariées ou non en 2004. De plus, comme Meurs *et al.* (2010), nous excluons de notre analyse les travailleurs occasionnels (moins de 10 heures par semaine) ainsi que les individus dont le salaire mensuel net est inférieur à 260 euros (salaire mensuel perçu pour une durée de travail de 10 heures hebdomadaires, rémunérée au Smic). Nous excluons également les salariées déclarant travailler plus de 55 heures par semaine. Enfin, nous supprimons les individus déclarant travailler à temps partiel et effectuer plus de 32 heures de travail hebdomadaire<sup>6</sup>, ainsi que ceux déclarant travailler à temps plein mais moins de 32 heures par semaine<sup>7</sup>. Après élimination de ces observations et des individus pour lesquels nous avons des données manquantes ou aberrantes, notre échantillon est composé de 3 140 femmes. Parmi elles, 905 femmes ne travaillent pas en 2004 (femmes au foyer, en congé parental à temps plein ou chômeuses), 710 travaillent dans le secteur public et 1 525 dans le secteur privé. Le secteur public considéré ici regroupe les salariés de l'État, des collectivités locales, des HLM et des hôpitaux publics.

Cette enquête possède quatre grands intérêts. Premièrement, bien que nous ne disposions que de données sur le salaire perçu par les individus en 2004, nous disposons d'informations rétrospectives sur la situation professionnelle des individus depuis leur majorité et jusqu'à la date de l'enquête. En effet, ceux-ci devaient renseigner, pour chaque année, s'ils avaient connu, pendant au moins six mois consécutifs, une ou plusieurs des situations suivantes : études, service militaire, inactivité, congé parental, chômage, emploi (et si oui, à temps partiel ou non). De plus, les individus étaient tenus de préciser, pour chaque année, s'ils avaient également connu des périodes d'emplois, de stages rémunérés ou de chômage de courte durée (moins de six mois). Cette partie rétrospective de l'enquête nous permet donc de calculer l'expérience effective de chaque individu.

Deuxièmement, cette enquête donne des informations précises sur les types de transitions professionnelles effectuées par les enquêtés l'année suivant la naissance de chaque enfant. En effet, chaque enquêté devait indiquer s'il a connu, l'année suivant la naissance de chaque

---

<sup>6</sup> Nous retenons ce critère puisqu'il correspond à la durée de travail hebdomadaire effectuée par les salariés travaillant à 90 %, ceux-ci étant considérés comme des travailleurs à temps partiel dans l'enquête.

<sup>7</sup> Préalablement, nous avons réajusté la durée de travail hebdomadaire des enseignants qui déclarent travailler à temps plein et effectuer moins de 35 heures par semaine. En effet, une partie des instituteurs et professeurs déclarent une durée de travail hebdomadaire équivalente seulement à leur service d'enseignement (respectivement 27 heures et 18 heures). Nous avons donc fixé la durée de travail hebdomadaire de ces individus à 35 heures.

enfant, les changements de situation professionnelle suivants : changement d'emploi, changement de poste chez le même employeur, démission ou arrêt de travail, chômage, prise d'un temps partiel, prise d'un congé parental à temps plein, changement d'horaires chez le même employeur, aucun changement de ce type. En outre, les enquêtés devaient préciser si ces changements étaient liés ou non à la naissance. Par conséquent, contrairement à de nombreuses études, nous sommes en mesure d'identifier sans ambiguïté si les changements professionnels observés dans la partie rétrospective de l'enquête l'année suivant la naissance d'un enfant sont liés ou non à celle-ci. Si cela ne fait aucun doute pour les périodes de congé parental, il est en revanche plus difficile de savoir avec certitude, à partir de la seule partie rétrospective d'une enquête, si les périodes de chômage ou d'inactivité observées suite à la naissance d'un enfant en sont la conséquence directe. La combinaison de la partie rétrospective de l'enquête et des données sur les transitions effectuées par les enquêtés suite à la naissance de leurs enfants nous permet ainsi d'identifier les périodes d'interruption de carrière engendrées par la naissance d'un enfant (congé parental mais aussi inactivité ou chômage), et d'en mesurer la durée.

Troisièmement, outre le fait de pouvoir déterminer avec précision l'expérience effective des salariées et de repérer les périodes d'interruption de carrière engendrées spécifiquement par la maternité, la richesse des données mobilisées nous permet de considérer la quasi-totalité des facteurs explicatifs du « family pay gap » avancés dans la littérature. Nous disposons également de très nombreuses variables de contrôle et l'originalité de plusieurs questions offre la possibilité d'élaborer un indicateur d'implication au travail et d'ambition permettant de contrôler l'hétérogénéité inobservée pouvant exister entre femmes sans enfant et mères.

Enfin, un autre intérêt de cette enquête est qu'elle a été réalisée auprès d'un échantillon représentatif de ménages. Par conséquent, tous les individus, qu'ils soient salariés, indépendants, chômeurs ou inactifs ont été interrogés. Ainsi, contrairement à de nombreuses études qui détiennent des données uniquement sur les salariés, nous sommes en mesure de contrôler pour l'auto-sélection des femmes dans l'emploi salarié.

### **3.2. Les spécifications des équations de salaire**

Concernant la variable à expliquer, la quasi-totalité des études sur le « family pay gap » examine l'impact des enfants sur le salaire horaire des mères. Cependant, la naissance d'un enfant conduit souvent les femmes à effectuer un moins grand nombre d'heures de travail, impliquant ainsi une réduction de leur pouvoir d'achat, même à salaire horaire inchangé. De ce fait, dans les équations de salaire, nous considérons le logarithme du salaire mensuel comme variable à expliquer. Le salaire mensuel correspond au salaire mensuel net que les individus retirent de leur emploi principal. Ce salaire comprend les compléments versés mensuellement et les heures supplémentaires, mais ne tient pas compte des compléments non mensuels (prime annuelle, treizième mois...).

Par ailleurs, pour mesurer l'effet des enfants, nous considérons trois indicatrices permettant d'identifier les mères d'un enfant, de deux enfants et de trois enfants et plus. Contrairement à une variable agrégée indiquant le nombre total d'enfants de la salariée, ces indicatrices nous permettent d'estimer si la pénalité varie en fonction du rang de l'enfant, comme cela a été mis en évidence dans la littérature (Waldfoegel, 1998 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Davies, Pierre, 2005).

Afin d'estimer la pénalité « totale » associée à la présence d'enfants, les déterminants suivants du salaire sont considérés : l'âge, le statut marital, le fait d'être immigré, le niveau

de diplôme, l'ancienneté dans l'emploi<sup>8</sup>, l'expérience potentielle<sup>9</sup>, la catégorie socioprofessionnelle, le fait d'occuper un emploi précaire (intérim, emploi jeune ou contrat à durée déterminée), le fait de travailler dans le secteur de l'éducation, de la santé ou de l'action sociale<sup>10</sup>, le fait de résider en Île-de-France, et la taille de l'établissement. Les statistiques descriptives de ces différentes variables sont présentées dans la partie haute du tableau A1 de l'annexe.

Afin d'estimer la pénalité « nette » associée à la maternité et de démêler également les principaux facteurs explicatifs de la pénalité « totale », nous rajoutons, dans les spécifications des équations de salaire, les déterminants du salaire potentiellement affectés par la maternité. Nous distinguons ici trois catégories de facteurs explicatifs potentiels : la « réduction de l'offre de travail » des mères, les interruptions de carrière, et les autres facteurs explicatifs couramment avancés dans la littérature.

Tout d'abord, pour tester dans quelle mesure la pénalité associée à la maternité provient d'une réduction de l'offre de travail des mères, nous considérons plusieurs variables explicatives : le nombre d'heures de travail hebdomadaire, le fait de faire ou non des heures supplémentaires rémunérées, le fait de travailler à temps partiel en 2004 et le fait d'avoir toujours travaillé à temps plein au cours de sa carrière professionnelle. Même si nous contrôlons pour la durée de travail, il est souhaitable de contrôler également pour le fait de travailler à temps partiel au moment de l'enquête car le statut même du temps partiel peut affecter le niveau de rémunération. Par exemple, dans la Fonction publique, travailler à temps partiel peut être associé à une prime en termes de salaire horaire, puisque le temps partiel « long » y est sur-rémunéré (par exemple, les salariés travaillant à 80 % touchent 85,7 % de la rémunération d'un agent travaillant à temps plein). Il est également important de contrôler pour le fait d'avoir, au cours de sa carrière, toujours travaillé à temps plein. En effet, comme nous l'avons expliqué à la section 1, plusieurs travaux ont montré que les salariés qui, pendant plusieurs années, ont travaillé à temps partiel, perçoivent généralement un salaire horaire plus faible que ceux ayant toujours occupé un emploi à temps plein.

En outre, nous souhaitons estimer dans quelle mesure les interruptions de carrière liées à la maternité expliquent le « family pay gap » dans chacun des secteurs. Pour cela, nous avons exploité l'information disponible dans la partie rétrospective de l'enquête afin de créer deux variables : l'expérience effective et la durée d'interruption pour maternité. D'une part, l'expérience effective est égale à la somme des périodes pendant lesquelles la salariée a été en emploi (court ou long) depuis l'année de son premier emploi<sup>11</sup>. D'autre part, nous avons créé une variable de durée d'interruption pour maternité, en combinant la partie rétrospective

---

<sup>8</sup> L'ancienneté dans l'emploi peut être affectée par la maternité, si la mère change d'employeur suite à la naissance de son enfant. Cependant, peu de mères changent d'emploi suite à la naissance de leur enfant (voir tableau 1). Ainsi, et puisque l'ancienneté est un déterminant essentiel du salaire dans la Fonction publique, nous introduisons l'ancienneté dans le modèle de base.

<sup>9</sup> L'expérience potentielle est égale au nombre d'années écoulées depuis que l'individu a débuté son premier emploi.

<sup>10</sup> Dans l'enquête *Familles et Employeurs*, les secteurs d'activités sont codés à partir de la Nomenclature Économique de Synthèse (NES) à seize postes. Par conséquent, seul le secteur de l'éducation, de la santé et de l'action sociale regroupe suffisamment de salariés appartenant aux secteurs public et privé. Les autres secteurs d'activités concentrent presque exclusivement des salariés du secteur privé (industrie, commerce, transports, activités financières, immobilières, services aux particuliers ou aux entreprises), ou uniquement des salariés du secteur public (administration).

<sup>11</sup> Comme Pailhé et Solaz (2012), si, pour une année donnée, une seule situation (études, service militaire, inactivité, congé parental, chômage ou emploi long) est renseignée, on considère que cette situation a duré un an. En revanche, si deux (trois) situations sont renseignées, on considère que chacune d'entre elles a duré six (quatre) mois.

de l'enquête et les questions sur les transitions professionnelles effectuées l'année suivant la naissance de chaque enfant. Pour chaque femme déclarant s'être interrompue en raison de la naissance de son enfant, nous avons considéré que l'interruption pour maternité était égale à l'ensemble de la période d'inactivité débutant l'année de la naissance de l'enfant. Si aucune période d'inactivité n'est reportée dans le calendrier l'année de la naissance de l'enfant, alors que la femme indique s'être interrompue pour maternité, nous considérons comme point de départ non pas l'année de la naissance de l'enfant mais l'année suivante. La période d'interruption prend fin dès qu'un emploi long ou court est déclaré dans le calendrier<sup>12</sup>. Enfin, pour les mères ayant eu plusieurs enfants, la variable mesure la durée totale d'interruption pour maternité accumulée pour toutes les naissances. Pour tenir compte du fait que les interruptions de longue durée sont plus pénalisantes que celles de courte durée (Buligescu *et al.*, 2009), nous créons trois indicatrices : (i) durée d'interruption totale pour maternité inférieure à un an, (ii) durée d'interruption totale pour maternité entre un et trois ans, (iii) durée d'interruption totale pour maternité supérieure à trois ans.

Enfin, nous considérons également d'autres variables susceptibles d'expliquer l'effet négatif de la maternité sur les salaires. D'une part, les mères, moins disponibles, occupent moins souvent des postes à responsabilités. Nous créons donc une variable indiquant si la salariée a des personnes sous sa responsabilité hiérarchique. D'autre part, les mères ont également tendance à ajuster leurs conditions de travail afin de les rendre plus compatibles avec leur vie familiale éventuellement au détriment d'une partie de leur salaire (théorie des différences compensatrices). Nous considérons ainsi plusieurs variables indiquant : (i) le fait d'effectuer des horaires atypiques (alternés ou variables d'un jour ou d'une semaine à l'autre), (ii) de travailler le soir, la nuit ou le week-end et (iii), le temps de trajet entre le domicile et le lieu de travail. Toutes ces variables peuvent en effet avoir un effet potentiellement positif sur les salaires mais moins caractériser le travail des mères que celui des femmes sans enfant. Les statistiques descriptives de ces différentes variables potentiellement affectées par la maternité sont présentées dans partie intermédiaire du tableau A1 de l'annexe.

### 3.3. Les spécifications des équations de sélection

En premier lieu, pour assurer l'identification du modèle probit bivarié avec sélection, il est nécessaire de disposer d'au moins une variable supposée influencer la probabilité d'être en emploi mais pas la probabilité d'opter pour le secteur public plutôt que pour le secteur privé, c'est-à-dire une variable comprise dans  $Z_1$  mais pas dans  $Z_2$  ni dans le vecteur  $X$  des équations de salaire (5) et (6). Nous considérons le fait d'avoir eu une mère n'ayant jamais travaillé durant l'enfance de l'enquêtée comme un déterminant de la probabilité d'être en emploi mais pas du choix entre les secteurs. Comme Meurs *et al.* (2010), nous pensons en effet qu'une femme, plus particulièrement quand elle a des enfants, aura une probabilité d'être en emploi d'autant plus faible que sa mère ne l'était pas durant son enfance.

Outre cette variable, nous incluons dans  $Z_1$  l'ensemble des facteurs susceptibles d'influencer la probabilité de travailler : l'âge, le fait d'être en couple, le fait d'être immigré, le niveau de diplôme, une indicatrice renseignant sur le fait que l'individu réside ou non en Île-de-France

<sup>12</sup> Pour calculer la durée d'interruption pour maternité, nous considérons que la période d'« inactivité » correspond à l'ensemble des situations de congé parental, de chômage et d'inactivité. Comme pour l'expérience effective, si deux (trois) situations sont déclarées pour une même année, on considère que chaque situation a duré six (quatre) mois. De plus, comme les périodes d'« inactivité » ne sont reportées dans le calendrier que si leur durée est supérieure à six mois, nous ne comptabilisons pas, dans la variable de durée d'interruption pour maternité, les interruptions de courte durée.

et six indicatrices décrivant la présence d'enfants. Plus précisément, nous désagrégeons les trois indicatrices de maternité (un, deux et trois enfants ou plus) afin de tenir compte non seulement du nombre d'enfants mais également de la présence d'un enfant de moins de trois ans. En effet, le taux d'activité des mères est nettement inférieur lorsque celles-ci ont des enfants encore trop jeunes pour être scolarisés (Moschion, 2009).

En second lieu, il est également nécessaire de disposer de variables supposées influencer le choix du secteur mais pas les salaires<sup>13</sup>. Ces variables sont donc incluses dans le vecteur  $Z_2$  de l'équation (2) mais pas dans le vecteur  $X$  des équations de salaire (5) et (6). Nous proposons quatre instruments différents.

Le choix des trois premiers instruments repose sur l'hypothèse selon laquelle le secteur public, en raison des objectifs plus sociaux qu'il cherche à satisfaire, est susceptible de davantage attirer que ne le fait le secteur privé des salariés ayant des degrés élevés de motivation pro-sociale. Cette hypothèse est confirmée par plusieurs études empiriques (voir, par exemple, Borzaga, Tortia, 2006 ; Gregg *et al.*, 2011). Le premier instrument considéré est le fait d'avoir (ou non) des activités non rémunérées militantes ou d'intérêt local. Nous estimons en effet que ce type d'engagement reflète une motivation pro-sociale des individus se traduisant également dans leurs choix sectoriels. Ensuite, dans l'enquête *Familles et Employeurs*, il est demandé, à chaque enquêté, de préciser le critère qui serait le plus déterminant pour choisir un emploi s'il devait en chercher un. Neuf critères différents sont proposés : salaire, rémunération ; proximité du domicile ; sécurité de l'emploi ; perspectives de carrière ; adéquation du travail avec les goûts et/ou la formation ; commodité des horaires de travail ; ambiance de travail et environnement humain ; conditions de travail et environnement matériel ; autre. Les salariés ayant des degrés élevés de motivation pro-sociale accordent davantage d'importance aux caractéristiques intrinsèques de leur travail (intérêt du travail, utilité sociale de la mission, possibilité d'aider les autres...) et moins aux récompenses extrinsèques (rémunération, perspectives de promotion...). Par conséquent, nous avons considéré deux instruments supplémentaires. Le premier correspond à une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu considère le critère « adéquation avec les goûts et/ou formation » comme le plus déterminant s'il avait à rechercher un emploi. Au contraire, le second instrument correspond à une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu considère le salaire comme le critère le plus important. L'hypothèse concernant ces deux instruments est que les individus privilégiant le salaire ont une probabilité plus élevée d'opter pour le secteur privé, alors que ceux privilégiant un emploi en adéquation avec leurs goûts et/ou leur formation sont plus susceptibles d'opter pour le public.

Le dernier instrument considéré correspond au fait qu'il n'est pas mal perçu, dans l'établissement de l'enquêtée, qu'une collègue femme s'absente pour s'occuper de son enfant malade. Nous pensons en effet que cette variable reflète un environnement de travail propice à la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Comme le secteur public offre davantage de mesures de conciliation que le secteur privé (Lanfranchi, Narcy, 2013), cette variable est supposée influencer positivement la probabilité d'opter pour le secteur public. Les statistiques descriptives de ces différents instruments sont présentées dans la partie basse du tableau A1 de l'annexe.

Enfin, outre ces quatre instruments, nous incluons dans le vecteur  $Z_2$  l'ensemble des variables explicatives introduites dans les équations de salaire.

---

<sup>13</sup> Ces variables peuvent influencer les salaires mais seulement à travers le choix du secteur.

### 3.4. Une mesure originale du degré d'implication au travail et d'ambition

Pour obtenir une estimation non biaisée du « family pay gap », il est nécessaire de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée pouvant exister entre les femmes sans enfant et les mères. En effet, les femmes ont probablement des caractéristiques inobservables (telles que la motivation, l'implication au travail, l'envie de faire carrière) qui sont corrélées positivement avec le salaire et négativement avec la probabilité d'avoir des enfants. La non-prise en compte de cette hétérogénéité inobservée peut donc conduire à une sur-estimation de la pénalité salariale associée à la présence d'enfants. Une partie du « family pay gap » résulterait ainsi d'une différence de caractéristiques productives inobservables entre femmes sans enfant et mères. Pour tenir compte de cette hétérogénéité inobservée, supposée constante dans le temps, la plupart des études existantes s'appuient sur des données de panel et estiment des équations de salaire avec effets fixes (Waldfogel, 1998 ; Albrecht *et al.*, 1999 ; Datta Gupta, Smith, 2002 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Buligescu *et al.*, 2009 ; Gangl, Ziefle, 2009 ; Felfe, 2012). A notre connaissance, à ce jour, seuls Simonsen et Skipper (2012) sont parvenus à tenir compte de l'hétérogénéité inobservée entre les mères et les femmes sans enfant avec des données en coupe transversale. La stratégie des auteurs consiste à comparer des jumeaux de même sexe (l'un étant parent et l'autre pas encore) supposés partager les mêmes caractéristiques inobservables<sup>14</sup>. Cependant, il est également possible de neutraliser l'effet sur les salaires de cette hétérogénéité inobservée en estimant des équations de salaire en coupe instantanée dès lors que les données mobilisées sont suffisamment riches pour obtenir une mesure du niveau d'implication au travail et d'ambition des femmes.

La richesse des données issues de l'enquête *Familles et Employeurs* permet la construction d'une telle mesure. En effet, plusieurs questions originales sont posées aux enquêtés permettant de considérer plusieurs variables susceptibles de refléter leur degré d'implication au travail et d'ambition. La première variable considérée est le fait de déclarer les perspectives de carrière comme critère le plus déterminant si jamais il fallait rechercher un emploi. La seconde variable correspond au fait de faire des heures supplémentaires non rémunérées. Le fait qu'il arrive à l'enquêté de travailler ou d'emmener du travail chez lui constitue la troisième variable. Enfin, une dernière variable reflète le fait de ne faire que travailler pendant son temps de travail<sup>15</sup>.

En s'inspirant de la méthode proposée par van Praag et Ferrer-i-Carbonell (2004), nous construisons un indicateur d'implication au travail et d'ambition à partir des quatre variables décrites ci-dessus. Pour élaborer cet indicateur, nous procédons en deux étapes. La première étape consiste à estimer un modèle *logit* pour chacune des quatre variables en considérant un certain nombre de caractéristiques individuelles et d'emploi susceptibles d'être des déterminants de ces variables. En effet, outre le degré d'implication au travail et d'ambition, ces quatre variables sont influencées par d'autres caractéristiques<sup>16</sup>. Par exemple, le type de

<sup>14</sup> Une stratégie similaire a été mise en place par Neumark et Korenman (1994) qui utilisent des données sur des sœurs et introduisent des effets-fixes « famille ». Cette méthode suppose donc que l'hétérogénéité inobservée résulte de caractéristiques inobservées communes aux sœurs.

<sup>15</sup> Plus précisément, cette variable correspond au fait de ne jamais déclarer faire les actions suivantes durant son temps de travail : contacter son conjoint, ses enfants ou ses amis par téléphone, SMS ou *e-mail* ; entreprendre une démarche administrative ; prévoir les courses alimentaires ; prévoir les loisirs du soir ou du week-end.

<sup>16</sup> Pour chaque modèle, les variables explicatives considérées sont les suivantes : l'âge, le statut marital, le fait d'être immigré, le niveau de diplôme, l'expérience potentielle, l'ancienneté dans l'emploi, la CSP, le fait d'occuper un emploi

travail effectué par les cadres fait qu'ils ont une probabilité plus élevée que les ouvriers d'emporter du travail chez eux, sans que cela ne traduise nécessairement de leur part une implication au travail plus forte. Ainsi, le degré d'implication au travail et d'ambition que nous n'observons pas se retrouve dans chaque terme d'erreur des quatre modèles estimés. Par conséquent, afin d'obtenir une mesure de ce degré d'implication, la seconde étape consiste à extraire, à l'aide d'une analyse en composantes principales, la partie commune de ces quatre termes d'erreur. Afin de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée entre femmes sans enfant et mères, cet indicateur est inclus dans la spécification des équations de salaire permettant d'estimer la pénalité associée à la maternité.

## 4. RÉSULTATS

### 4.1. Estimations de la pénalité « totale »

Le premier objectif de cette étude est d'estimer si la pénalité totale associée aux enfants varie entre les secteurs public et privé en tenant compte à la fois des effets de sélection et de l'hétérogénéité inobservée.

Pour corriger les effets de sélection résultant à la fois d'être en emploi et du choix du secteur, nous avons estimé un modèle probit bivarié avec sélection dont les résultats sont reportés dans le tableau 2. Nous constatons tout d'abord que le coefficient de corrélation  $\rho$  est positif et significatif, ce qui justifie donc l'estimation d'un modèle probit bivarié et non pas l'estimation séparée de deux modèles probit. Il existe donc des caractéristiques inobservables qui affectent de la même manière la probabilité de travailler et la probabilité de choisir le secteur public plutôt que le secteur privé. Par exemple, l'existence de mesures de conciliation affecte probablement positivement à la fois la probabilité de travailler et celle d'être salarié dans le secteur public. En effet, on peut imaginer que, sans l'existence de certaines mesures de conciliation (par exemple, l'offre de système de garde d'enfants, qui est une mesure presque exclusivement offerte dans le secteur public), certaines femmes cesseraient leur activité professionnelle. En d'autres termes, s'il n'était pas possible pour ces femmes de travailler dans le secteur public, celles-ci ne travailleraient probablement pas : la décision de travailler est conditionnée à l'existence du secteur public.

Concernant les déterminants de la probabilité de travailler, il apparaît que l'âge et le diplôme ont un effet positif et significatif sur la probabilité de travailler, tandis que le fait d'être immigré a un impact négatif. De plus, les mères ont une probabilité significativement plus faible de travailler que les femmes sans enfant. L'effet est d'autant plus fort que le nombre d'enfants est élevé et que l'un des enfants a moins de trois ans, ce qui est cohérent avec les résultats de Moschion (2009). Seules les mères d'un enfant unique de plus de trois ans n'ont pas une probabilité plus faible de travailler que les femmes sans enfant. Enfin, les femmes dont la mère n'a jamais travaillé ont une probabilité significativement plus faible de travailler que les autres.

---

précaire, le fait de travailler dans le secteur de l'éducation, la santé ou l'action sociale, le fait de résider en Île-de-France, les indicatrices d'enfants et le fait de travailler pour le secteur public.



**Tableau 2. Estimation du modèle probit bivaré avec sélection**

	Proba. de travailler		Proba. de choisir le public	
	Coeff.	$\sigma$	Coeff.	$\sigma$
Age	0,012***	(0,004)	0,029***	(0,011)
En couple	0,092	(0,064)	-0,163**	(0,076)
Immigré	-0,326***	(0,088)	-0,568***	(0,150)
<b>Niveau de diplôme (réf. : aucun)</b>				
CAP-BEP	-0,099	(0,072)	0,116	(0,106)
Bac	0,219***	(0,083)	0,235**	(0,114)
Bac+2	0,410***	(0,094)	0,245*	(0,128)
Supérieur	0,426***	(0,086)	0,407***	(0,134)
Ancienneté	-	-	0,035***	(0,005)
Expérience pot	-	-	-0,026	(0,018)
Expérience pot <sup>2</sup> /100	-	-	-0,033	(0,047)
<b>CSP (réf. : ouvriers)</b>				
Cadres	-	-	0,618***	(0,182)
Professions intermédiaires	-	-	0,704***	(0,155)
Employés	-	-	0,917***	(0,139)
Emploi précaire	-	-	0,520***	(0,107)
Éducation, santé, social	-	-	0,986***	(0,075)
Ile de France	0,080	(0,068)	0,059	(0,083)
<b>Taille de l'établissement (réf. : moins de 20 salariés)</b>				
20-49 salariés	-	-	0,286***	(0,098)
50-199 salariés	-	-	0,462***	(0,090)
200-500 salariés	-	-	0,440***	(0,102)
Plus de 500 salariés	-	-	0,895***	(0,101)
Implication, ambition	-	-	-0,003	(0,031)
<b>Nb. d'enfant*âge (réf. : aucun)</b>				
1 enfant et pas moins de 3 ans	-0,065	(0,098)	-	-
1 enfant et moins de 3 ans	-0,380***	(0,107)	-	-
2 enfants et aucun moins de 3 ans	-0,174*	(0,090)	-	-
2 enfants dont 1 moins de 3 ans	-1,359***	(0,112)	-	-
3 enfants ou plus et aucun moins de 3 ans	-0,605***	(0,098)	-	-
3 enfants ou plus dont 1 moins de 3 ans	-1,691***	(0,141)	-	-
<b>Nb. d'enfant (réf. : aucun)</b>				
1 enfant	-	-	-0,021	(0,100)
2 enfants	-	-	0,04	(0,109)
3 ou plus	-	-	0,185	(0,147)
Mère n'ayant jamais travaillé	-0,209***	(0,062)	-	-
Activité militante	-	-	0,191*	(0,110)
<b>1er critère de choix d'emploi</b>				
Salaire, rémunération	-	-	-0,167**	(0,069)
Adéquation avec goûts et/ou formation	-	-	0,171*	(0,090)
Pas mal perçu si une mère s'absente pour enfant malade	-	-	0,460***	(0,091)
Constante	0,370**	(0,164)	-3,476***	(0,339)
$\rho$		0,372* (0,186)		
LR test of indep. eqns. (rho = 0)		3,39*		
Log de vraisemblance		-2685,13		
N		3140		

Source : Ined-Insee, *Familles et Employeurs*, 2004-2005.

Note : Écart-types entre parenthèses; \*\*\* p&lt;0,01, \*\* p&lt;0,05, \* p&lt;0,1.

Concernant l'estimation de l'équation de choix du secteur, les plus diplômées et les plus âgées ont une probabilité supérieure de travailler dans le secteur public. De plus, comparativement aux ouvriers, les cadres, les professions intermédiaires et les employés ont une probabilité plus élevée de travailler dans le secteur public. Cela provient du fait que les ouvriers regroupent des professions principalement présentes dans le secteur privé. En outre, les salariés du secteur de l'éducation, de la santé ou de l'action sociale ont une probabilité supérieure de travailler dans le public, ce qui est cohérent puisque ce secteur est davantage présent dans le public que dans le privé. De même, les salariés travaillant dans de grands établissements sont également davantage présents dans le public, ce qui est cohérent puisque la Fonction publique regroupe des établissements de taille plus importante (hôpitaux publics par exemple). Le fait d'occuper un emploi précaire augmente également la probabilité de travailler dans le public, ce qui provient du fait que les contrats de vacataires sont davantage développés dans ce secteur. En revanche, les immigrés ont une probabilité plus faible de travailler dans la Fonction publique, ce qui provient vraisemblablement du fait que l'accès à certaines professions de la Fonction publique est soumis à une condition de nationalité. Être en couple réduit également la probabilité de travailler dans le secteur public. Par ailleurs, les salariées les plus ambitieuses ou impliquées dans leur travail ne sont pas plus enclines à travailler dans un secteur plutôt que dans l'autre. Le fait d'être mère n'a pas non plus d'impact significatif sur la probabilité de travailler dans la Fonction publique.

Ce résultat va à l'encontre de ceux obtenus par Nielsen *et al.*, (2004), d'après lesquels les mères choisissent volontairement de travailler dans le secteur public, qui offre davantage de mesures de conciliation vie familiale-vie professionnelle que le secteur privé. Cette différence s'explique par le fait que, contrairement à Nielsen *et al.*, nous contrôlons, non seulement pour le choix du secteur public, mais également pour la sélection dans l'emploi<sup>17</sup>. Par ailleurs, le signe et la significativité des instruments s'avèrent conformes à ceux que l'on attendait. Les individus qui participent régulièrement à des activités militantes ou d'intérêt local ont une probabilité supérieure de travailler dans le secteur public, tout comme ceux pour lesquels l'adéquation avec les goûts et/ou la formation constitue le critère le plus déterminant pour accepter un emploi. En revanche, les individus qui tiennent compte avant tout du niveau de salaire pour choisir un emploi ont une probabilité plus faible de travailler dans le secteur public. De plus, les individus, qui déclarent travailler dans un établissement où il n'est pas mal perçu qu'une mère s'absente pour s'occuper de son enfant malade, ont une probabilité plus élevée de travailler dans le secteur public. Ce dernier résultat est cohérent avec l'idée que le secteur public est « family friendly ».

Les résultats complets des équations de salaire corrigées des effets de sélection et de l'hétérogénéité inobservée sont reportés dans le tableau 3. Tout d'abord, le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur de l'équation de participation et de l'équation de salaire dans le secteur privé est significativement différent de zéro. De même, le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur de l'équation de choix de secteur et de l'équation de salaire dans le secteur privé est significativement différent de zéro. Ces résultats confirment donc l'existence d'effets de sélection et en justifie leur correction.

---

<sup>17</sup> En effet, lorsque nous estimons un modèle à choix de secteur endogène, sans contrôler pour l'auto-sélection dans l'emploi, les mères de trois enfants et plus ont une probabilité plus élevée de travailler dans le secteur public.

**Tableau 3.**  
**Estimation des équations de salaire corrigées des effets de sélection**  
**et de l'hétérogénéité inobservée**

	Secteur public		Secteur privé	
	Coeff.	$\sigma$	Coeff.	$\sigma$
Age	0,005	(0,005)	-0,002	(0,004)
En couple	0,036	(0,027)	-0,008	(0,022)
Immigré	0,053	(0,073)	-0,060	(0,046)
<b>Niveau de diplôme (réf.: aucun)</b>				
CAP-BEP	0,079**	(0,037)	0,060**	(0,029)
Bac	0,106**	(0,045)	0,159***	(0,032)
Bac+2	0,135***	(0,054)	0,283***	(0,037)
Supérieur	0,206**	(0,054)	0,257***	(0,044)
Ancienneté	0,007**	(0,003)	0,003	(0,002)
Expérience pot	0,009	(0,006)	0,019***	(0,005)
Expérience pot <sup>2</sup> /100	-0,023	(0,016)	-0,026**	(0,013)
<b>CSP (réf.: ouvriers)</b>				
Cadres	0,203**	(0,080)	0,514***	(0,045)
Professions intermédiaires	0,070	(0,078)	0,182***	(0,035)
Employés	-0,145*	(0,082)	-0,090**	(0,036)
Emploi précaire	-0,287***	(0,048)	-0,097**	(0,039)
Éducation, santé, social	-0,068	(0,057)	-0,155***	(0,053)
Ile de France	0,124***	(0,022)	0,153***	(0,028)
<b>Taille de l'établissement (réf.: moins de 20 salariés)</b>				
20-49 salariés	0,067	(0,049)	0,071***	(0,027)
50-199 salariés	0,065	(0,047)	0,064**	(0,029)
200-500 salariés	0,125***	(0,048)	0,083***	(0,030)
Plus de 500 salariés	0,118**	(0,059)	0,094**	(0,045)
<b>Nb. d'enfant (réf.: aucun)</b>				
1 enfant	-0,016	(0,029)	0,005	(0,024)
2 enfants	-0,061*	(0,033)	-0,119***	(0,032)
3 ou plus	-0,159***	(0,049)	-0,249***	(0,048)
Implication, ambition	0,050***	(0,010)	0,060***	(0,008)
$\lambda_1$	0,029	(0,065)	0,171***	(0,061)
$\lambda_2$	-0,133	(0,084)	-0,168**	(0,084)
Constante	6,841***	(0,281)	6,572***	(0,105)
N		710		1525
R <sup>2</sup>		0,500		0,482

Source : Ined-Insee, *Familles et Employeurs*, 2004-2005.

Note : Les écart-types sont présentés entre parenthèses et sont calculés par bootstrap (500 répliques).

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Par ailleurs, les déterminants de la rémunération autres que les enfants ont des effets attendus. En effet, plus le niveau de diplôme est élevé, plus le salaire mensuel l'est également. De même, le salaire mensuel perçu est d'autant plus élevé que la taille de l'établissement dans lequel le salarié travaille est importante et que le salarié réside en Île-de-France. Dans le secteur public, l'ancienneté a également un impact positif et significatif sur le niveau de salaire mensuel. Dans le secteur privé, nous observons une relation en U inversé entre le niveau de rémunération et l'expérience potentielle, tandis que la relation n'est pas significative dans le public. En outre, comparativement aux ouvriers, les professions

intermédiaires, et plus encore les cadres, perçoivent des salaires plus élevés. En revanche, les salariés qui occupent des emplois précaires perçoivent des salaires significativement plus faibles. En revanche, l'âge et le fait d'être en couple n'ont pas d'impact significatif sur le salaire mensuel. L'absence de significativité du coefficient associé à l'âge s'explique vraisemblablement par le fait que l'on contrôle également dans la régression pour l'ancienneté et l'expérience potentielle. De plus, comme cela a déjà été estimé dans la littérature, le fait d'être en couple n'a pas d'effet significatif sur le salaire des femmes lorsque que l'on contrôle pour le fait d'avoir des enfants (Joshi *et al.*, 1999). Enfin, les salariés ayant un degré d'ambition, d'implication dans leur travail plus élevé perçoivent des salaires significativement supérieurs.

Le tableau 4 présente l'estimation de la pénalité « totale » associée aux enfants au sein des secteurs public et privé. Dans la colonne (1), nous reportons la pénalité obtenue à partir de l'estimation par les MCO d'une équation de salaire pour le public et pour le privé, sans contrôler les effets de sélection ni l'hétérogénéité inobservée. Dans la colonne (2), nous reportons la pénalité obtenue à partir de l'estimation des équations de salaire corrigées des effets de sélection résultant du choix de travailler et du choix des secteurs. Enfin, dans la colonne (3), nous reportons la pénalité obtenue à partir de l'estimation des équations de salaire corrigées des effets de sélection et tenant compte de l'hétérogénéité inobservée entre femmes sans enfant et mères.

**Tableau 4.**  
**Effet de la maternité sur le salaire mensuel des femmes du public et du privé**

	(1) Aucune correction		(2) Effets de sélection		(3) Effets de sélection et hétérogénéité inobservée	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
<b>Nb. d'enfants (réf.: aucun)</b>						
1 enfant	-0,017 (0,033)	0,025 (0,026)	-0,015 (0,033)	0,007 (0,028)	-0,016 (0,029)	0,005 (0,024)
2 enfants	-0,055 (0,034)	-0,076*** (0,028)	-0,062* (0,035)	-0,117*** (0,030)	-0,061* (0,033)	-0,119*** (0,032)
3 ou plus	-0,124*** (0,039)	-0,144*** (0,034)	-0,154*** (0,047)	-0,249*** (0,048)	-0,159*** (0,049)	-0,249*** (0,048)

Source : Ined-Insee, *Familles et Employeurs*, 2004-2005.

Note : Les écart-types sont présentés entre parenthèses et sont calculés par bootstrap (500 répliques).

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Nous constatons que ne pas corriger les effets de sélection conduit à sous-estimer l'effet de la maternité sur les salaires des femmes, comme cela a déjà été mis en évidence dans la littérature (voir, par exemple, Buligescu *et al.*, 2009). Cette sous-estimation s'explique par le fait que les femmes qui choisissent de poursuivre leur activité professionnelle après la naissance de leurs enfants sont celles qui possèdent les meilleures caractéristiques productives inobservables<sup>18</sup>. En revanche, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée entre les mères et les femmes sans

<sup>18</sup> La non-prise en compte des effets de sélection conduit logiquement à une sous-estimation plus importante du « family pay gap » dans le secteur privé comparativement au secteur public. En effet, cet écart de productivité inobservée entre les mères qui continuent à travailler après la naissance de leurs enfants et les femmes sans enfant doit être davantage prononcé dans le secteur privé que dans le secteur public, car ce dernier offre plus de mesures de conciliation.

enfant ne modifie pas la pénalité estimée. Dans la littérature existante, il n'existe pas de consensus quant à l'effet de l'hétérogénéité inobservée sur le « family pay gap ». En effet, alors que certaines études concluent que l'absence de contrôle pour l'hétérogénéité inobservée conduit à une surestimation du « family pay gap » (Anderson *et al.*, 2002 ; Datta Gupta, Smith, 2002), d'autres montrent que l'estimation de la pénalité par les MCO (moindres carrés ordinaires) ne conduit pas à surestimer la pénalité (Waldfoegel, 1998 ; Albrecht *et al.*, 1999).

Après correction des effets de sélection et prise en compte de l'hétérogénéité inobservée, les résultats obtenus révèlent que la pénalité « totale » associée aux enfants est plus élevée dans le secteur privé que dans le secteur public. En effet, la pénalité « totale » associée à deux enfants est presque deux fois plus élevée dans le secteur privé que dans le secteur public : 11,9 % contre 6,1 %. De même, celle associée à trois enfants ou plus s'élève à 24,9 % dans le privé et « seulement » à 15,9 % dans le public. Par ailleurs, dans les deux secteurs, il n'existe une pénalité qu'à partir du deuxième enfant.

#### 4.1. Pénalité nette

Le deuxième objectif de cette étude est de comprendre pourquoi les mères perçoivent des salaires mensuels plus faibles que les femmes sans enfant, et pourquoi les mères du privé sont plus pénalisées que celles du public. Pour cela, nous testons le rôle de trois types de facteurs explicatifs du « family pay gap » : (i) la réduction de l'offre de travail des mères, (ii) les interruptions de carrière, et (iii) les autres facteurs explicatifs communément avancés dans la littérature (probabilité plus faible d'occuper des postes à responsabilités et ajustements des conditions de travail). Les résultats principaux sont reportés dans le tableau 5.

Dans un premier temps, nous introduisons l'ensemble des facteurs explicatifs potentiels dans le modèle afin d'estimer la pénalité « nette » associée à la maternité (colonne (2)). D'après nos estimations, dans les deux secteurs, la pénalité disparaît complètement une fois que l'on contrôle pour l'offre de travail, les interruptions de carrière et les autres facteurs. Ainsi, il n'existe pas de pénalité « nette » associée à la maternité en France.

Concernant les variables d'offre de travail, la durée de travail hebdomadaire et le fait d'effectuer des heures supplémentaires rémunérées ont, de manière cohérente, un effet positif et significatif sur le niveau de salaire mensuel dans les deux secteurs. De plus, les salariés qui n'ont jamais travaillé à temps partiel au cours de leur carrière professionnelle perçoivent des salaires plus élevés. En revanche, une fois contrôlé pour le nombre d'heures de travail et le fait d'avoir travaillé à temps partiel dans le passé, il n'existe pas de pénalité associée au simple fait de travailler à temps partiel au moment de l'enquête. Ainsi, c'est bien le fait d'avoir travaillé à temps partiel au cours de sa carrière professionnelle (et donc, d'avoir probablement manqué des formations ou des promotions) qui implique une pénalité salariale, et non le simple fait de travailler à temps partiel au moment de l'enquête. Ce résultat est cohérent avec Russo et Hassink (2008), qui montrent que travailler à temps partiel n'implique pas de pénalité immédiate, mais devient pénalisant au cours de la carrière, à mesure que les salariés manquent des promotions.

Concernant les variables reflétant les interruptions de carrière, on observe une relation en U inversé entre l'expérience effective et le niveau de salaire dans le secteur public et le secteur privé. De plus, interrompre sa carrière pour maternité pendant plus de trois ans a un impact négatif significatif sur le salaire dans le secteur privé. En revanche, l'interruption de carrière pour maternité n'a pas d'effet robuste dans la Fonction publique. L'interruption de carrière

est donc plus pénalisée dans le secteur privé, ce qui confirme notre hypothèse. Notons que dans la colonne (2), on contrôle pour l'expérience effective, et donc, la durée d'interruption capte uniquement les effets potentiels de dépréciation du capital humain et les effets de signaux, et non l'effet négatif de l'interruption de carrière sur l'accumulation du capital humain. Afin d'estimer l'effet total de l'interruption de carrière sur les salaires, nous avons ré-estimé le modèle en contrôlant pour l'ensemble des facteurs explicatifs du « family pay gap », à l'exception de l'expérience effective (colonne (3)). Dans ce cas, la durée d'interruption capte à la fois les effets potentiels de dépréciation du capital humain, de signal et de moindre accumulation du capital humain. L'effet estimé de la durée d'interruption pour maternité s'accroît dans le secteur privé. Ainsi, les mères qui se sont interrompues plus de trois ans pour maternité subissent une pénalité salariale de 8,1 % (contre seulement 5,5 % quand on contrôle pour l'expérience effective). Dans le privé, l'interruption de carrière engendre donc une pénalité salariale à la fois parce que les mères accumulent moins d'expérience et subissent une dépréciation des savoirs accumulés. En revanche, dans le secteur public, même sans contrôler pour l'expérience effective, les coefficients associés aux indicatrices de durée d'interruption sont non significatifs.

Par ailleurs, les femmes ayant des salariés sous leur responsabilité hiérarchique perçoivent un salaire significativement plus élevé dans les deux secteurs. Enfin, toutes choses égales par ailleurs, de mauvaises conditions de travail, telles que le fait de travailler le soir, la nuit ou le week-end, le fait d'avoir des horaires atypiques ou de travailler loin de son domicile, sont compensées par des salaires plus élevés, particulièrement dans le secteur public.

#### **4.1. Facteurs explicatifs de la pénalité**

Afin d'étudier le rôle respectif de chacun des facteurs explicatifs du « family pay gap », nous introduisons séparément d'une part, les variables d'offre de travail (colonne (4)), d'autre part les variables d'interruption de carrière (colonne (5)) et enfin, les autres facteurs explicatifs potentiels (colonne (6)).

Tout d'abord, suite à l'introduction des variables d'offre de travail, la pénalité associée à la maternité devient non significative dans le public. Ainsi, dans ce secteur, l'écart de salaire mensuel entre les mères et les femmes sans enfant provient essentiellement du nombre inférieur d'heures de travail effectué par les mères. Dans le privé, la pénalité baisse également de manière importante suite à l'introduction de ces variables. Par exemple, suite à l'introduction des variables d'offre de travail, la pénalité associée à trois enfants et plus diminue d'environ dix-huit points de pourcentage dans le public et de près de quinze points de pourcentage dans le privé. Cependant, dans le secteur privé, la pénalité demeure significative. Ainsi, même à temps de travail égal, les mères de deux enfants perçoivent un salaire 4,4 % plus faible que celui des femmes sans enfant, et les mères de trois enfants ou plus subissent une pénalité de 10,1 %.

Par ailleurs, suite à l'introduction des variables d'expérience effective et de durée d'interruption, la pénalité estimée diminue beaucoup plus fortement au sein du secteur privé qu'au sein du secteur public. En effet, comparé au modèle de base, l'introduction de ces variables induit une baisse de la pénalité associée à trois enfants et plus de près de dix points de pourcentage dans le privé, mais de seulement 3,8 points de pourcentage dans le public. Ce résultat s'explique par le fait, d'une part, que les mères du public ont une probabilité plus faible d'interrompre leur carrière et, d'autre part, que l'interruption de carrière est moins pénalisée dans le secteur public.

**Tableau 5. Effet de la maternité et des transitions professionnelles liées à la naissance sur le salaire mensuel au sein des secteurs public et privé**

	(1) Modèle de base		(2) Tous canaux		(3) Tous sauf exp, eff,		(4) Offre de travail		(5) Interruptions		(6) Autres facteurs	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
<b>Nb. d'enfant (réf.: aucun)</b>												
1 enfant	-0,016 (0,029)	0,005 (0,024)	0,011 (0,025)	0,019 (0,020)	0,010 (0,024)	0,020 (0,020)	0,007 (0,021)	0,015 (0,020)	-0,022 (0,031)	0,007 (0,026)	-0,013 (0,031)	0,005 (0,025)
2 enfants	-0,061* (0,033)	-0,119*** (0,032)	0,013 (0,027)	-0,024 (0,026)	0,012 (0,027)	-0,030 (0,025)	0,006 (0,025)	-0,044* (0,024)	-0,057 (0,033)	-0,083*** (0,030)	-0,049 (0,033)	-0,109*** (0,030)
3 ou plus	-0,159*** (0,049)	-0,249*** (0,048)	0,029 (0,036)	-0,054 (0,038)	0,029 (0,036)	-0,077** (0,036)	0,022 (0,034)	-0,101*** (0,035)	-0,121** (0,049)	-0,153*** (0,047)	-0,141*** (0,043)	-0,232*** (0,047)
Implication, ambition	0,050*** (0,010)	0,060*** (0,008)	0,033*** (0,008)	0,028*** (0,006)	0,033*** (0,008)	0,030*** (0,006)	0,035*** (0,008)	0,033*** (0,006)	0,048*** (0,010)	0,056*** (0,008)	0,046*** (0,010)	0,055*** (0,008)
Durée hebdomadaire	-	-	0,029*** (0,003)	0,031*** (0,003)	0,030*** (0,003)	0,032*** (0,002)	0,029*** (0,003)	0,032*** (0,003)	-	-	-	-
Heures sup.	-	-	0,093*** (0,038)	0,101*** (0,032)	0,097*** (0,037)	0,105*** (0,031)	0,109*** (0,035)	0,108*** (0,028)	-	-	-	-
Toujours temps complet	-	-	0,048*** (0,018)	0,031* (0,018)	0,045** (0,018)	0,030* (0,018)	0,043** (0,018)	0,029 (0,018)	-	-	-	-
Temps partiel 2004	-	-	0,056 (0,036)	-0,004 (0,033)	0,052 (0,037)	-0,011 (0,031)	0,020 (0,035)	-0,014 (0,032)	-	-	-	-
Expérience eff.	-	-	0,021*** (0,005)	0,019*** (0,004)	-	-	-	-	0,019*** (0,007)	0,031*** (0,005)	-	-
Expérience eff. <sup>2</sup> /100	-	-	-0,042*** (0,014)	-0,020* (0,012)	-	-	-	-	-0,029 (0,021)	-0,035** (0,015)	-	-
<b>Durée d'interruption pour maternité</b>												
Moins d'un an	-	-	0,015 (0,046)	-0,055 (0,035)	0,003 (0,045)	-0,058* (0,035)	-	-	-0,053 (0,060)	-0,120** (0,049)	-	-
Entre 1 et 3 ans	-	-	-0,031 (0,052)	0,039 (0,042)	-0,035 (0,055)	0,029 (0,042)	-	-	-0,127* (0,066)	-0,009 (0,049)	-	-
Plus de 3 ans	-	-	-0,026 (0,040)	-0,055* (0,032)	-0,033 (0,041)	-0,081** (0,032)	-	-	-0,029 (0,060)	-0,080** (0,038)	-	-

Tableau 5. (suite)

	(1) Modèle de base		(2) Tous canaux		(3) Tous sauf exp. eff,		(4) Offre de travail		(5) Interruptions		(6) Autres facteurs	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
Responsabilités	-	-	0,086*** (0,024)	0,054*** (0,019)	0,084*** (0,024)	0,055*** (0,020)	-	-	-	-	0,128*** (0,030)	0,107*** (0,024)
<b>Temps dom-travail (réf.: moins 15 min)</b>												
Entre 15 et 29 min	-	-	0,051** (0,020)	0,064*** (0,016)	0,044** (0,018)	0,059*** (0,015)	-	-	-	-	0,070** (0,027)	0,062*** (0,020)
Entre 30 min et 1h	-	-	0,072*** (0,026)	0,082*** (0,020)	0,061*** (0,023)	0,075*** (0,020)	-	-	-	-	0,116*** (0,036)	0,114*** (0,027)
Plus d'une heure	-	-	0,055* (0,033)	0,049 (0,033)	0,047 (0,029)	0,047 (0,033)	-	-	-	-	0,095*** (0,034)	0,045 (0,040)
Travail soir ou we	-	-	0,075*** (0,018)	0,009 (0,016)	0,074*** (0,017)	0,010 (0,015)	-	-	-	-	0,085*** (0,023)	-1,95E-04 (0,022)
Horaires atypiques	-	-	0,052*** (0,017)	0,029* (0,015)	0,045*** (0,016)	0,023 (0,016)	-	-	-	-	0,039* (0,024)	0,022 (0,021)
N	710	1525	710	1525	710	1525	710	1525	710	1525	710	1525
R <sup>2</sup>	0,500	0,482	0,733	0,705	0,729	0,698	0,706	0,689	0,509	0,504	0,539	0,494

Source : Ined-Insee, *Familles et Employeurs*, 2004-2005.

Note : Les écart-types sont présentés entre parenthèses et sont calculés par *bootstrap* (500 réplifications). \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.



Enfin, contrôler pour le fait d'occuper un poste à responsabilités et pour les éventuels ajustements de conditions de travail que peuvent faire les mères suite à une naissance engendre une diminution de la pénalité bien moins importante que l'introduction des variables d'offre de travail et, pour le secteur privé, d'interruption de carrière. Comparé à la spécification de base, la pénalité associée à deux enfants baisse de seulement 1,2 point de pourcentage dans le public, et de un point dans le privé. La pénalité associée à trois enfants et plus diminue quant à elle de 1,8 point de pourcentage dans le public, et de 1,7 point dans le privé. Le moindre accès des mères aux postes à responsabilités et les ajustements des conditions de travail ne sont donc pas des déterminants importants du « family pay gap » en France. De plus, l'introduction de ces variables engendre une baisse similaire de la pénalité dans les deux secteurs. Ainsi, contrairement à ce qui a été observé pour d'autres pays (Simonsen, Skipper, 2006), en France, même s'il existe un plus grand nombre de mesures de conciliation dans le secteur public, le phénomène de différences compensatrices de salaire n'engendre pas une pénalité plus élevée dans le public que dans le privé.

## CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons comparé l'ampleur et les facteurs explicatifs du « family pay gap » entre les secteurs public et privé. Pour cela, nous avons mobilisé l'enquête *Familles et Employeurs* qui nous permet de prendre en compte, non seulement l'auto-sélection à la fois dans l'emploi salarié et au sein des secteurs, mais également l'éventuelle hétérogénéité inobservée entre les femmes sans enfant et les mères. La comparaison des résultats obtenus selon le type de modèle estimé révèle que la non-prise en compte des effets de sélection conduirait à une sous-estimation du « family pay gap » au sein des deux secteurs. En revanche, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée ne modifie pas l'effet de la maternité sur les salaires. Concernant les différences entre les secteurs public et privé mises en évidence, les principaux résultats obtenus sont les suivants.

Premièrement, au sein des secteurs privé et public, il n'existe une pénalité salariale associée à la maternité qu'à partir du second enfant.

Deuxièmement, la pénalité totale associée à la présence de deux enfants et plus est nettement supérieure dans le secteur privé que dans le secteur public. En effet, au sein du secteur privé, les mères de deux enfants perçoivent un salaire mensuel 11,9 % plus faible que les femmes sans enfant, et la pénalité s'élève à 24,9 % pour les mères de trois enfants et plus. Dans le secteur public, les mères de plus d'un enfant sont également pénalisées mais dans une moindre mesure, puisque la pénalité associée à deux enfants s'élève à 6,1 %, et celle associée à trois enfants et plus à 15,9 %. Par conséquent, estimer une pénalité totale sans distinguer le secteur d'appartenance des mères, comme l'ont fait les études antérieures, masque des réalités très différentes pour le secteur public et le secteur privé.

Troisièmement, au sein des deux secteurs, cette pénalité disparaît dès lors que sont pris en compte les différents facteurs potentiellement explicatifs de celle-ci : réduction de l'offre de travail des mères, interruptions de carrière, moindre accès à des postes à responsabilités et ajustements des conditions de travail. L'absence de pénalité « nette » est souvent interprétée, dans la littérature, comme l'absence d'un comportement discriminatoire à l'égard des mères salariées. D'après nous, L'absence de pénalité « nette » n'exclut toutefois pas la possibilité de comportements discriminatoires. En effet, certains des canaux introduits, tels que la probabilité d'avoir un poste à responsabilités ou le fait de travailler à temps partiel, peuvent

capter en partie des comportements discriminatoires. Par exemple, si nous contrôlons pour le fait que les mères occupent significativement moins de postes à responsabilités que les femmes sans enfant, nous ne savons pas si cela provient exclusivement d'un choix volontaire des mères ou d'une volonté de leur employeur.

Quatrièmement, l'importance respective des différents facteurs explicatifs du « family-pay gap » diffère entre les secteurs public et privé. La pénalité associée à la maternité provient avant tout de la réduction du temps de travail des mères, dans le secteur privé comme dans le secteur public. De ce fait, étudier le « family pay gap » en termes de salaire horaire conduit à sous-évaluer de manière importante la perte de pouvoir d'achat engendrée par la maternité. L'effet « offre de travail » joue cependant un rôle plus important dans le secteur public, où il explique à lui seul presque intégralement les écarts de salaires entre mères et femmes sans enfant. Les interruptions de carrière constituent le deuxième facteur explicatif le plus important. Cependant, leur effet est nettement plus fort dans le privé, où leur pouvoir explicatif est presque aussi important que celui de l'offre de travail des mères. En revanche, dans la Fonction publique, où les mères interrompent moins leur carrière et où l'interruption est également moins pénalisée, l'interruption de carrière est à l'origine d'une pénalité bien plus faible. Enfin, le moindre accès à des postes à responsabilités et les ajustements des conditions de travail expliquent également une partie de la pénalité, mais leur pouvoir explicatif est bien plus faible que celui des deux autres facteurs considérés. De plus, ces facteurs sont à l'origine d'une pénalité comparable dans le secteur public et le secteur privé.

En résumé, en France, le fait que le « family pay gap » soit plus important au sein du secteur privé qu'au sein du secteur public s'explique principalement par des interruptions de carrière plus fréquentes et plus pénalisantes des mères du secteur privé. Ainsi, encourager le développement de mesures de conciliation vie familiale-vie professionnelle pourrait permettre aux salariées du privé d'interrompre moins fréquemment et moins longtemps leur carrière suite à la naissance d'un enfant, ce qui réduirait la pénalité totale associée à la maternité dans ce secteur.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALBERT A., 2013, « Un plafond de verre plus bas dans la fonction publique ? Une comparaison public/privé de l'accès des femmes aux fonctions d'encadrement », *Travail, genre et sociétés*, 30, p. 131-154.
- ALBRECHT J., EDIN P-A., SUNDSTRÖM M., VROMAN S., 1999, „Career Interruptions and Subsequent Earnings”, *Journal of Human Resources*, 34, p. 294-311.
- ANDERSON D.J., BINDER M., KRAUSE K., 2002, „The Motherhood Wage Penalty: Which Mothers Pay it and Why?“, *The American Economic Review*, 92(2), Papers and Proceedings of the One Hundred Fourteenth Annual Meeting of the American Economic Association, p. 354-358.
- BEBLO M., BENDER S., WOLF E., 2009, „Establishment-level Wage Effects of Entering Motherhood“, *Oxford Economic Papers*, 61, pp. i11-i34.
- BORZAGA C., TORTIA E., 2006, “Worker Motivations, Job Satisfaction, and Loyalty in Public and Nonprofit Social Services”, *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 35, p. 225-248.
- BROADBRIDGE A., 2007, “Dominated by Women: Managed by Men? The Career Development Process of Retail Managers”, *International Journal of Retail & Distribution Management*, 35(12), p. 956-974.
- BUDIG M.J., P. ENGLAND, 2001, “The Wage Penalty for Motherhood”, *American Sociological Review*, 66, p. 204-225.
- BULIGESCU B., DE CROMBRUGGHE D., MENTESOGLU G., MONTIZAAAN R., 2009, “Panel Estimates of the Wage Penalty for Maternal Leave”, *Oxford Economic Papers*, 61, p. i35-i55.
- DATTA GUPTA N., SMITH N., 2000, “Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark, Centre for Labour Market and Social Research”, *Working Paper 00-03 Aarhus, Denmark*.
- DATTA GUPTA N., SMITH N., 2002, “Children and Career Interruptions”, *Economica*, 69, p. 609-629.
- DAVIES R., PIERRE G., 2005, “The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-country Study”, *Labour Economics*, 12, p. 469-486.
- DGAFP, 2011, *Rapport annuel sur l'état de la fonction publique, Faits et chiffres 2010-2011*, La documentation française.
- FELFE C., 2012, “The Motherhood Wage Gap: What about Job Amenities?”, *Labour Economics*, 19, p. 59-67.
- GANGL M., ZIEFLE A., 2009, “Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States”, *Demography*, 46(2), p. 341-369.
- GLASS J., 2004, “Blessing or Curse? Work-Family Policies and Mother's Wage Growth Over Time”, *Work and occupations*, 31 (3), p. 367-394.
- GREGG P., GROUT P.A., RATCLIFFE A., SMITH S., WINDMEIJER F., 2011, How Important is Pro-social Behaviour in the Delivery of Public Services? *Journal of Public Economics*, 95, p. 758-766.
- HECKMAN J.J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 47(1), p. 153-162.
- HIRSCH B.T., 2005), “Why Do Part-Time Workers Earn Less? The Role of Worker and Job Skills”, *Industrial and Labor Relations Review*, 58(4), p. 525-551.
- JOSHI H., PACI P., WALDFOGEL J., 1999, “The Wages of Motherhood: Better or Worse?”, *Cambridge Journal of Economics*, 23, p. 543-564.
- KUNZE A., ERJNAES M., 2004, “Wage Dips and Drops around First Birth”, *IZA Discussion Paper No. 1011*.
- LANFRANCHI J., NARCY M., 2013, “Female Overrepresentation in Public and Nonprofit Sector Jobs: Evidence From a French National Survey”, *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*. DOI: 10.1177/0899764013502579.
- LEFEVRE C., PAILHE A., SOLAZ A., 2007, « Comment les employeurs aident-ils leurs salariés à concilier travail et famille ? », *Population et Sociétés*, 440, p. 1-4.

- LUNDBERG S., ROSE E., 2000, "Parenthood and the Earnings of Married Men and Women", *Labour Economics*, 7, p. 689-710.
- MEDA D., SIMON M. O., WIERINK M., 2003, « Pourquoi certaines femmes s'arrêtent-elles de travailler à la naissance d'un enfant ? », *Premières synthèses*, 29(2), p. 1-6.
- MEURS D., PAILHE A., SOLAZ A., 2010, « Child-related Career Interruptions and the Gender Wage Gap in France », *Annals of Economics and Statistics / Annales d'Économie et de Statistique*, 99/100, p. 15-46.
- MINCER J., POLACHEK S., 1974, "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of Political Economy*, 82(2), p. S76-S108.
- MOSCHION J., 2009, « Offre de travail des mères en France : l'effet causal du passage de deux à trois enfants », *Economie et statistique*, 422, p. 51-78.
- NELEN A., DE GRIP A., 2009, "Why Do Part-time Workers Invest Less in Human Capital than Full-timers?", *Labour*, 23, p. 61-83.
- NEUMARK D., KORENMAN S., 1994, "Sources of Bias in Women's Wage Equations: Results Using Sibling Data", *The Journal of Human Resources*, 29(2), p. 379-405.
- NIELSEN H.S., SIMONSEN M., M. VERNER, 2004, „Does the Gap in Family-friendly Policies Drive the Family Gap?", *Scandinavian Journal of Economics*, 106, p. 721-744.
- PAILHE A., A. SOLAZ, 2012, « Durée et conditions de retour à l'emploi des mères après une naissance », *Retraite et Société*, n° 63, p. 51-77.
- PHIPPS S., BURTON P., L. LETHBRIDGE, 2001, "In and out of the Labour Market: Long-Term Income Consequences of Child-Related Interruptions to Women's Paid Work", *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique*, 34(2), p. 411-429.
- ROSEN S., 1986, "The Theory of Equalizing Differences, in *Handbook of Labor economics*", O. Ashenfelter et R. Layards eds., vol. I, ch. 12, p. 641-692.
- RUSSO G., HASSINK W., 2008, "The Part-time Wage Gap: a Career Perspective", *De Economist*, 156, p. 145-174.
- SIMONSEN M., SKIPPER L., 2006, "The Costs of Motherhood: An Analysis Using Matching Estimators", *Journal of Applied Econometrics*, 21(7), p. 919-934.
- SIMONSEN M., SKIPPER L., 2012, "The Family Gap in Wages: What Wombmates Reveal", *Labour Economics*, 19, p. 102-112.
- SORENSEN E., 1989, "Measuring the Pay Disparity between Typically Female Occupations and other Jobs: A Bivariate Selectivity Approach", *Industrial and Labor Relations Review*, 42(4), p. 624-639.
- TUNALI I., 1986, "A General Structure for Models of Double-Selection and an Application to a Joint Migration/Earnings Process with Remigration", *Research in Labor Economics*, vol. 8, part B, p. 235-282.
- VAN PRAAG B., A. FERRER-I-CARBONELL, 2004, *Happiness Quantified*, Oxford University Press, Oxford.
- WALDFOGEL J., 1998, "The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?", *Journal of Labor Economics*, 16(3), p. 505-545.

## ANNEXES

**Tableau A1. Statistiques descriptives – Femmes salariées**

	Secteur public			Secteur privé	
	Ensemble	Sans enf.	Mères	Sans enf.	Mères
Salaire mensuel	1289,08 (578,06)	1331,18 (420,26)	1401,71 (490,6)	1258,87 (555,41)	1239,73 (637,05)
<i>Nombre d'enfants:</i>					
Aucun	26,8	-	-	-	-
Un enfant	23,84	-	28,54	-	34,5
Deux enfants	33,57	-	45,52	-	46,02
Trois enfants ou plus	15,79	-	25,93	-	19,48
Age	36,48 (7,77)	30,41 (7,03)	39,79 (6,38)	29,65 (7,03)	38,46 (6,56)
En couple	75,76	45,6	82,65	56,37	84,72
Immigré	6,94	3,3	3,36	8,49	8,67
Expérience potentielle	15,26 (8,75)	8,2 (7,42)	18,45 (7,68)	8,42 (7,41)	17,47 (7,82)
Ancienneté	9,31 (8,24)	5,81 (6,56)	13,38 (8,7)	5,01 (6,03)	9,57 (7,97)
<i>Niveau de diplôme:</i>					
Aucun diplôme	17,96	3,3	13,99	11,32	24,75
CAP-BEP	25,17	18,68	25,56	17,45	28,95
Bac	19,64	19,23	18,66	22,17	19,21
Bac+2	15,48	14,84	15,49	22,88	12,78
Supérieur	21,76	43,96	26,31	26,18	14,3
<i>CSP:</i>					
Cadres	10,35	17,58	11,75	8,96	9,03
Professions intermédiaires	28,39	36,26	33,58	31,6	23,41
Employés	50,24	45,05	51,68	48,11	51,21
Ouvriers	11,01	1,1	2,99	11,32	16,35
Emploi précaire	9,46	23,08	8,4	8,73	8,04
Ile de France	19,02	21,98	19,03	21,93	17,43
Éducation, santé, social	27,33	51,1	53,17	13,68	16,26
<i>Taille de l'établissement:</i>					
Moins de 20 salariés	32,73	12,09	19,78	39,62	39,68
Entre 20 et 49 salariés	15,66	10,44	15,49	17,45	15,91
Entre 50 et 199 salariés	22,38	32,42	25	20,05	20,38
Entre 200 et 500 salariés	13,71	12,64	15,86	12,03	13,49
Plus de 500 salariés	15,52	32,42	23,88	10,85	10,55
Durée hebdomadaire	33,31 (6,24)	34,41 (5,52)	32,91 (6,08)	34,39 (5,31)	32,9 (6,67)
Toujours à temps complet	51	68,13	40,67	63,21	48,53
Temps partiel 2004	23,57	11,54	25,56	15,57	27,61
Heures supplémentaires	4,73	4,4	4,85	5,42	4,47
Expérience effective	13,17 (8,21)	7,23 (7,01)	15,99 (7,4)	7,53 (7,11)	14,92 (7,64)
<i>Durée d'interruption pour maternité:</i>					
Moins d'1 an	4,2	-	4,66	-	6,26
Entre 1 et 3 ans	3,89	-	5,04	-	5,45
Plus de 3 ans	5,79	-	7,84	-	7,95
Pas d'interruption	86,11	-	82,46	-	80,34
Responsabilités	16,28	18,68	16,6	15,8	15,91
Travail soir, nuit ou dimanche	38,3	44,51	44,59	41,04	33,24
Horaires atypiques	40,11	47,8	41,23	42,45	37,44

**Tableau A1. (suite)**

	Ensemble	Secteur public		Secteur privé	
		Sans enf,	Mères	Sans enf,	Mères
<i>Temps de trajet dom-travail:</i>					
Moins de 15 min	36,27	33,52	39,74	32,31	36,55
Entre 15 et 29 min	33,66	34,62	32,84	35,85	33,07
Entre 30 min et 1 heure	20,39	17,03	17,16	21,93	21,89
Plus d'1 heure	9,69	14,84	10,26	9,91	8,49
Activité militante	7,65	10,44	11,75	3,54	6,79
<i>1er critère de choix d'emploi:</i>					
Salaire, rémunération	39,27	29,67	30,22	46,23	42,54
Adéquation avec goûts et/ou formation	15,48	27,47	21,27	15,09	10,9
Pas mal perçu si une mère s'absente pour enfant malade	80,89	92,31	89,18	78,77	75,87
Mère n'ayant jamais travaillé	18	12,64	19,22	11,08	20,91
N	2235	180	530	422	1103

Source : Ined-Insee, *Familles et Employeurs*, 2004-2005.

## DERNIERS NUMÉROS PARUS :

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

- 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
- N° 167** *Work Practices as Implicit Incentives to Cooperate / Pratiques de travail et coopération entre collègues*  
MARISA RATTO  
novembre 2013
- N° 166** *Emploi informel en Algérie : caractéristiques et raisons d'être*  
ISABELLE BENSIDOUN, ALI SOUAG  
juillet 2013
- N° 165** *Outils informatiques de gestion du recrutement et standardisation des façons de recruter*  
YANNICK FONDEUR, FRANCE LHERMITTE  
avril 2013
- N° 164** *Quel parcours pour devenir « aide à domicile » ?*  
LOÏC TRABUT  
mars 2013
- N° 163** *Changements dans les entreprises et accès des seniors à la formation continue : une comparaison entre les années 1990 et 2000*  
NATHALIE GREENAN, MATHIEU NARCY, STÉPHANE ROBIN  
janvier 2013
- N° 162** *More and Better Jobs in Europe. Really? A Micro-Statistical Analysis of Links between Work Quality and Job Dynamics in Ten European Countries (1995-2005)*  
Des emplois plus nombreux et meilleurs en Europe ? Une analyse micro-statistique du lien entre qualité du travail et dynamique de l'emploi dans dix pays européens (1995-2005)  
THOMAS AMOSSÉ, EKATERINA KALUGINA  
décembre 2012
- N° 161-1** *Trends in Job Quality during the Great Recession: a Comparative Approach for the EU*  
Tendances de la qualité de l'emploi pendant la crise : une approche européenne comparative  
CHRISTINE ERHEL, MATHILDE GUERGOAT-LARIVIERE, JANINE LESCHKE, ANDREW WATT  
décembre 2012