

89

**Identification et quantification
des sources de l'écart de rémuné-
ration entre hommes et femmes
au sein de la Fonction publique**

L'apport de l'analyse non paramétrique

Mars
2015

Emmanuel Duguet,
Chloé Duvivier,
Joseph Lanfranchi,
Mathieu Narcy

« 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

Identification et quantification
des sources de l'écart
de rémunération entre hommes
et femmes au sein
de la Fonction publique
L'apport de l'analyse non paramétrique

EMMANUEL DUGUET

Université Paris-Est Créteil, ERUDITE, CEE et TEPP (CNRS n°3435)

CHLOE DUVIVIER

Centre d'études de l'emploi

JOSEPH LANFRANCHI

Université Panthéon-Assas (Paris 2), LEMMA et CEE

MATHIEU NARCY (COORD.)

CEE, Université Paris-Est Créteil, ERUDITE et TEPP (CNRS n°3435)

Directeur de publication : **Christine Daniel**

ISSN 1629-7997
ISBN 978-2-11-138786-7

Identification et quantification des sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein de la Fonction publique L'apport de l'analyse non paramétrique

RÉSUMÉ

Malgré un ensemble d'actions visant à favoriser l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes, les inégalités de salaire selon le genre persistent, non seulement au sein du secteur privé, mais également au sein de la Fonction publique. L'écart de salaire moyen en équivalent temps plein entre les hommes et les femmes est en effet, en 2011, de 17,6 % au sein de la Fonction publique d'État (FPE), de 12,1 % dans la Fonction publique territoriale (FPT) et de 28 % dans la Fonction publique hospitalière (FPH).

Pour guider au mieux les pouvoirs publics dans leur volonté d'améliorer l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes, il convient non seulement d'identifier les sources de ces inégalités, mais aussi de quantifier avec précision leur importance relative dans l'écart de rémunération entre les femmes et les hommes. Tel est l'objet de ce rapport qui comprend deux grandes parties.

La première a pour objet de mesurer le poids relatif de différentes sources de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes au sein des trois versants de la Fonction publique : différence de durée de travail, ségrégation professionnelle et attribution inégale de primes et d'indemnités. Les données mobilisées sont issues du Système d'Information sur les Agents des Services Publics (SIASP) pour l'année la plus récente disponible, à savoir l'année 2010. Ce fichier SIASP couvre, de manière exhaustive, les agents titulaires et non titulaires des fonctions publiques d'État, hospitalière et territoriale, à l'exception du personnel militaire. Sur le plan méthodologique, nous décomposons, de manière non paramétrique, un écart de salaire mensuel entre hommes et femmes en distinguant les cinq sous-échantillons d'agents suivants : titulaires de la FPE, non-titulaires de la FPE, titulaires de la FPT, non-titulaires de la FPT et ensemble des agents de la FPH.

Les résultats obtenus révèlent que, pour l'ensemble des agents de la Fonction publique (à l'exception des non-titulaires de la FPE), plus des quatre cinquièmes de l'écart de rémunération selon le sexe peuvent être expliqués par la différence de durée de travail et par la ségrégation professionnelle.

Les différences en termes de nombre d'heures selon le sexe constituent la cause la plus importante de l'écart de rémunération entre les femmes et les hommes au sein de la FPT et parmi les agents non titulaires de la FPE. Pour ces agents, plus de 45 % de l'écart de rémunération selon le sexe sont expliqués par le fait que les femmes travaillent moins longtemps que les hommes.

À l'exception des non-titulaires de la FPE, la ségrégation professionnelle explique plus d'un quart de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes. Elle constitue même la cause la plus importante des inégalités de salaire selon le sexe pour les agents titulaires de la FPE et pour l'ensemble des agents de la FPH. En effet, la ségrégation professionnelle explique plus de 60 % de l'écart de rémunération entre les femmes et les hommes parmi les agents titulaires de la FPE, et plus de 50 % parmi l'ensemble des agents de la FPH.

Toutefois, cette ségrégation professionnelle s'observe à des niveaux différents (catégorie, ministère/filière, corps et grade) selon le statut de l'agent (titulaire ou non-titulaire) et le versant de la Fonction publique considérés.

Pour les titulaires de la FPE, un quart de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes s'explique par une surreprésentation des hommes parmi les agents de catégorie A+ et une surreprésentation des femmes parmi les agents de catégorie C. 20 % de cet écart résultent également de l'inégale répartition selon le sexe au sein des corps et 12 % s'expliquent par la surreprésentation des femmes au sein de ministères mal rémunérés. En revanche, à corps équivalent, l'inégal accès aux différents grades ne constitue pas une source de l'écart de rémunération selon le sexe. Néanmoins, notre méthode de décomposition nous permet de montrer l'existence d'une ségrégation « to-

tale », c'est-à-dire qu'une part de l'écart de rémunération entre hommes et femmes titulaires de la FPE provient du fait qu'il existe des positions particulièrement bien rémunérées qui ne sont occupées que par les hommes.

Pour les titulaires de la FPT, la surreprésentation des hommes au sein de filières bien rémunérées et la surreprésentation des femmes au sein de filières mal rémunérées explique 22 % de l'écart de rémunération selon le sexe. L'inégale répartition des femmes et des hommes au sein des cadres d'emploi et des catégories explique respectivement 14 % et 13 % de cet écart. En revanche, l'inégal accès aux différentes catégories est à l'avantage des femmes. Comme pour les titulaires de la FPE, les agents masculins titulaires de la FPT occupent certaines positions particulièrement bien rémunérées sans équivalent féminin.

Au sein de la FPH, c'est uniquement la surreprésentation des hommes parmi le personnel médical et parmi les agents de catégorie A qui explique une partie de l'écart de rémunération entre hommes et femmes. En effet, l'inégale répartition selon le sexe entre les filières, corps et grades ne constitue pas une source de cet écart.

Pour les non-titulaires de la FPE, la répartition différente des femmes et des hommes entre les ministères est à l'avantage des hommes et explique 18 % de l'écart de rémunération selon le sexe. En revanche, la répartition différente selon le sexe entre les catégories est à l'avantage des femmes.

Pour les non-titulaires de la FPT, 44 % de l'écart de rémunération selon le sexe s'explique par une surreprésentation des hommes parmi les agents de catégorie A et par une surreprésentation des femmes parmi les agents de catégorie C. En revanche, l'inégale répartition selon le sexe entre les différentes filières est à l'avantage des femmes.

Enfin, les écarts de rémunération observés entre hommes et femmes ne s'expliquent pas par une inégale attribution des primes et indemnités. Cependant, pour les titulaires de la FPE et de la FPT, les hommes sont davantage présents que les femmes dans des corps dans lesquels le versement de primes et indemnités est plus fréquent. Par conséquent, le versement de primes et indemnités contribue à accentuer le poids de la ségrégation professionnelle dans les inégalités de salaire selon le genre.

Au final, les résultats obtenus suggèrent des configurations inégalitaires très différentes dans les trois versants de la Fonction publique, suggérant des mesures spécifiques de promotion de l'égalité salariale.

La maternité est une source potentiellement importante de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein des trois versants de la Fonction publique mais n'a pu être considérée dans la première partie de ce rapport, le fichier SIASP ne fournissant aucune information sur la situation familiale des agents de la Fonction publique. Pourtant, les principales sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes mises en évidence dans la première partie de ce rapport sont susceptibles d'être influencées directement ou indirectement par l'évènement « maternité ».

La seconde partie de ce rapport a donc pour objet d'évaluer l'effet de la naissance d'un enfant sur le salaire journalier, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire des mères et des pères au cours des trois années suivant cette naissance et de comparer cet effet entre les différents versants de la Fonction publique et le secteur privé. Pour ce faire, le panel DADS (déclaration annuelle de données sociales) « tous salariés » a été apparié avec un extrait de l'échantillon démographique permanent (EDP) couvrant la période allant de 1994 à 2011. Sur le plan méthodologique, une méthode de doubles différences avec appariement exact et dynamique est mise en œuvre.

Les résultats obtenus révèlent qu'au sein des différents versants de la Fonction publique et au sein du secteur privé, la naissance d'un enfant est un facteur potentiellement important des inégalités salariales entre les femmes et les hommes, puisque celle-ci engendre une perte de salaire journalier pour les femmes mais un effet nul ou légèrement positif sur le salaire journalier des hommes. Cet effet s'accroît avec le nombre d'enfants. Ainsi, au sein de la Fonction publique, alors que la

naissance d'un premier enfant diminue le salaire journalier des mères, trois ans après cette naissance, en moyenne de 2,6 à 5,5 % selon le versant considéré, la naissance additionnelle d'un troisième enfant le réduit de 12,4 à 17,9 %. Cette perte de salaire journalier est plus importante au sein du secteur privé pour la première et la deuxième naissance puisqu'elle s'élève respectivement à 7,1 % et 17,0 %. En revanche, la perte de salaire journalier après la troisième naissance est similaire à celle observée dans la FPT. Cette différence entre les secteurs public et privé s'explique en partie par l'existence du supplément familial de traitement¹, par la surrémunération des temps partiels « longs » dans la Fonction publique et par le fait que les salariées du privé diminuent davantage leur nombre d'heures de travail que celles du public suite à l'arrivée d'un enfant.

En outre, la naissance d'un premier et d'un deuxième enfant creuse potentiellement moins les inégalités de salaire selon le genre dans la FPE que dans les autres versants de la Fonction publique. C'est au sein du secteur privé que la naissance d'un enfant est susceptible d'accentuer le plus l'écart de rémunération selon le genre. En revanche, la naissance d'un troisième enfant creuse moins les inégalités de salaire selon le genre dans le secteur privé que dans n'importe quel versant de la Fonction publique.

Enfin, c'est la réduction de l'offre de travail des mères suite à une naissance qui est la principale cause de l'effet négatif de la naissance d'un enfant sur leur salaire journalier et la raison majeure pour laquelle la maternité peut contribuer à accentuer les écarts de rémunération entre hommes et femmes, puisque les pères ne modifient que très faiblement leur offre de travail.

¹ Le supplément familial de traitement (SFT) est versé aux agents publics en fonction du nombre d'enfants à charge selon les conditions fixées pour le versement des allocations familiales.

Cette recherche a été financée par la Direction générale de l'administration et de la Fonction publique (DGAFP) et par le Défenseur des droits.

Remerciements

Les auteurs remercient Anne-Sophie Bruno pour la relecture de ce document et ses remarques constructives.

Sommaire

Introduction générale.....	11
PARTIE 1. Mesure des différentes sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein des fonctions publiques d'État, hospitalière et territoriale	13
Introduction	15
1. Les enseignements de la littérature consacrée aux écarts de rémunération selon le genre dans le secteur public	17
1.1. Importance statistique de l'écart de rémunération selon le genre dans le secteur public	17
1.2. Les sources théoriques de l'écart de rémunération entre hommes et femmes dans le secteur public	22
2. Données mobilisées et échantillon d'étude	26
2.1. Présentation du fichier SIASP (2010).....	26
2.2. Échantillon d'étude	27
3. Approche descriptive des écarts de rémunération entre hommes et femmes au sein des trois versants de la Fonction publique.....	28
3.1. Différences en termes d'offre de travail entre les femmes et les hommes.....	29
3.2. Différences d'âge entre les femmes et les hommes	30
3.3. Différences de statut (titulaire ou non-titulaire) et de catégories les femmes et les hommes	31
3.4. Une répartition différente des femmes et des hommes au sein des ministères (FPE) et des filières (FPH et FPT)	34
3.5. Une répartition différente des femmes et des hommes au sein des corps et des grades (agents titulaires) et des professions (agents non titulaires).....	36
4. L'utilisation d'une méthode de décomposition non paramétrique	43
4.1. Les problèmes méthodologiques de la décomposition paramétrique d'Oaxaca-Blinder (1973).....	43
4.2. La décomposition paramétrique de Nopo (2008)	45
4.3. La stratégie d'estimation	47
5. Mise en évidence des sources de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes au sein des trois versants de la Fonction publique	50
5.1. Comparaison des résultats obtenus selon la nature paramétrique et non paramétrique de la méthode de décomposition	50

5.2. Les sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein de la Fonction publique.....	53
5.3. Les sources des différences de rémunération ente les agents sur et hors le support commun	61
5.4. Importance de l'inégale attribution des primes et indemnités selon le genre.....	72
Conclusion	74
Annexes.....	79
PARTIE 2 Impact de la naissance d'un enfant sur la rémunération des femmes et des hommes au sein des trois versants de la Fonction publique et du secteur privé	93
Introduction	95
1. Le « family pay gap »	97
1.1. Facteurs explicatifs.....	97
1.2. Le « family pay gap » à l'étranger	99
1.3. Le « family pay gap » en france	103
1.4. Effets pour les hommes	105
1.5. Résultats non consensuels : explications	106
1.6. Évaluation du « family pay gap » au sein du secteur public	110
2. Données.....	116
2.1. Base de données mobilisées	116
2.2. Nettoyage de la base de données	118
2.3. Quelques statistiques descriptives.....	121
3. Mise en œuvre d'une méthode de doubles différences avec appariement exact et dynamique	124
3.1. Rappel sur la méthode des doubles différences	125
3.2. Méthode d'appariement exact et dynamique	126
3.3. Prise en compte des périodes de congé-maternité dans le secteur public	129
3.4. Naissances successives.....	132
4. Résultats	133
4.1. Effets d'une première naissance	133
4.2. Effet additionnel d'une seconde naissance.....	135
4.3. Effet additionnel d'une troisième naissance	138

Conclusion..... 140
Bibliographie..... 143

INTRODUCTION GÉNÉRALE

La question de l'égalité entre les femmes et les hommes a pris une importance grandissante en France et en Europe depuis plusieurs décennies et est devenue une préoccupation majeure des pouvoirs publics. Depuis la signature du traité de Lisbonne, le principe d'égalité hommes-femmes est inscrit dans les valeurs et objectifs de l'Union européenne et la question du genre doit être intégrée dans les différentes politiques de l'Union.

En France, les années 2000 ont été marquées par un ensemble d'actions visant à favoriser l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes au sein des entreprises. La loi *Génisson* du 9 mai 2001 a ainsi ajouté spécifiquement l'égalité professionnelle aux obligations annuelles de négociations au sein des entreprises. La *Charte de l'égalité entre les hommes et les femmes* de 2004 établit un ensemble d'actions à mener en faveur de cette égalité. Plus récemment, la loi du 27 janvier 2011 impose que les conseils d'administration et de surveillance des entreprises soient désormais composés dans la « recherche » d'une représentation équilibrée des hommes et des femmes. Enfin, de nombreux accords d'entreprises relatifs à l'égalité professionnelle ont été signés ces dernières années.

Au cours de la dernière décennie, la Fonction publique, se devant d'être exemplaire en matière d'égalité professionnelle entre hommes et femmes, a également fait l'objet d'un certain nombre de mesures en faveur de cette égalité, considération d'autant plus importante que ce secteur se caractérise par un taux de féminisation très élevé. En 2011, selon le rapport de la DGAFF (Direction générale de l'administration et de la Fonction publique) sur l'état de la Fonction publique (2013), 61 % des agents de l'État étaient des femmes (contre 44 % dans le secteur privé), ce taux allant de 54 % au sein de la Fonction publique de l'État (FPE) à 61 % dans la Fonction publique territoriale (FPT) et à 77 % dans la Fonction publique hospitalière (FPH). Une première vague de mesures a vu le jour dans les années 2000. En 2002, des règles de nomination de jurys et de comités de sélection sont fixées afin de faire respecter une proportion minimale de chaque sexe. Le protocole d'accord relatif à la promotion professionnelle et à l'action sociale signé le 25 janvier 2006 définit un certain nombre de mesures à prendre pour améliorer le déroulement des carrières des femmes et pour leur permettre de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle. Enfin, la *Charte pour la promotion de l'égalité dans la Fonction publique*, signée en 2008, porte sur l'ensemble des discriminations dans la Fonction publique.

Dans le prolongement de la « Grande conférence sociale » de juillet 2012, l'égalité professionnelle a été choisie comme thème premier des négociations au sein de la Fonction publique. Grâce au protocole d'accord du 8 mars 2013, quinze mesures ont été adoptées pour favoriser l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes dans la Fonction publique : parmi elles, la quatrième consiste à « Mener une politique volontariste de suppression des inégalités salariales entre les femmes et les hommes ».

Effectivement, malgré les premières mesures des années 2000, les inégalités de salaire entre hommes et femmes persistent, non seulement dans le secteur privé, mais également dans la Fonction publique. Alors que le statut général des fonctionnaires impose le principe d'égalité entre les femmes et les hommes² et que le salaire des fonctionnaires est indexé sur une grille indiciaire, l'écart de salaire moyen en équivalent temps plein entre les hommes et les femmes est en 2011, toujours selon le rapport sur l'état de la Fonction publique (DGAFF, 2013), de 17,6 % au sein de la Fonction publique d'État, de 12,1 % dans la Fonction publique territoriale et de 28 % dans la Fonction publique hospitalière (contre 23,6 % au sein du secteur privé). Pour guider au mieux les pouvoirs publics dans leur volonté d'améliorer l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes, il convient, non seulement d'identifier les sources de ces inégalités, mais aussi de quanti-

² Selon l'article 6bis de la loi n°87-634 du 13 juillet 1983 portant droits et obligations des fonctionnaires, « aucune distinction directe ou indirecte ne peut être faite entre les fonctionnaires selon leur sexe ».

fier avec précision leur importance relative dans l'écart de rémunération entre les femmes et les hommes. C'est l'objet de ce rapport qui comprend deux grandes parties.

La première a pour objet de mesurer le poids relatif des différentes sources de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes au sein des trois versants de la Fonction publique : différence en termes d'offre de travail, répartition différente au sein des corps et des grades, versement inégal de primes et d'indemnités... Les données mobilisées sont issues du Système d'Information sur les Agents des Services Publics (SIASP) pour l'année la plus récente disponible, à savoir l'année 2010. Ce fichier SIASP couvre, de manière exhaustive, les agents titulaires et non titulaires des fonctions publiques d'État, hospitalière et territoriale, à l'exception des personnels militaires. Sur le plan méthodologique, l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes est décomposé, au sein des trois versants de la Fonction publique, en adoptant la méthode de décomposition non paramétrique de Nopo (2008). Cette méthode permet en effet de s'affranchir des hypothèses restrictives sur lesquelles se fondent les méthodes de décomposition paramétriques « classiques » de type Oaxaca (1973) et Blinder (1973).

Le fichier SIASP ne fournissant aucune information sur la situation familiale des agents de la Fonction publique, les données issues de ce fichier ne permettent pas de déterminer le rôle éventuel joué par la maternité dans cet écart de rémunération entre hommes et femmes. Or, l'évènement « maternité » implique plus fréquemment une rupture dans la carrière professionnelle des salariés quand ces derniers sont des femmes. En outre, la naissance d'un enfant peut également engendrer pour les mères, selon l'organisation du foyer, une baisse de l'énergie consacrée à leur activité professionnelle, une modification de leurs heures de travail (et notamment un recours accru au temps partiel) ainsi que des absences plus fréquentes. Par conséquent, la maternité peut expliquer une partie des écarts de rémunération entre les hommes et les femmes.

La seconde partie de ce rapport a donc pour objet d'évaluer spécifiquement l'effet de la naissance d'un enfant sur les salaires des mères et des pères au sein des trois versants de la Fonction publique ainsi qu'au sein du secteur privé. Pour ce faire, le panel « tous salariés » provenant de la concaténation du panel DADS (déclaration annuelle de données sociales) et du panel des agents de l'État couvrant la période allant de 1994 à 2011 est mobilisé. Ce panel est apparié avec un extrait de l'échantillon démographique permanent (EDP) afin de disposer des dates de naissance des enfants et du niveau de diplôme le plus élevé des salariés suivis. Sur le plan méthodologique, une méthode de doubles différences avec appariement exact et dynamique est mise en œuvre, afin d'évaluer l'effet de la première, de la deuxième et de la troisième naissance sur les salaires des femmes et des hommes. En effet, seule une approche dynamique permet d'évaluer précisément l'impact d'une naissance sur les salaires.

PARTIE 1

Mesure des différentes sources de l'écart
de rémunération entre hommes et femmes
au sein des fonctions publiques d'État,
hospitalière et territoriale

INTRODUCTION

Dans la synthèse des avis d'experts interrogés sur l'égalité professionnelle hommes-femmes dans la Fonction publique, le rapport Guégot (2011) pointe tout à la fois la nécessité d'une politique active de rémunération dans la Fonction publique et l'absence d'étude française à même de l'orienter. Le protocole d'accord du 8 mars 2013, signé entre les différents employeurs publics et l'intégralité des organisations syndicales représentatives dans la Fonction publique, a répondu à la première exigence en définissant comme axe prioritaire l'égalité dans les parcours professionnels et, pour la réaliser, la nécessité de « mener une politique volontariste de suppression des inégalités salariales entre les femmes et les hommes ».

Pour guider au mieux les pouvoirs publics dans leur volonté de réduire l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes au sein de la Fonction publique, il convient d'identifier et de quantifier précisément les sources de cet écart en distinguant les trois versants de la Fonction publique. C'est l'objet de la première partie de ce rapport.

Une première source d'inégalités de rémunération provient de ce que les femmes de la Fonction publique ont des parcours professionnels différents de ceux de leurs collègues masculins. La première raison est qu'elles travaillent plus fréquemment à temps partiel que les hommes, ce qui affecte le déroulement de leur carrière. Selon les statistiques de la DGAFP (Direction générale de l'administration et de la Fonction publique) en 2013, parmi les entrants dans la Fonction publique d'État en 1998, 13,9 % des femmes titulaires ont connu une période d'emploi à temps partiel au cours des cinq premières années de leur carrière contre 5,1 % des hommes. La seconde raison a trait aux normes sociales qui gouvernent la division des tâches domestiques et conduisent les femmes à prendre en charge davantage de responsabilités dans l'organisation de la vie familiale. Quand bien même la Fonction publique offre davantage de possibilités de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle que ne le fait le secteur privé (Lanfranchi et Narcy, 2013), le parcours professionnel des femmes, et plus particulièrement des mères, est moins linéaire que celui des hommes, ce qui se traduit par des avancements moins rapides et donc une augmentation plus lente de leur rémunération³.

Une deuxième source de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes provient de leur répartition très inégale au sein des différents métiers et filières de la Fonction publique. Les femmes sont encore fortement présentes dans les métiers de la santé, du social et de l'éducation. Cette inégale répartition peut vraisemblablement expliquer une partie de l'écart de salaire observé entre les hommes et les femmes. Par exemple, les femmes sont surreprésentées chez les enseignants (deux tiers de femmes) qui sont les cadres de la Fonction publique d'État en moyenne les moins bien rémunérés. Les inégalités de répartition entre hommes et femmes s'observent également au sein même des métiers, selon une sorte de ségrégation verticale. Dans les trois fonctions publiques, les femmes sont d'autant moins nombreuses dans les emplois que les responsabilités dévolues y sont étendues. Alors que les femmes sont largement majoritaires au sein des trois fonctions publiques, en 2011, leur part dans les emplois de direction s'élève respectivement à 26 %, 35 % et 45 % respectivement au sein des fonctions publiques d'État, territoriale et hospitalière (DGAFP, 2013). Il convient donc d'étudier tout à la fois l'importance d'une ségrégation horizontale, entre les métiers, les ministères et les filières d'emploi, et, au sein des ministères et des filières, d'une ségrégation verticale entre les corps et les grades.

³ Le cas de la maternité est également très important et sera traité spécifiquement dans la seconde partie de ce rapport. Rappelons toutefois que la réduction du temps de travail est nettement plus importante chez les femmes que chez les hommes après une naissance (Pailhé et Solaz, 2006). Cependant, selon l'enquête *Familles et Employeurs* menée par l'Ined en 2004-2005, le fait d'avoir des enfants est moins souvent perçu par les femmes de la Fonction publique que par celles du secteur privé comme un obstacle à la promotion (15 % contre 25 %).

Enfin, les attributions indemnitaires sont plus faibles chez les femmes que chez les hommes. En 2011, la part des primes correspondait en moyenne à 16,5 % du salaire brut en équivalent temps plein pour les femmes et à 27,5 % pour les hommes. Quand bien même la Fonction publique est censée garantir l'égalité de traitement entre ses agents, les différences en termes de primes, comme en termes de promotion interne, peuvent trouver leur origine dans des comportements discriminatoires dont les femmes seraient victimes de la part de leurs supérieurs.

Afin d'identifier les différentes sources de l'écart de rémunération moyenne entre les hommes et les femmes au sein des trois versants de la Fonction publique et de quantifier avec précision leur contribution relative, les recherches menées en économie se sont principalement appuyées sur les méthodes de décomposition « détaillée », inspirées par les travaux de Oaxaca (1973) et Blinder (1973) dans les cas linéaires comme le salaire. Ces méthodes décomposent la partie « expliquée » de l'écart observé qui résulte du fait que les hommes et les femmes n'ont pas les mêmes caractéristiques individuelles et d'emploi. Une seconde partie de l'écart, qualifiée d'« inexpliquée », résulte de différences de rendements de ces caractéristiques⁴. Cette partie « inexpliquée » est parfois considérée comme une mesure de la discrimination salariale, mais elle contient également des effets liés aux caractéristiques non observables dans le modèle⁵.

Ces méthodes reposent sur deux hypothèses restrictives qui rendent difficile une mesure précise du poids relatif des sources de l'écart de rémunération selon le genre. Tout d'abord, ces méthodes de décomposition requièrent l'estimation préalable d'équations de salaire par genre, auxquelles on impose une forme linéaire. Pourtant, il est raisonnable d'envisager que certains déterminants des salaires peuvent interagir dans leur influence sur le niveau de rémunération ; dans ce cas, le fait de ne pas être en mesure de modéliser l'ensemble des interactions possibles entre les différents déterminants du salaire biaise leur estimation.

Ensuite, toute méthode de décomposition paramétrique de type Oaxaca-Blinder nécessite la création d'un contrefactuel qui correspond le plus souvent au salaire moyen qu'auraient perçu les salariés d'un genre s'ils avaient été rémunérés comme l'autre genre. La création de ce contrefactuel repose sur l'hypothèse d'un support commun, c'est-à-dire que les hommes et les femmes doivent avoir les mêmes combinaisons de déterminants de leur salaire. Autrement dit, les méthodes de décomposition à la Oaxaca-Blinder supposent que les modèles de salaire estimés spécifiquement pour les hommes et les femmes seraient valides même pour prévoir le salaire d'un homme ou d'une femme dont les déterminants du salaire ne correspondraient à aucune réalité observable dans les distributions empiriques. Postuler l'existence d'un support commun peut engendrer des erreurs de mesure des poids des parties expliquées et inexpliquées des écarts de rémunération entre hommes et femmes.

Nous proposons donc de recourir à une méthode de décomposition non paramétrique, proposée par Nopo (2008), qui corrige les deux défauts énoncés ci-dessus. Cette méthode, se fondant sur la technique de l'appariement exact, permet de calculer et de décomposer l'écart de salaire sans qu'il soit nécessaire de jamais estimer des formes fonctionnelles spécifiques de salaire.

L'utilisation de cette méthode non paramétrique permet d'abord de corriger les biais d'évaluation des composantes expliquées et inexpliquées des différences de salaire entre hommes et femmes. Elle permet en outre de caractériser les individus, hommes et femmes, qui n'appartiennent pas au « support commun », c'est-à-dire qui possèdent des combinaisons de caractéristiques individuelles et d'emploi incomparables. Il s'agit de personnes qui occupent des positions d'emploi uniques pour lesquelles il devient possible de comparer leurs rémunérations à la rémunération moyenne de leur genre.

⁴ Il se peut que, même à diplôme équivalent, les hommes perçoivent des salaires plus élevés que les femmes, ce qui implique que le niveau de diplôme n'a pas le même effet sur le salaire (rendement) selon le genre.

⁵ Il est par exemple difficile d'observer le degré de motivation au travail des salariés qui peut constituer un déterminant important de leur niveau de rémunération.

À l'aide de cette méthode de décomposition non paramétrique, les différentes sources des écarts de rémunération entre les hommes et les femmes au sein des trois versants de la Fonction publique sont estimées pour l'année 2010. Pour ce faire, afin de considérer l'exhaustivité de la Fonction publique, nous mobilisons les données issues du fichier SIASP (Système d'informations sur les agents des services publics) de l'Insee. La rémunération considérée correspond au salaire mensuel net. Nous avons choisi de décomposer un écart de salaire mensuel plutôt qu'un écart de salaire horaire afin de pouvoir mesurer le poids de l'offre de travail dans cet écart.

Le plan de cette première partie du rapport est le suivant. La première section discute les enseignements de la littérature empirique consacrée aux écarts de rémunération selon le genre dans le secteur public. La deuxième section présente les données mobilisées et la sélection de l'échantillon d'étude. La troisième section, à travers une approche descriptive, fournit un premier éclairage sur l'ampleur et les explications potentielles de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes au sein des différents versants de la Fonction publique. La quatrième section rappelle le principe général des méthodes de décomposition à la Oaxaca-Blinder et leurs principaux problèmes méthodologiques. Cette section détaille également la méthode de décomposition paramétrique de Nopo et la stratégie d'estimation mise en œuvre. Les résultats des décompositions sont présentés et commentés dans la section 5. Enfin, la section 6 conclut.

1. LES ENSEIGNEMENTS DE LA LITTÉRATURE CONSACRÉE AUX ÉCARTS DE RÉMUNÉRATION SELON LE GENRE DANS LE SECTEUR PUBLIC

Dans cette section, nous proposons d'abord un état des lieux quantitatif des différences de rémunération entre hommes et femmes dans le secteur public, en France et à l'étranger. Nous discutons ensuite les sources explicatives de cet écart de rémunération selon le genre.

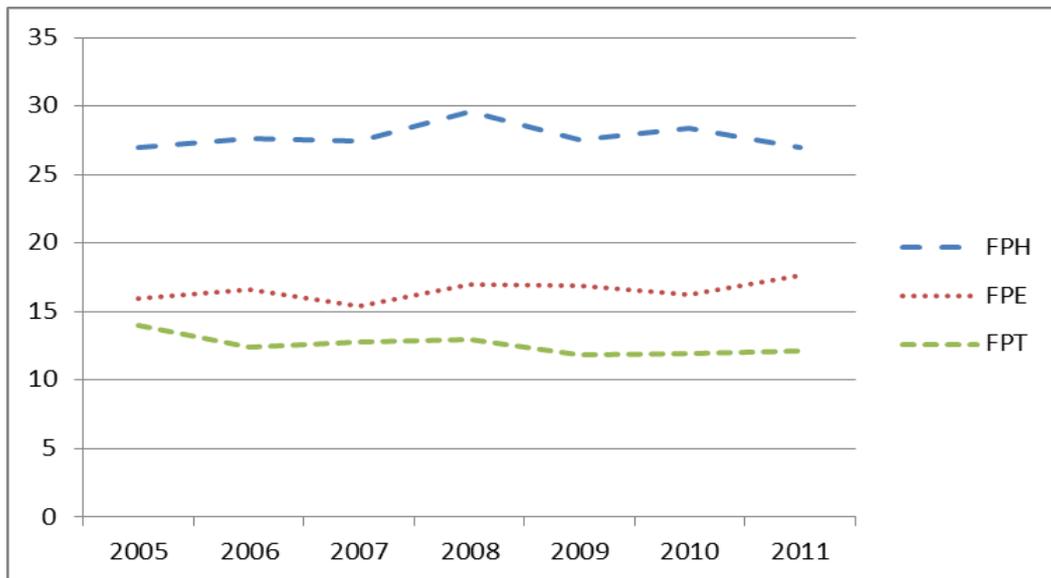
1.1. Importance statistique de l'écart de rémunération selon le genre dans le secteur public en France

La France s'étant dotée d'un Système d'informations sur les agents des services publics (SIASP), l'information nationale sur les écarts de rémunération entre les hommes et les femmes au sein de la Fonction publique est plus précise et plus homogène que celle disponible à des fins de comparaison internationale. Ainsi, le rapport annuel sur l'état de la Fonction publique renseigne l'écart de salaire net mensuel entre hommes et femmes, en équivalent temps plein, pour les agents des trois versants de la Fonction publique, alors que les comparaisons européennes réalisées par Eurostat à partir des enquêtes sur la structure des salaires donnent une évaluation de l'écart de salaire horaire entre hommes et femmes sans distinguer ces différents versants.

Or, les écarts de rémunération selon le genre varient de manière non négligeable entre versants de la Fonction publique. L'édition 2013 du rapport sur l'état de la Fonction publique de la DGAFP rapporte qu'en 2011, ils sont plus importants dans la FPH, où les hommes perçoivent un salaire moyen supérieur de 28 % à celui perçu par les femmes, que dans la FPE (17,6 %) et dans la FPT (12,1 %). Ces différences de salaire, mesurées en équivalent temps plein et qui ne prennent évidemment pas en considération les différences éventuelles de caractéristiques individuelles et d'emploi des agents selon leur genre, reflètent donc combien les mains-d'œuvre employées dans ces trois versants de la Fonction publique sont différentes en termes de genre, de structure d'âge et de niveaux de qualification. Par exemple, l'importance relative des différents métiers, plus ou moins attractifs pour les hommes et les femmes, au sein de ces trois fonctions publiques influe sur la répartition des agents selon le genre dans et entre les trois fonctions publiques. Comprendre les inégalités professionnelles entre les femmes et les hommes requiert donc d'analyser ces trois institutions spécifiquement et les unes par rapport aux autres.

Les données de 2011 confirment que les écarts de rémunération selon le genre restent assez conséquents au sein de la Fonction publique et leur évolution récente ne montre pas de diminution spectaculaire de l'avantage masculin (voir graphique 1 ci-dessous). De même, les divergences entre ces écarts par versant de la Fonction publique demeurent remarquablement constantes. À l'instar de ce qui a été mesuré dans le secteur privé français (Meurs et Ponthieux, 2006), on ne constate pas de progrès conséquent vers une égalité salariale dans la Fonction publique.

Graphique 1. Évolution des écarts de salaires mensuels nets moyens entre les hommes et les femmes dans les trois versants de la Fonction publique



Source : Rapports DGAFP.

Note : Salaire mensuel net moyen en équivalent temps plein à partir de 2009.

La situation observée dans la Fonction publique française peut être comparée à celle enregistrée dans les États de l'Union européenne à 28, et les États de l'Association européenne de libre-échange (moins l'Estonie et le Lichtenstein) au moyen des données harmonisées issues des enquêtes *Structure des Salaires* collectées par Eurostat (tableau 1 ci-dessous). Celles-ci sont utilisées afin de construire l'écart de rémunération entre hommes et femmes, calculé comme la différence de rémunération horaire brute moyenne entre hommes et femmes salariés, exprimée en pourcentage de la rémunération horaire brute moyenne des hommes salariés. Les grandeurs observées ne peuvent donc être directement comparées à celles reportées dans les rapports de la DGAFP, mais sont ainsi harmonisées entre les pays étudiés. La France avec un écart de rémunération selon le genre de 13 % pour l'ensemble du secteur public se situe en douzième position sur 30, soit un peu en dessous du pays médian, la Lituanie, avec un écart de 14,2 %. La Belgique et Malte sont les deux seuls États dans lesquels les femmes sont en moyenne mieux rémunérées que les hommes dans le secteur public. Le pays enregistrant l'écart de salaire selon le genre le plus élevé dans le secteur public en 2010 est la Bulgarie (21,5 %), dernier d'un groupe comprenant quatre pays des PECO (Pays d'Europe centrale et orientale).

Dans la grande majorité des pays étudiés (vingt-deux sur trente), les écarts salariaux entre hommes et femmes sont plus élevés dans le secteur privé que dans le secteur public. Les exceptions sont la Roumanie, la Bulgarie, la Croatie, la Hongrie, la Suède et la Lettonie. Les Pays-Bas et la Finlande enregistrent environ le même niveau d'écart salarial entre les secteurs privé et public. La plus forte différence d'écart salarial selon le genre entre le secteur privé et le secteur public se situe à Chypre où elle est égale à 25 points de pourcentage. La France se situe en dix-neuvième position selon le critère de la différence d'écart salarial selon le genre entre le secteur privé et le secteur public

(3,2 points de pourcentage), dans la seconde moitié des pays, mais proche encore une fois de la position médiane de la Lituanie.

Tableau 1. Écarts de salaire horaire brut entre hommes et femmes en 2010
(exprimés en pourcentage du salaire horaire moyen des hommes)

Pays (rang selon l'écart dans le secteur public)	Secteur public	Secteur privé	Différence privé-public
Belgique (1)	-2,6	13,9	16,5
Malte (2)	-1,3	11,9	13,2
Pologne (3)	0,1	17,2	17,1
Chypre (4)	0,3	25,3	25,0
Slovénie (5)	2,3	8,9	6,6
Italie (6)	4,5	17,5	13,0
Luxembourg (7)	9,3	10,9	1,6
Portugal (8)	10,1	24,1	14,0
Irlande (9)	12,1	21,6	9,5
Espagne (10)	12,3	20,3	8,0
Suisse (11)	13,0	21,1	8,1
France (12)	13,2	16,4	3,2
Danemark (13)	13,3	18,8	5,5
Allemagne (14)	13,9	25,8	11,9
Lituanie (15)	14,2	18,8	4,6
Suède (16)	14,5	13,1	-1,4
Slovaquie (17)	14,9	21	6,1
Norvège (18)	15,9	19,3	3,4
Grèce (19)	16,4	17,3	0,9
Islande (20)	16,5	17,8	1,3
Lettonie (21)	16,8	15,8	-1,0
Pays-Bas (22)	18,4	18	-0,4
Royaume Uni (23)	18,9	25,9	7,0
Croatie (24)	19,4	9,7	-9,7
Finlande (25)	19,4	19,2	-0,2
Autriche (26)	19,6	24,6	5,0
République Tchèque (27)	20,0	23,3	3,3
Hongrie (28)	20,0	16,2	-3,8
Roumanie (29)	21,0	4,9	-16,1
Bulgarie (30)	21,5	11,6	-9,9

Source : Eurostat 2010.

La littérature théorique avance plusieurs arguments pour justifier d'écarts salariaux différents dans les secteurs public et privé. Le premier s'appuie sur l'idée de contraintes de budget douces, selon laquelle le secteur public, parce qu'il ne subit pas le contrôle implicite du marché comme les entreprises du secteur privé, peut s'affranchir de comportements optimisateurs. De ce fait, si les employeurs privés sont freinés par la concurrence dans l'exercice de leurs goûts pour discriminer certaines catégories de travailleurs, comme les femmes par exemple, les institutions du secteur public pourraient exercer ces préférences sans perte anticipée. Au contraire, un second argument avancé est que le secteur public peut choisir sa politique de ressources humaines selon des objectifs qui

empruntent plus à une logique politique qu'à celle du marché (Gregory et Borland, 1999). De ce fait, y seraient préconisées des règles de fixation des salaires strictes et standardisées qui limiteraient les différences de rémunération entre emplois similaires. De telles politiques d'égalité de rémunération seront certainement appliquées avec une exemplarité étendue au sein d'un État qui se doit de faire preuve de sa responsabilité sociale. Ce second argument laisse donc à penser que les inégalités salariales de genre seraient moins viables dans le secteur public.

Une manière originale de synthétiser l'évidence empirique disponible au sujet de l'étendue de l'écart de salaire entre les hommes et les femmes dans les secteurs public et privé est d'avoir recours à une méta-analyse. Le but d'une telle approche est de caractériser les déterminants qui vont influencer l'importance de la différence de rémunération selon le genre à partir de données particulières : l'ensemble des études empiriques menées sur le sujet. Ainsi, l'article de Weichselbaumer et Winter-Ebmer (2005) réalise une méta-analyse sur 269 études économétriques consacrées aux écarts de salaire entre hommes et femmes des années soixante à la fin du vingtième siècle. Parmi les résultats de leur analyse, ils montrent que les études réalisées sur des échantillons issus du secteur public concluent à des écarts de rémunération significativement plus faibles que celles réalisées sur des échantillons du secteur privé. Cette confirmation d'une pénalité salariale moins forte subie par les salariées femmes dans le secteur public, comparée à celle supportée par leurs homologues du secteur privé, est davantage vérifiée dans les études réalisées aux États-Unis d'Amérique et encore plus particulièrement en Europe, plutôt que dans les autres pays de l'OCDE et du reste du monde.

Plusieurs études se sont fondées sur le panel communautaire des ménages entre 1994 et 2001, afin d'analyser en détail les écarts de rémunération selon le genre dans les secteurs public et privé au moyen de base de données homogènes (Ponthieux et Meurs, 2005 ; Arulampalam *et al.*, 2007 ; Brindusa *et al.*, 2011). Le tableau 2 ci-dessous résume les résultats obtenus par Arulampalam et ses coauteurs. Dans les deux premières colonnes sont reportées les valeurs observées des écarts de salaire horaire entre les hommes et les femmes dans les secteurs public et privé, pour les salariés âgés de 22 à 54 ans, travaillant au moins 15 heures par semaine, dans tous les secteurs d'activité à l'exclusion de l'agriculture. On constate que, comme dans les données Eurostat, les écarts de rémunération selon le genre sont plus faibles dans les secteurs publics de onze États membres de l'Union européenne dite à 15, la seule exception étant la Finlande. Au sein du secteur public, le salaire des hommes est supérieur de plus de 20 % à celui des femmes en Finlande, en Grande-Bretagne et aux Pays-Bas. À l'inverse, il dépasse le salaire des femmes de moins de 10 % en Italie, en Belgique et en Espagne. La France se trouve encore placée dans une situation médiane dans ce groupe de onze pays européens.

Tirer des enseignements de la comparaison directe des rémunérations entre les secteurs public et privé reste difficile compte tenu des missions et objectifs dissemblables des institutions qui les composent, et donc des différences dans la structure des emplois des deux secteurs, tout comme dans les qualifications requises de la main-d'œuvre en charge de les occuper.

De manière à affiner la comparaison des écarts de rémunération selon le genre entre les secteurs, Arulampalam *et al.* ont ainsi estimé un écart de salaire selon le genre, en « neutralisant » les différences de caractéristiques individuelles et d'emploi entre les hommes et les femmes. Plus précisément, cet écart de salaire correspond à la différence de rémunération entre le salaire moyen qu'auraient perçu les femmes si elles avaient été rémunérées comme des hommes et le salaire moyen qu'elles perçoivent. Autrement dit, cette différence de salaire correspond à la partie inexplicite de l'écart de rémunération selon le genre dans le cas d'une décomposition de type Oaxaca-Blinder. Les caractéristiques dont les effets ont été « neutralisés » dans cette étude sont des variables de capital humain (âge, ancienneté, éducation, formation dans l'année précédente), des indicatrices de formes de contrat (temps partiel, CDI, CDD), des données socio-démographiques (statut marital, état de santé, région) et des indicatrices de secteur d'activité et de l'année d'observation.

**Tableau 2. Écarts de salaire horaire entre hommes et femmes en 2010
(exprimés en différence de logarithme)**

Pays	Écart de salaire secteur public	Écart de salaire secteur privé	Écart de salaire inexpliqué secteur public	Écart de salaire inexpliqué secteur privé
Allemagne	0,128	0,262	0,099	0,162
Autriche	0,135	0,292	0,227	0,251
Belgique	0,073	0,137	0,122	0,144
Danemark	0,114	0,134	0,089	0,118
Espagne	0,054	0,230	0,077	0,211
Finlande	0,259	0,167	0,255	0,211
France	0,116	0,202	0,172	0,234
Grande-Bretagne	0,212	0,306	0,176	0,247
Irlande	0,110	0,273	0,177	0,230
Italie	0,006	0,153	0,086	0,172
Pays-Bas	0,200	0,208	0,142	0,127

Source : Arulampalam et al. (2007). Les données utilisées proviennent du Panel Européen des Ménages, sur la période 1994-2001.

Lecture : En France, les hommes perçoivent un salaire horaire moyen 11,6 % plus élevé que celui des femmes dans le secteur public, 20,2 % plus élevé dans le secteur privé. À caractéristiques individuelles et d'emploi équivalentes, les hommes percevraient des salaires supérieurs à ceux des femmes, de 17,2 % dans le secteur public et de 23,4 % dans le secteur privé.

Quel que soit le pays considéré parmi les onze étudiés, à caractéristiques individuelles et d'emploi identiques, les hommes conservent un avantage salarial sur les femmes au sein du secteur public (colonne 3 du tableau 2) tout comme au sein du secteur privé (colonne 4 du tableau 2). Cet avantage salarial s'explique par des rendements des caractéristiques individuelles et d'emploi plus élevés pour les hommes que pour les femmes, ce que certains auteurs assimilent pour une part à une forme de discrimination salariale, mais qui peut être également lié à l'existence de variables inobservables dans le modèle.

En France, nous observons qu'au sein des secteurs privé et public, la partie inexpliquée de l'écart de rémunération selon le genre est plus élevée que l'écart observé. Autrement dit, si les salariés masculins et féminins possédaient les mêmes caractéristiques individuelles et d'emploi, les femmes devraient être mieux rémunérées que les hommes. À l'instar des salaires observés, les écarts de salaire inexpliqués selon le genre restent toutefois plus réduits dans le secteur public que dans le secteur privé, exception faite de la Finlande. Les résultats obtenus selon des méthodes légèrement différentes par Ponthieux et Meurs (2005) et Brindusa et al. (2011) confirment que la situation des femmes est effectivement significativement moins bonne dans les secteurs privés de la majorité des États de l'Union européenne à 12 que dans les secteurs publics.

Les études comparables menées dans de nombreux pays confirment donc qu'en général les femmes sont en moyenne moins bien rémunérées que les hommes dans le secteur public. En revanche, elles sont souvent moins désavantagées que ne le sont les femmes employées dans le secteur privé. Quelles peuvent être les sources de cet écart de rémunération selon le genre au sein du secteur public, très largement répandu dans les pays développés ?

1.2. Les sources théoriques de l'écart de rémunération entre hommes et femmes dans le secteur public

L'écart de rémunération entre les hommes et les femmes est souvent appréhendé du point de vue de l'examen quantitatif de la discrimination dont les salariées féminines seraient les victimes. De fait, cet écart de rémunération contient une éventuelle discrimination salariale mais également d'autres éléments dont la source n'est pas un traitement discriminatoire mais un ensemble de facteurs explicatifs dont il convient de faire une recension.

L'offre de travail choisie respectivement par les hommes et les femmes est un exemple de ces facteurs d'inégalité. L'objet de notre rapport étant de quantifier les sources de l'écart de rémunération selon le genre dans le secteur public, il convient de mettre au jour tout à la fois les sources non sujettes à un comportement discriminatoire et les sources effectivement discriminatoires. Nous verrons en outre que, parmi ces facteurs expliquant les différences de salaire entre hommes et femmes, il est parfois difficile d'isoler strictement ce qui relève d'inégalités discriminatoires ou non discriminatoires. Dans l'exemple de l'offre de travail, il est ardu de déterminer si le nombre moyen d'heures plus faible que travaillent les femmes relève d'un choix volontaire de leur part ou si la discrimination salariale qu'elles subissent ne les décourage pas de travailler aussi longtemps que leurs collègues masculins.

Parmi les sources théoriques de la formation des salaires, le premier ensemble de déterminants contient les variables mesurant le capital humain et de fait la productivité des salariés. Pourtant, aujourd'hui, les niveaux d'éducation ne semblent plus représenter une source principale des écarts de rémunération entre hommes et femmes. Ainsi, l'augmentation du niveau d'éducation initial des femmes, de leur accès à la formation continue et de leur attachement au travail explique plus de la moitié de la diminution des écarts de rémunération selon le genre observés dans les études empiriques réalisées sur la période 1960-2000 (Weichselbaumer et Winter-Ebmer, 2005). En outre, les comparaisons d'écarts salariaux en Europe réalisés dans les années 2000 mettent en évidence que les différences entre les sexes en termes de niveaux d'éducation perdent de leur importance explicative de l'écart de rémunération (Plantenga et Remery, 2006). En France, selon les études réalisées par la DGAFP (2013), les femmes n'ont pas un niveau d'éducation plus faible que celui des hommes à leur entrée dans la Fonction publique. De plus, parmi les candidats aux concours d'entrée, elles sont tout à la fois plus nombreuses à se présenter et à réussir l'entrée dans la Fonction publique, et ce, surtout dans les catégories A et B. Les femmes appartenant aux cohortes les plus récentes ne subissent donc pas de déficit de capital humain général à leur entrée dans la Fonction publique.

En revanche, l'entretien et l'obsolescence du capital humain initial peuvent devenir une source de différences au long des parcours professionnels des femmes et des hommes. Ainsi, les auditions réalisées dans le cadre de la préparation du rapport Guégot ont insisté sur la pénalité subie par les femmes dans l'accès à la formation professionnelle. L'organisation de cette dernière leur serait préjudiciable par sa durée et sa localisation souvent éloignée du lieu de travail, facteurs qui compliquent la participation féminine en partie pour des raisons liées à l'organisation de la vie familiale. Se trouve exprimée pour la première fois ici la problématique du partage des tâches dans les familles. Les travaux issus des enquêtes *Emploi du Temps* de l'Insee confirment que la répartition entre travail professionnel et travail domestique est très inégale entre les sexes, même si l'écart s'est réduit depuis vingt-cinq ans (Ricroch, 2012). Les femmes consacrent en moyenne 1 heure et 48 minutes de plus que les hommes aux tâches domestiques en 2010, et cette différence s'accroît avec la présence d'enfants.

Plus encore que l'inégal accès à la formation, ces temps contraints des femmes influent sur leurs interruptions de carrière. La présence d'enfants est susceptible d'engendrer des interruptions d'activité, prolongées pour leur garde et leur éducation, ponctuelles pour gérer leurs maladies. Ain-

si, l'inégale répartition des tâches au sein du couple se retrouve également dans la réaction des parents suite à une naissance. Comme le montre l'article de Govillot (2013), réductions ou interruptions d'activité sont entre trois à cinq fois plus fréquentes pour les femmes que pour les hommes selon le rang de naissance de l'enfant. De même, la présence d'un enfant en bas âge s'avère un facteur aggravant de l'absence des femmes au travail dans la quasi-totalité des États de l'Union européenne à 12 (Chaupain-Guillot et Guillot, 2011). L'analyse de l'effet salarial de la maternité menée pour la situation française par Meurs et *al.* (2010) montre que la pénalité salariale pour les femmes liée à la maternité est d'abord expliquée par la durée d'interruption de travail et non par le nombre d'enfants⁶.

Ces enseignements illustrent que la mesure de l'expérience effective des individus est importante pour estimer précisément la partie inexpliquée de l'écart de rémunération selon le genre. Toutefois, l'interruption d'activité dans la Fonction publique peut se révéler moins pénalisante que dans le secteur privé. Tout d'abord, du fait que le congé parental permet aux fonctionnaires de conserver la moitié de leurs droits d'ancienneté, le désavantage subi en termes de promotion interne entre corps ou grades, la promotion étant souvent contingentée à des conditions d'ancienneté, peut être moins important que dans le privé où les interruptions de carrière pèseraient plus lourd. Ensuite, les mesures permettant de concilier l'activité professionnelle et la vie familiale, en particulier celles destinées aux parents de jeunes enfants, sont plus fréquemment proposées par les employeurs du secteur public que par ceux du secteur privé, comme le montrent plusieurs exploitations de l'enquête *Famille et Employeurs* 2004-2005 (Pailhé et Solaz, 2009 ; Lanfranchi et Narcy, 2013).

Une autre source d'inégalités des rémunérations selon le genre provient de ce que l'offre de travail des femmes est souvent plus réduite que celle des hommes. Afin de mesurer les différences de rémunération selon le genre au sein des trois fonctions publiques, Morin et Remila (2013) considèrent les écarts observés entre le revenu salarial annuel des agents masculins et féminins. L'intérêt de cet indicateur est de pouvoir être décomposé en un salaire horaire moyen et un nombre d'heures de travail annuel. De cette manière, les effets liés à l'offre de travail peuvent être identifiés dans la comparaison des écarts de revenu salarial selon le genre dans les trois versants de la Fonction publique. Le revenu salarial, calculé au moyen du panel tous salariés, additionne l'ensemble des salaires perçus durant une année, nets des prélèvements sociaux tandis que le type de Fonction publique de l'agent est déterminé par son poste principal, c'est-à-dire celui correspondant à la plus longue durée d'emploi dans l'année. Ainsi, les auteurs montrent que, dans la FPE, l'écart de revenu salarial en 2010 est de 18 %, avec un salaire horaire féminin inférieur de 15 % à celui de leurs collègues masculins et une durée du travail féminine inférieure de 4 % à celle des agents masculins. Au sein de la FPT, la part de l'effet « offre de travail » est encore plus importante, puisque l'écart de revenu salarial moyen selon le genre est de 17 %, composé d'un salaire horaire féminin inférieur de 10 % à celui des hommes et d'une durée du travail féminine inférieure de 9 %. Enfin, comme pour le salaire net moyen en équivalent temps plein, la FPH exhibe l'écart de revenu salarial moyen entre les hommes et les femmes le plus élevé, 21 %, mais avec un effet offre de travail quasi nul puisque le salaire horaire moyen des femmes est inférieur à celui des hommes de 20 %. Cette observation confirme ainsi la spécificité de chacun des trois versants de la Fonction publique quant aux éventuelles sources de l'avantage salarial des hommes.

L'exemple le plus frappant des différences d'offre de travail est l'étendue du recours au temps partiel différencié selon le genre. Les différences de comportement dans les trois versants de la Fonction publique sont, comme le montrent les statistiques de la DGAFP en 2011, non négligeables. En effet, 17,6 % des femmes titulaires au sein de la Fonction publique d'État sont à temps partiel, alors que cette proportion ne s'élève qu'à 3,4 % pour les hommes. La fréquence des agents à temps partiel est plus élevée dans la FPH et la FPT : respectivement 24,9 % de femmes et 5,9 % d'hommes dans la première et 24,6 % de femmes et 5,3 % d'hommes dans la seconde. Il importe de noter que l'étendue des effets de l'offre de travail sur les inégalités salariales selon le genre doit être mesurée

⁶ Une analyse détaillée de l'écart de salaire lié à la maternité est menée dans la seconde partie de ce rapport.

en distinguant la durée du travail de la nature du contrat, à temps plein ou temps partiel. En effet, même en neutralisant le nombre d'heures effectivement contractuelles en calculant un salaire horaire, les études empiriques montrent que le choix du travail à temps partiel entraîne toutes sortes de pénalités. Les perspectives d'emploi de l'OCDE en 2010 illustrent ainsi que le temps partiel est une option qui se traduit d'abord dans la quasi-totalité des pays de l'OCDE par un salaire horaire plus faible. En outre, les travailleurs à temps partiel anticipent une carrière moins rémunératrice et bénéficient d'une sécurité de l'emploi moindre. Bien évidemment, ce dernier risque ne concerne pas les agents titulaires de la Fonction publique.

Dans les études empiriques qui essaient d'expliquer les écarts de rémunération selon le genre, il est usuel d'expliquer des différences de salaire horaire, dans lesquelles les différences d'offre de travail entre les hommes et les femmes sont neutralisées. Pourtant, si l'on désire identifier et surtout quantifier les composantes des effets de l'offre de travail sur l'écart de rémunération selon le genre, il est vraisemblablement plus informatif d'expliquer des différences de salaire mensuel, tout à la fois par le nombre d'heures offertes par les travailleurs et par le type de temps partiel ou de temps plein choisi. En effet, les différentes quotités de temps partiel qu'il est possible de privilégier (50, 60, 70, 80 ou 90 %) n'ont pas nécessairement un effet linéaire sur le niveau du salaire. De plus, certaines règles négociées dans la Fonction publique conduisent à sur-rémunérer les heures de travail pour les quotités à 80 et 90 % du temps plein⁷.

Une autre source de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes provient de leur répartition inégale entre les secteurs d'activité et les professions pour le secteur privé et entre les ministères et les filières pour la Fonction publique. De nombreuses études ont montré aux États-Unis que les écarts de salaire selon le genre étaient, pour partie, expliqués par la difficulté d'accès des salariées féminines aux emplois masculins mieux rémunérés (voir, par exemple, Groshen, 1991, Blau and Kahn, 2000). Les études spécifiquement consacrées aux effets de la ségrégation professionnelle dans le secteur public sont plus rares. Lewis (1996) en est un exemple : l'auteur montre qu'entre 1976 et 1992, l'intégration des employées féminines dans les professions de l'administration fédérale américaine, dominées par les employés masculins, a conduit à diminuer les inégalités salariales selon le genre dans l'administration fédérale.

Dans la Fonction publique française, et dans ses trois versants, les femmes et les hommes sont encore très inégalement répartis selon les métiers, les femmes étant encore fortement présentes dans les métiers de la santé, du social et de l'éducation. Cette inégale répartition peut vraisemblablement expliquer une partie de l'écart de salaire observé entre les hommes et les femmes. Ainsi, les femmes sont surreprésentées chez les enseignants (deux tiers de femmes) qui sont les cadres de la Fonction publique d'État en moyenne les moins bien rémunérés. Afin d'évaluer l'étendue de l'influence d'une telle ségrégation horizontale sur l'écart de rémunération selon le genre, les études empiriques emploient des méthodes variables, la plus simple consistant à inclure ou non des indicatrices identifiant l'appartenance aux différentes professions d'une classification professionnelle comme variables explicatives des équations de salaire par genre. Ces études comparent alors l'importance de la partie inexpliquée selon que les effets des professions sur les salaires sont ou non pris en compte. La réalisation d'une décomposition de type Oaxaca-Blinder à un niveau détaillé permet également de mesurer l'importance de l'écart de salaire expliquée par les distributions différentes des hommes et des femmes au sein des professions. Néanmoins, l'endogénéité du choix de la profession peut biaiser les résultats obtenus et conduire à une mauvaise évaluation de l'importance de la ségrégation horizontale dans l'écart de rémunération entre hommes et femmes.

Un exemple de ce type d'étude est l'analyse par Bradley et al. (2014) des écarts de salaire selon le genre dans le secteur public de l'État du Queensland en Australie sur la période 2001-2004. Les résultats issus de la variante proposée par Neumark (1988) de la décomposition d'Oaxaca et Blinder

⁷ La règle de rémunération dite au « pro rata » ne s'applique qu'aux types de temps partiel de 50 à 70 %. En revanche, selon la règle de la retenue (voir confirmation par la Circulaire n° FP/7 n° 1502 du 22 mars 1995), les quotités de 80 et 90 % sont rémunérées respectivement aux 6/7 (85,71 %) et aux 32/35 (91,43 %) du temps complet.

montrent que l'écart de rémunération moyenne inexplicé est d'environ 5 % en tenant compte des indicatrices de profession. Néanmoins, lorsque l'exercice de décomposition est répété à l'intérieur des professions, les auteurs montrent qu'il existe une grande variété d'écarts de salaire inexplicés par les caractéristiques des individus et des emplois entre la profession de cadres, très inégalitaire, et celles d'infirmières ou d'enseignantes, plus égalitaires.

Les inégalités de répartition selon le genre s'observent également au sein même des métiers, selon une sorte de ségrégation verticale. Dans les trois versants de la Fonction publique, les femmes sont d'autant moins nombreuses dans les emplois que les responsabilités dévolues y sont étendues. Alors que les femmes sont largement majoritaires au sein des trois fonctions publiques, en 2011, leur part dans les emplois de direction s'élève à 26 %, 35 % et 45 % respectivement au sein des fonctions publiques d'État, territoriale et hospitalière (DGAFP, 2013). Il est possible de mesurer tout à la fois l'importance d'une ségrégation horizontale, entre les métiers, les ministères et les filières d'emploi, et, au sein des ministères et des filières, d'une ségrégation verticale entre les corps et les grades. Dans le cadre d'une décomposition des écarts de rémunération, il conviendra d'affiner la mesure de l'appartenance aux différentes catégories statutaires de la FPE par exemple, substituant successivement des indicatrices de grade aux indicatrices de corps, elles-mêmes ayant remplacé les indicatrices de ministère comme variables explicatives. De cette manière, peuvent être identifiés les poids des différences de distribution des femmes et des hommes dans les différents ministères, les corps puis les grades, dans la formation des différences de rémunération selon le genre.

L'écart de rémunération moyenne selon le genre peut donc refléter que les femmes ont moins souvent accès aux emplois au sommet de la distribution des salaires, ou sont plus souvent bloquées dans les emplois du bas de cette distribution. Arulampalam et al. (2007), dans l'étude citée ci-dessus, ont cherché à évaluer la part inexplicée de l'écart de salaire entre hommes et femmes à différents niveaux de la distribution salariale. Pour ce faire, les auteurs ont estimé des régressions dites quantiles, réalisées dans les secteurs public et privé et selon le genre. Les résultats obtenus montrent que, au sein de tous les pays considérés, si les femmes étaient dotées des caractéristiques des hommes, elles percevraient toujours des salaires inférieurs. Plus important en termes d'inégalités de parcours professionnel entre les femmes et les hommes, ces estimations montrent l'existence de « plafonds de verre » dans neuf pays sur onze, dont la France, avec l'écart salarial le plus élevé dans le secteur public enregistré au 90^e percentile de la distribution des salaires. En revanche, en France comme dans les dix autres pays européens étudiés, les auteurs ne mettent pas en évidence de « plancher collant » pour les femmes en bas de la distribution des salaires dans le secteur public : l'écart salarial selon le genre n'est pas plus élevé au 10^e percentile qu'au 25^e. Ce n'est que dans le secteur privé français que les estimations mettent en évidence un désavantage salarial encore plus marqué pour les 10 % de femmes les moins bien rémunérées.

Plusieurs études ont utilisé une méthodologie similaire en Suède (Wahlberg, 2010), aux États-Unis (Miller, 2009) et en Australie (Kee, 2006). Si l'étude de Wahlberg confirme l'existence d'un effet de « plafond de verre » élevé dans le secteur public suédois comme dans les autres pays européens du Nord étudiés antérieurement, la situation dans le secteur de l'administration américaine est différente avec plutôt un effet « plancher collant » dans le secteur public même si, tout au long de la distribution des rémunérations, les hommes possèdent un avantage salarial sur les femmes, à caractéristiques productives constantes. Enfin, l'étude de Kee sur la situation dans le secteur public australien montre plutôt un avantage salarial pour les hommes, mais qui demeure constant tout le long de la distribution des rémunérations.

Une dernière source de différences de rémunération selon le genre est l'attribution inégalitaire de compléments salariaux. Ceux-ci peuvent relever d'une nature indemnitaire compensant une quelconque caractéristique de l'emploi occupé, comme d'une nature incitative, récompensant par une prime le mérite du travailleur. Au sein de la Fonction publique, ces attributions d'indemnités et de primes sont plus faibles chez les femmes que chez les hommes. En 2011, ces composantes, auxquelles s'ajoute la rémunération des heures supplémentaires, correspondaient en moyenne à 16,5 % du traitement brut pour les femmes et à 27,5 % pour les hommes. Ces différences en termes de

primes peuvent refléter des indemnités spécifiques à certains ministères ou filières d'emploi, venant s'ajouter aux effets salariaux de la ségrégation horizontale. Elles peuvent également trouver leur origine dans des inégalités de performance selon le genre et/ou dans des comportements discriminatoires dont les femmes seraient victimes. Il est possible d'évaluer l'influence de ces différentes explications en identifiant quel pourcentage de l'écart de rémunération inexplicé selon le genre relève de l'inégal accès de ceux et celles-ci aux primes, au sein respectivement des ministères et filières, des corps et cadres d'emploi et des grades.

2. DONNÉES MOBILISÉES ET ÉCHANTILLON D'ÉTUDE

2.1. Présentation du fichier SIASP (2010)

Les données sont issues du Système d'Information sur les Agents des Services Publics (SIASP) pour l'année 2010. Le fichier SIASP recense, de manière exhaustive, tous les postes occupés durant l'année par les agents des trois fonctions publiques⁸. Pour chaque poste occupé, le fichier SIASP nous informe sur la rémunération perçue ainsi que sur les éventuelles primes et indemnités, sur la durée du poste, sur le nombre d'heures travaillées (hors heures complémentaires et supplémentaires) et sur le type de temps partiel (mi-temps, 80 %...). En mobilisant le fichier SIASP, nous disposons également d'une information très précise sur le statut de l'agent associé au poste occupé. Nous savons en effet si l'agent est titulaire ou non de son poste et à quelle catégorie il appartient (A+ pour la FPE, A, B ou C). Pour les agents de la FPE, le ministère de rattachement ainsi que le corps et le grade sont renseignés. Pour les salariés de la FPH, une distinction est faite entre personnel médical et personnel non médical. Par ailleurs, le corps et le grade de chaque salarié titulaire de la FPH sont également connus. Enfin, au sein de la FPT, nous pouvons distinguer la filière d'appartenance (administrative, technique, culturelle, sportive...) des salariés, leur cadre d'emploi et leur grade. En outre, pour l'ensemble des agents de la Fonction publique, qu'ils soient titulaires ou non titulaires, nous disposons d'une description fine de leur profession puisque se fondant sur la nomenclature des Professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) à quatre chiffres. Enfin, au niveau de l'individu, l'âge et le genre sont renseignés.

Le nombre d'observations dans le fichier SIASP correspond au nombre de postes occupés par les salariés de la Fonction publique au cours de l'année 2010, et non pas au nombre de salariés présents en 2010. En effet, un même salarié peut avoir occupé plusieurs postes au cours d'une même année. Un poste est constitué d'une ou plusieurs périodes de travail dans un même établissement. Ces périodes peuvent être actives ou inactives. Elles sont actives lorsqu'elles donnent lieu à une rémunération d'activité : activités à temps complet, à temps partiel ou au forfait, cessations progressives d'activité, congés de maladie ordinaire et congés-formation. Elles sont inactives lorsqu'elles correspondent à des rappels, à des périodes non rémunérées, au versement d'indemnités chômage, aux congés de fin d'activité et aux congés-longue maladie. Les périodes actives peuvent être non annexes ou annexes. Une période est qualifiée de « non annexe » si l'une ou l'autre des deux conditions suivantes est satisfaite :

- i) Le salaire net de la période, indépendamment de sa durée, est supérieur à trois fois le Smic mensuel net ;
- ii) La durée de la période est supérieure à 30 jours avec un nombre d'heures travaillées supérieur à 120 heures et un nombre d'heures travaillées par jour supérieur à 1,5.

⁸ Avant la mise en place de SIASP, les informations sur les agents des trois fonctions publiques étaient issues de sources disparates : fichier annuel de paie des agents de l'État (FGE) pour la FPE ; enquêtes Colter et bilans sociaux pour la FPT ; enquête SAE et enquête auprès des établissements d'hébergement pour personnes âgées de la Drees pour la FPH. En outre, les rémunérations des salariés de la FPT et de la FPH sont issues des DADS.

Un poste est inactif si toutes les périodes qui le composent sont inactives. Il est qualifié d'actif si au moins une des périodes qui le composent est active. Un poste est qualifié de « non annexe » si l'une ou l'autre des trois conditions suivantes est satisfaite :

- (i) Il est constitué d'au moins une période non annexe ;
- (ii) Le salaire net du poste, indépendamment de sa durée, est supérieur à trois fois le Smic mensuel net ;
- (iii) La durée du poste est supérieure à 30 jours avec un nombre d'heures travaillées supérieur à 120 heures et un nombre d'heures travaillées par jour supérieur à 1,5.

Dans le cas contraire, le poste est qualifié d'« annexe ». Lorsqu'un salarié occupe plusieurs postes, on définit le poste principal annuel comme le poste non annexe qui a le salaire net le plus élevé. Les autres postes occupés sont alors qualifiés de « secondaires ». Par conséquent, un salarié a au maximum un poste principal annuel. Il est néanmoins possible qu'un salarié n'ait pas de poste principal si tous les postes qu'il a occupés sont annexes. Ces derniers sont qualifiés de « postes secondaires ». Enfin, on définit également, pour chaque salarié ayant occupé au moins un poste actif, un poste principal final qui correspond au poste actif dont la date de fin est la plus proche du 31 décembre.

2.2. Échantillon d'étude

Nous avons choisi d'analyser les écarts de rémunération entre les hommes et les femmes au sein des trois versants de la Fonction publique en considérant la rémunération issue du poste principal annuel⁹. Par conséquent, les individus occupant uniquement des postes secondaires au cours de l'année 2010¹⁰ sont exclus de l'analyse tout comme ceux occupant exclusivement des postes inactifs¹¹. Par ailleurs, les contrats aidés, les apprentis, les élèves de la FPH, les élus ainsi que les individus occupant un poste principal hors Fonction publique (ex : caisse des dépôts...) ne font pas partie de notre échantillon d'étude. Après ces différentes suppressions, il reste 5 537 071 individus. Parmi ces individus restants, nous avons également éliminé ceux pour lesquels le salaire horaire net était considéré comme aberrant. Le salaire horaire net est obtenu en divisant le salaire annuel net par le nombre d'heures travaillées. Afin d'éliminer les valeurs aberrantes pour les salaires, nous avons adopté une procédure en deux étapes.

Dans une première étape, nous avons supprimé les individus pour lesquels le niveau de rémunération était impossible. Ainsi, les individus pour lesquels le salaire horaire net était nul ou négatif ainsi que ceux ayant un salaire horaire inférieur au Smic horaire de 2009¹² ont été exclus de l'analyse. De plus, les salariés n'appartenant pas à la catégorie A+ et n'occupant pas un poste à l'étranger ont été supprimés dès lors que leur salaire horaire était supérieur à 80 euros. Concernant les salariés appartenant à la catégorie A+, nous avons considéré que leur rémunération était aberrante quand ils percevaient plus de 135 euros nets par heure.

Dans une seconde étape, nous avons exclu de l'analyse les individus dont la rémunération s'écartait « trop » de la rémunération moyenne de leur grade d'appartenance pour les titulaires et de leur profession (en se référant à la PCS à quatre chiffres) pour les non-titulaires. Plus précisément, ont été écartés de l'étude les salariés dont le salaire horaire net était supérieur (respectivement inférieur) au salaire horaire moyen de leur grade ou profession plus (respectivement moins) 2,57 fois l'écart-type

⁹ Nous avons privilégié la rémunération associée au poste principal annuel plutôt que le cumul de toutes les rémunérations des différents postes occupés permettant ainsi d'y associer une seule Fonction publique, un seul indicateur de la catégorie de l'emploi, du ministère, etc...

¹⁰ Dans SIASP 2010, 668 094 individus occupent uniquement des postes secondaires. 92 % de ces individus correspondent à des non-titulaires.

¹¹ 74 567 individus occupent exclusivement des postes inactifs en 2010.

¹² Nous nous sommes basés sur le Smic horaire de 2009 car c'est celui qui prévaut de janvier à juin 2010, avant sa revalorisation à compter du 1^{er} juillet 2010. Si nous nous étions fondés, sur le niveau du Smic horaire de juillet 2010, nous aurions exclu à tort les individus ayant perçu le Smic de janvier à juin 2010.

de la distribution de salaire dans le grade ou la profession. En effet, la règle consistant à éliminer les valeurs extrêmes d'une distribution de salaires ne peut pas s'appliquer en considérant les différents versants de la Fonction publique, ni même les différentes catégories A+, A, B et C, en raison de la très grande hétérogénéité des niveaux de rémunération au sein de la Fonction publique. Ainsi, au sein de la FPE, si l'élimination des valeurs aberrantes pour les salaires se faisait en considérant la distribution des salaires de l'ensemble de la FPE, nous excluons de l'étude, par exemple presque exclusivement l'intégralité des trésoriers-payeurs généraux et des directeurs généraux d'administration centrale qui perçoivent des rémunérations extrêmement élevées comparées à la moyenne des agents de l'État. Or, ce sont principalement des hommes qui occupent ces corps. Cela conduirait donc à biaiser l'analyse de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes au sein de la FPE. En revanche, en nous fondant sur le grade ou la profession, nous évitons d'éliminer certains corps où les rémunérations sont particulièrement élevées et d'autres, au contraire, où les rémunérations sont très faibles.

L'élimination des valeurs aberrantes pour les salaires nous a conduits à exclure de l'analyse 97 013 individus, soit 1,8 % de l'échantillon. Au final, il nous reste 5 397 661 individus, dont 2 269 887 appartiennent à la FPE, 1 188 337 à la FPH et 1 939 437 à la FPT.

3. APPROCHE DESCRIPTIVE DES ÉCARTS DE RÉMUNÉRATION ENTRE HOMMES ET FEMMES AU SEIN DES TROIS VERSANTS DE LA FONCTION PUBLIQUE

L'objectif de cette section est de fournir un premier éclairage sur l'ampleur et les explications potentielles de l'écart de rémunération moyen entre les hommes et les femmes au sein des trois versants de la Fonction publique en 2010. La rémunération considérée correspond au salaire net mensuel associé au poste principal occupé par l'agent au cours de l'année 2010, compte tenu de la durée de ce poste. Il comprend le traitement net indiciaire, l'indemnité de résidence, le supplément familial de traitement ainsi que toutes les primes et indemnités diverses. Il est obtenu en multipliant par 30 le rapport entre le salaire net annuel et la durée du poste principal exprimée en nombre de jours.

D'après le tableau 3, au sein de la Fonction publique en 2010, les hommes percevaient en moyenne un salaire mensuel net 21,3 % supérieur à celui des femmes, soit 380 euros de plus par mois. Cet écart de rémunération entre les hommes et les femmes, qui ne neutralise pas les différences de temps de travail entre les individus, est particulièrement prononcé dans la FPH (23,9 %) qui correspond au versant la Fonction publique où les femmes sont les plus représentées (77,1 %). Il est légèrement inférieur dans la FPE (21,2 %) et la FPT (20,9 %). Comment peut-on expliquer ces différences de rémunération entre les hommes et les femmes au sein des trois versants de la Fonction publique ?

Tableau 3. Pourcentage de femmes et écart de salaire mensuel net entre les hommes et les femmes au sein de chaque Fonction publique

	Pourcentage de femmes	Salaire moyen femmes	Salaire moyen hommes	Écart de salaire (H-F)	
				Euros	%
FPE	59,6	2 040	2 472	432	21,2
FPH	77,1	1 834	2 273	439	23,9
FPT	60,5	1 459	1 764	305	20,9
Ensemble	63,8	1 787	2 167	380	21,3

Source : SIASP 2010.

3.1. Différences en termes d'offre de travail entre les femmes et les hommes

Le fait que les femmes, et plus particulièrement les mères, soient susceptibles d'effectuer moins d'heures de travail que les hommes peut constituer une première piste d'explication. Le tableau 4 révèle en effet que les femmes sont significativement moins nombreuses que les hommes à travailler à temps plein (73,2 % contre 89,1 %), ce qui se traduit par un nombre d'heures hebdomadaires plus faible : 31,6 heures pour les femmes contre 33,4 heures pour les hommes. On peut par ailleurs noter que l'offre de travail des femmes est plus faible que celle des hommes principalement parce que ces dernières occupent plus fréquemment des postes dont la durée du travail est comprise entre 60 et 90 % de la durée légale de travail (« plus que mi-temps »). En effet, les différences hommes-femmes sont beaucoup moins prononcées concernant les mi-temps et moins.

**Tableau 4. Offre de travail des femmes et des hommes
au sein des différentes fonctions publiques**

	Femmes	Hommes
FPE		
Mi-temps et moins (%)	6,4	4,0
Plus que mi-temps (%)	17,2	6,3
Temps plein (%)	76,4	89,7
Nb. d'heures hebdomadaires	32,1	33,4
FPH		
Mi-temps et moins (%)	4,9	6,1
Plus que mi-temps (%)	20,1	6,3
Temps plein (%)	75,0	87,6
Nb. d'heures hebdomadaires	32,3	33,0
FPT		
Mi-temps et moins (%)	9,4	4,6
Plus que mi-temps (%)	22,8	6,5
Temps plein (%)	67,8	88,9
Nb. d'heures hebdomadaires	30,4	33,4
Ensemble		
Mi-temps et moins (%)	7,0	4,6
Plus que mi-temps (%)	19,8	6,3
Temps plein (%)	73,2	89,1
Nb. d'heures hebdomadaires	31,6	33,4

Source : SIASP 2010.

Note : Plus que mi-temps : entre 60 et 90 % de la durée légale de travail ; Temps plein : plus de 90 % de la durée légale de travail.

Si l'on distingue les différents versants de la Fonction publique, c'est dans la FPT que la différence d'heures de travail entre femmes et hommes est la plus élevée (-3 heures), suivie de la FPE (-1,3 heures), puis de la FPH (-0,7 heures). Ainsi, la relation entre écart de rémunération entre hommes et femmes et différences en termes de durée du travail ne semble pas si évidente. En effet, alors que l'écart de salaire mensuel moyen entre les hommes et les femmes est le plus élevé dans la FPH, suivie de la FPE puis de la FPT, on observe l'inverse concernant les différences de durée de travail.

Par conséquent, calculer les écarts de rémunération à partir des salaires en équivalent temps plein (EQTP), comme dans le tableau 5, engendre une baisse des écarts beaucoup plus forte dans la FPT (-9,3 points de pourcentage) que dans la FPE (-4,6 points de pourcentage) et, surtout, dans la FPH (-1,6 point de pourcentage). Les différences de durée de travail entre femmes et hommes semblent donc être une explication plus importante des écarts de salaire selon le genre dans la FPT que dans la FPE et la FPH. On observe cependant que, même à durée du travail équivalente, l'écart de salaire entre hommes et femmes demeure élevé au sein de la Fonction publique. L'écart de salaire mensuel net en EQTP s'élève en effet à 15,6 % si l'on considère l'ensemble de la Fonction publique, à 22,3 % au sein de la FPH, à 16,6 % au sein de la FPE et à 11,6 % au sein de la FPT¹³.

Tableau 5. Écart de salaire mensuel net en équivalent temps plein entre les hommes et les femmes au sein de chaque Fonction publique

	Salaire moyen eqtp - femmes	Salaire moyen eqtp – hommes	Écart de salaire (H-F)	
			Euros	%
FPE	2 221	2 589	368	16,6
FPH	2 019	2 469	450	22,3
FPT	1 686	1 881	195	11,6
Ensemble	1 985	2 295	310	15,6

Source : SIASP 2010.

3.2. Différences d'âge entre les femmes et les hommes

Une deuxième explication des écarts de rémunération entre hommes et femmes pourrait être que les premiers aient accumulé plus d'ancienneté que les secondes, en raison d'un âge d'entrée plus précoce. L'ancienneté est en effet un déterminant très important du niveau de rémunération dans la Fonction publique. Les données issues du fichier SIASP ne nous renseignent malheureusement pas sur l'âge d'entrée des agents dans la Fonction publique, seul leur âge est connu. Dans notre échantillon d'étude, si l'on considère l'ensemble de la Fonction publique, les hommes sont légèrement plus âgés que les femmes. L'âge moyen est en effet de 42,5 ans pour les hommes contre 41,9 ans pour les femmes. Néanmoins, la différence d'âge entre hommes et femmes varie d'un versant de la Fonction publique à l'autre. Ainsi, au sein de la FPH, les hommes ont un âge moyen supérieur de deux années à celui des femmes : 42,2 ans contre 40,1 ans. En revanche, au sein de la FPT, ce sont les femmes qui sont en moyenne plus âgées que les hommes : 43 ans contre 42,4 ans. Dans la FPE, les âges moyens sont identiques à ceux observés pour l'ensemble de la Fonction publique : 42,5 ans pour les hommes et 41,9 ans pour les femmes.

Les différences d'âge moyen entre les hommes et les femmes peuvent néanmoins masquer des disparités entre certaines classes d'âge pouvant expliquer en partie les écarts de rémunération entre les hommes et les femmes. Le tableau 6 ci-dessous présente la part des femmes pour différentes classes d'âge au sein des trois versants de la Fonction publique ainsi que l'écart de salaire entre hommes et femmes correspondant.

¹³ Ces écarts de salaire diffèrent quelque peu de ceux obtenus par la DGAFP notamment pour des questions de champ. Ainsi, pour la FPE et la FPT, la DGAFP prend en compte les contrats aidés alors que nous les avons exclus. Ce qui explique la différence importante concernant la FPH est que la DGAFP a exclu les externes, internes et résidents qui sont plutôt des hommes et qui correspondent à des situations mal rémunérées. Enfin, la DGAFP considère la rémunération du poste final et non celle du poste principal.

Tableau 6. Pourcentage de femmes et écart de salaire net en équivalent temps plein entre les hommes et les femmes par classe d'âge au sein de chaque Fonction publique

	Pourcentage de femmes	Salaire moyen hommes	Salaire moyen femmes	Écart de salaire (H-F)	
				Euros	%
FPE					
Moins de 30 ans	60,3	1649	1617	32	2,0
De 30 à 39 ans	60,6	2256	2042	214	10,5
De 40 à 49 ans	59,9	2716	2314	402	17,4
50 ans et plus	58,2	3206	2613	593	22,7
FPH					
Moins de 30 ans	81,0	1598	1586	12	0,8
De 30 à 39 ans	78,4	2176	1928	248	12,9
De 40 à 49 ans	77,5	2531	2122	409	19,3
50 ans et plus	72,5	3113	2386	727	30,5
FPT					
Moins de 30 ans	58,6	1444	1391	53	3,8
De 30 à 39 ans	59,1	1787	1650	137	8,3
De 40 à 49 ans	61,7	1921	1709	212	12,4
50 ans et plus	61,3	2130	1819	311	17,1
Ensemble					
Moins de 30 ans	65,7	1561	1541	20	1,3
De 30 à 39 ans	64,0	2074	1895	179	9,4
De 40 à 49 ans	64,3	2356	2037	319	15,7
50 ans et plus	62,2	2777	2265	512	22,6

Source : SIASP 2010.

Nous constatons que, pour la FPE et la FPH, les femmes ont tendance à être surreprésentées parmi les plus jeunes, alors que les hommes le sont parmi les plus âgés. En revanche, c'est l'inverse qui s'observe au sein de la FPT. Outre des phénomènes conjoncturels (par exemple, recrutement important d'infirmières au début des années 2000), cette surreprésentation des femmes parmi les moins de 30 ans pourrait s'expliquer par un âge d'entrée dans la Fonction publique plus précoce que celui des hommes, attesté pour la FPE par l'étude menée par Kerjose et Rémila (2013). Ainsi, alors que deux femmes sur trois entrent dans la FPE directement après leurs études, cela ne concerne que 53,8 % des hommes. Cette différence s'explique par le fait que, « toutes choses égales par ailleurs » (notamment à niveau de diplôme et à moyen d'entrée dans la FPE équivalents), les hommes ont une probabilité plus élevée que les femmes de commencer d'abord leur carrière dans le secteur privé avant d'entrer dans la FPE. Ces effets d'âge ne sauraient toutefois rendre compte à eux seuls de la différence de profils de rémunération, qui selon l'âge entre les hommes et les femmes peut également s'expliquer, au moins pour partie, par le fait que les hommes et les femmes n'ont pas le même statut (titulaire ou non-titulaire) et n'appartiennent pas aux mêmes catégories d'agents (A, B ou C).

3.3. Différences de statut (titulaire ou non-titulaire) et de catégorie entre les femmes et les hommes

D'après le tableau 7, les femmes sont moins souvent titulaires que les hommes (70,9 % contre 72,0 %). Cependant, la réalité est très différente selon le versant de la Fonction publique considéré. Dans la FPE, 71,3 % des femmes et des hommes sont titulaires. Dans la FPT, les femmes ne sont en

revanche que 68,8 % à être titulaires contre 77,2 % des hommes. Puisque, dans la FPT, les titulaires perçoivent des salaires significativement plus élevés que les non-titulaires (17,7 % de plus pour les femmes et 22,1 % de plus pour les hommes), les différences de statut d'emploi pourraient expliquer en partie les écarts de salaire entre hommes et femmes. Le cas de la FPH est ici singulier. En effet, les hommes y sont significativement moins nombreux à être titulaires que les femmes (59,5 % contre 73,2 %). Cependant, contrairement aux autres versants de la Fonction publique, dans la FPH, ce sont les hommes non titulaires qui perçoivent les salaires les plus élevés (3 003 euros contre 2 107 euros pour les titulaires, soit une différence de près de 43 %) : il s'agit pour plus de 30 % d'entre eux de praticiens hospitaliers dont le niveau de rémunération est très élevé. Le statut de l'emploi est donc susceptible d'avoir un effet différencié selon le versant de la Fonction publique, quoique dans un sens toujours favorable aux rémunérations masculines.

Tableau 7. Salaire mensuel net en équivalent temps plein par sexe et par statut au sein de chaque Fonction publique

	Femmes		Hommes		Diff. (%) (H-F)
	%	Salaire	%	Salaire	
FPE					
Titulaire	71,3	2386	71,3	2826	18,4
Non-titulaire	28,7	1809	28,7	1997	10,4
FPH					
Titulaire	73,2	2048	59,5	2107	2,88
Non-titulaire	26,8	1939	40,5	3003	54,9
FPT					
Titulaire	68,8	1769	77,2	1962	10,9
Non-titulaire	31,2	1503	22,8	1607	6,9
Ensemble					
Titulaire	70,9	2089	72,0	2381	14,0
Non-titulaire	29,1	1729	28,0	2075	20,0

Source : SIASP 2010.

D'après le tableau 8, si l'on considère l'ensemble de la Fonction publique, les femmes sont légèrement surreprésentées parmi les agents de catégorie B et C et sous-représentées parmi les agents de catégorie A. Cette sous-représentation serait encore plus prononcée si l'on excluait les enseignants de catégorie A. En outre, l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes est nettement plus élevé parmi les agents de catégorie A que parmi les agents appartenant aux autres catégories. Par conséquent, cette sous-représentation peut expliquer en partie l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein de la Fonction publique.

Cependant, des écarts importants existent entre les trois versants de la Fonction publique. L'inégale répartition des femmes et des hommes au sein des différentes catégories hiérarchiques est particulièrement prononcée dans la FPH où 28,7 % des hommes sont des agents de catégorie A, contre seulement 14,4 % des femmes. Par ailleurs, dans la FPH, les agents masculins de catégorie A appartiennent plutôt au personnel médical, alors que l'on retrouve davantage de femmes catégorie A parmi le personnel non médical. À l'inverse, alors que seuls 20,9 % des hommes sont des agents de catégorie B, c'est le cas de 34,7 % des femmes. En outre, ces différences sont, en toute vraisemblance, à l'origine d'un écart salarial entre hommes et femmes important puisque, dans la FPH, les salaires des agents de catégorie A, et plus particulièrement de ceux qui appartiennent au personnel médical, sont extrêmement élevés par rapport à ceux des agents de catégorie B, ce qui est moins le cas dans la FPE et la FPT. Par exemple, pour les hommes, le salaire mensuel moyen des agents de catégorie A est près de deux fois plus élevé que celui des agents de catégorie B dans la FPH (4 131 euros contre 2 182 euros),

alors que dans la FPT les écarts sont moindres (3 388 euros contre 2 188 euros). La différence de répartition des femmes et des hommes au sein des catégories hiérarchiques devrait donc être un facteur non négligeable des écarts de rémunération entre hommes et femmes dans la FPH.

Tableau 8. Salaire mensuel net en équivalent temps plein par sexe et par catégorie hiérarchique au sein de chaque Fonction publique

	Femmes		Hommes		Diff. (%) (H-F)
	%	Salaire	%	Salaire	
FPE					
Catégorie A+	4,6	3 545	11,3	4 024	13,5
<i>dont enseignants⁽¹⁾</i>	1,7	3 032	4,6	3 409	12,4
<i>dont hors enseignants</i>	2,9	3 845	6,7	4 446	15,6
Catégorie A	57,6	2 403	48,9	2 792	16,2
<i>dont enseignants⁽²⁾</i>	48,5	2 350	34,0	2 688	14,4
<i>dont hors enseignants</i>	6,4	2 801	9,5	3 165	13,0
Catégorie B	17,6	1 979	23,7	2 219	12,1
Catégorie C	20,1	1 734	18,5	1 884	8,6
Indéterminé	2,7	1 455	3,0	1 551	6,6
FPH					
Catégorie A	14,4	3 107	28,7	4 131	33,0
<i>dont personnel non médical</i>	8,3	2 747	7,3	3 305	20,3
<i>dont personnel médical</i>	6,1	3 601	21,4	4 419	22,7
Catégorie B	34,7	2 140	20,9	2 182	2,0
Catégorie C	50,9	1 628	50,3	1 641	0,8
Indéterminé	0	0	0	0	0
FPT					
Catégorie A	8,2	2 801	8,4	3 388	21,0
Catégorie B	13,2	2 023	11,7	2 188	8,2
Catégorie C	74,9	1 509	77,2	1 677	11,1
Indéterminé	3,6	1 579	2,7	1 713	8,5
Ensemble					
Catégorie A	30,0	2 599	32,9	3 211	23,5
<i>dont enseignants</i>	19,7	2 374	18,1	2 774	16,8
<i>dont hors enseignants</i>	10,3	3 031	14,8	3 744	23,5
Catégorie B	20,6	2 061	18,6	2 205	7,0
Catégorie C	47,0	1 581	45,9	1 711	8,2
Indéterminé	2,3	1 522	2,5	1 620	6,4

Source : SIASP 2010.

Note : (1) Par exemple : maîtres de conférences et professeurs d'université.

(2) Par exemple : professeurs agrégés et certifiés, professeurs des écoles et professeurs d'enseignement général de collège. Inclut également les chefs d'établissement de l'enseignement secondaire et les inspecteurs.

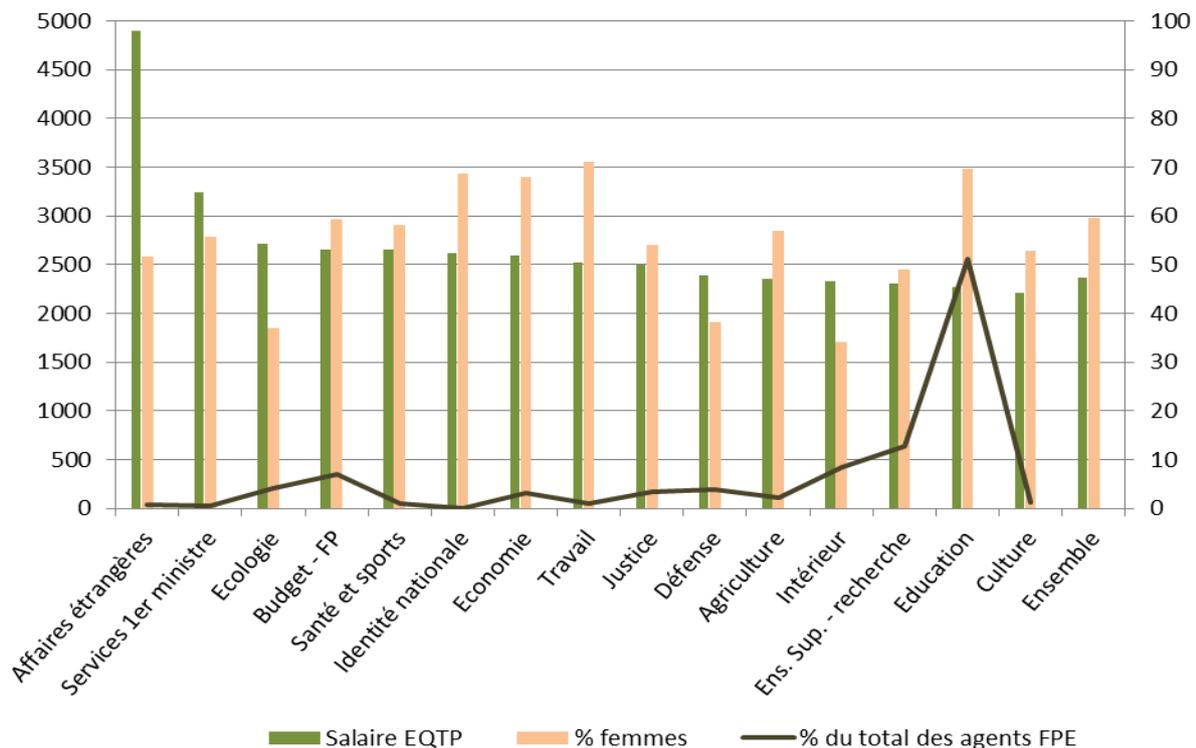
En revanche, cela ne devrait pas constituer une explication essentielle dans la FPT où les femmes et les hommes ont une probabilité presque similaire d'être un agent de catégorie A (8,2 % pour les femmes et 8,4 % pour les hommes). De plus, dans la FPT, les hommes sont significativement plus nombreux que les femmes à être des agents de catégorie C (77,2 % contre 74,9 %). Enfin, dans la FPE, les femmes sont sous-représentées parmi les agents de catégorie A+ (4,6 % contre 11,3 %). En revanche, en raison de la part importante des femmes chez les enseignants, les femmes sont surreprésentées parmi les agents de catégorie A de la FPE (57,6 % contre 48,9 %). De plus, contraire-

ment à la FPH et à la FPT, les femmes sont sous-représentées parmi les agents de catégorie B (17,6 % contre 23,7 % pour les hommes). Dans la FPE, c'est donc principalement l'inégal accès à la catégorie A+ qui pourrait être à l'origine d'écart de salaire entre femmes et hommes.

3.4. Une répartition différente des femmes et des hommes au sein des ministères (FPE) et des filières (FPH et FPT)

Au sein de la FPE, l'écart de rémunération observé entre les hommes et les femmes peut s'expliquer par le fait qu'ils se répartissent inégalement au sein des différents ministères. Le graphique 2 présente, pour chaque ministère existant en 2010¹⁴, le taux de féminisation et le salaire mensuel moyen en EQTP (équivalent temps plein). Le résultat le plus frappant est que plus d'une femme sur deux de la FPE appartient au ministère de l'Éducation nationale qui correspond au ministère où les rémunérations sont les plus faibles, après le ministère de la Culture. On constate également qu'outre le ministère de l'Éducation nationale, ceux de l'Identité nationale, de l'Économie et du Travail présentent des taux de féminisation avoisinant les 70 %. À l'inverse, les taux de féminisation les plus faibles sont observés au sein des ministères de l'Écologie, de la Défense et de l'Intérieur. Enfin, au sein du ministère des Affaires étrangères, où un peu plus d'un agent sur deux est une femme, la rémunération moyenne est presque deux fois supérieure à celle de l'ensemble de la FPE.

Graphique 2. Part de femmes par ministère et salaire mensuel moyen en EQTP dans chaque ministère - FPE



Source : SIASP 2010.

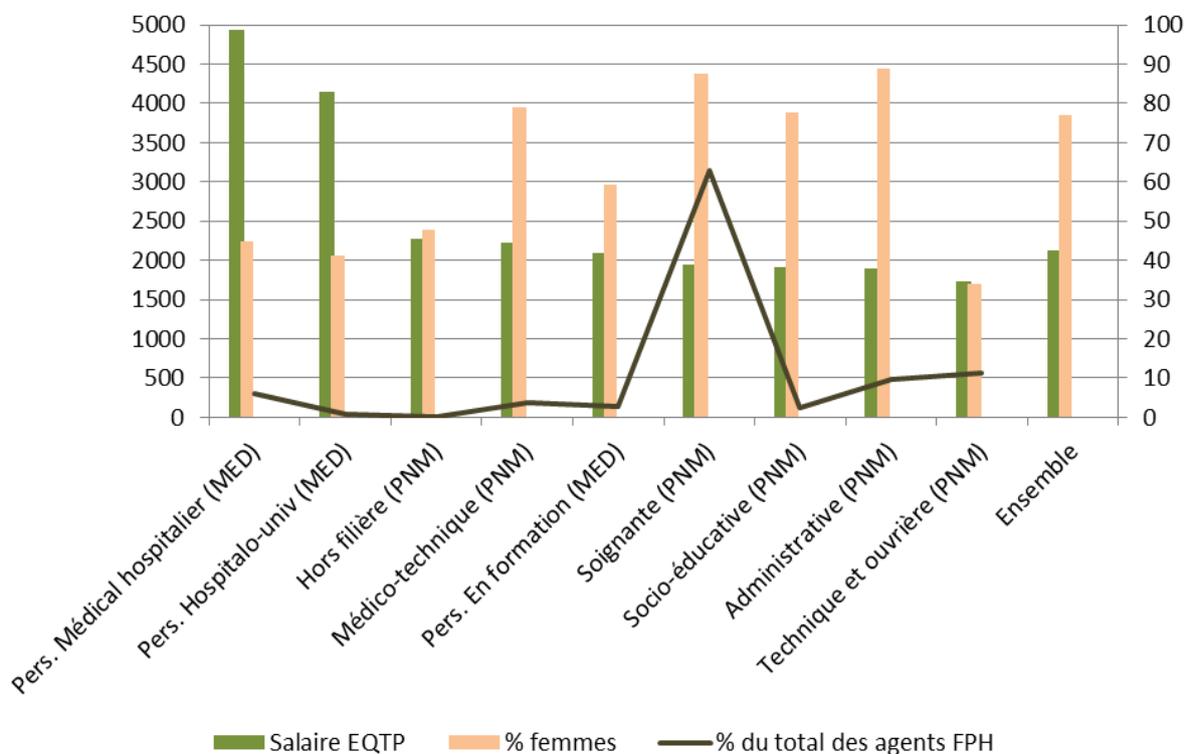
La FPH comprend le personnel médical (9,7 % de la FPH avec un taux de féminisation de 55,7 %) qui regroupe principalement le personnel médical hospitalier et le personnel hospitalo-universitaire

¹⁴ D'un gouvernement à l'autre, certains ministères peuvent disparaître ou d'autres être regroupés. Par exemple, le ministère de l'Identité nationale, apparu en 2007, a disparu en 2012.

ainsi que le personnel en formation qui correspond pour l'essentiel aux internes en médecine et en pharmacie. La FPH comprend également un personnel non médical, majoritaire (90,3 % de la FPH avec un taux de féminisation de 80,3 %) qui se répartit en six filières différentes.

Le graphique 3 met en perspective la part des femmes et le niveau moyen de rémunération pour chacune de ces catégories de personnel de la FPH. Il apparaît que la répartition différente des hommes et des femmes au sein de ces catégories est susceptible de constituer une explication importante de l'écart de rémunération selon le genre observé au sein de la FPH. En effet, les femmes sont sous-représentées parmi le personnel médico-hospitalier et le personnel hospitalo-universitaire qui sont très nettement les mieux rémunérés de la FPH. À l'inverse, les femmes de la FPH sont sur-représentées au sein des filières soignante, socio-éducative et administrative qui correspondent aux filières les moins bien rémunérées de la FPH, après la filière technique et ouvrière.

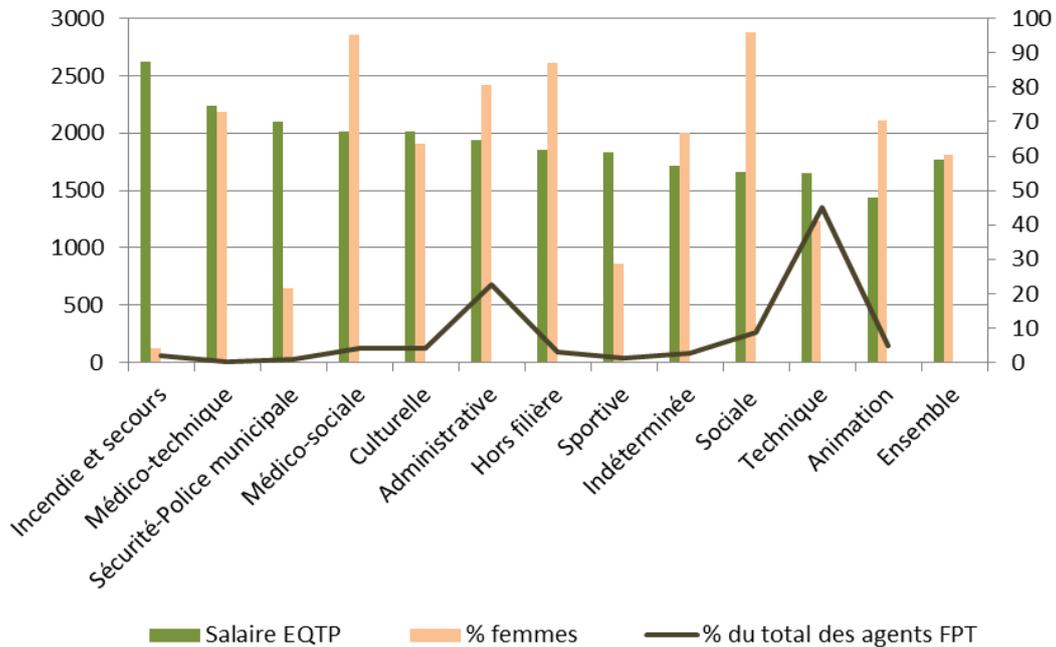
Graphique 3. Part de femmes par filière d'emploi et salaire mensuel moyen en EQTP dans chaque filière d'emploi - FPH



Source : SIASP 2010.

Enfin, le graphique 4 présente le pourcentage de femmes ainsi que le salaire mensuel moyen en EQTP pour les douze filières d'emploi qui structurent la FPT. Une partie de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes au sein de la FPT provient vraisemblablement d'une sous-représentation des femmes au sein des filières les mieux rémunérées (incendie et secours ainsi que sécurité-police municipale). On constate également que les filières sociale et médico-sociale sont très féminisées puisque plus de neuf agents sur dix sont des femmes. Cependant, seule la surreprésentation des femmes au sein de la filière sociale est susceptible d'expliquer les salaires en moyenne plus élevés des hommes puisque, contrairement à la filière médico-sociale, les salaires y sont en moyenne plus faibles que ceux pour l'ensemble de la FPT.

Graphique 4. Part de femmes par filière d'emploi et salaire mensuel moyen en EQTP dans chaque filière d'emploi - FPT



Source : SIASP 2010.

3.5. Une répartition différente des femmes et des hommes au sein des corps et des grades (agents titulaires) et des professions (agents non titulaires)

Outre une répartition différente des hommes et des femmes au sein des ministères pour la FPE et au sein des filières pour la FPH et la FPT, des distributions différentes au sein des corps peuvent également constituer une source importante de l'écart de rémunération selon le genre. En effet, à ministère ou filière équivalents, les hommes peuvent percevoir des salaires plus élevés que les femmes s'ils sont surreprésentés parmi les corps les plus rémunérateurs et/ou moins présents que les femmes dans les corps les moins bien rémunérés. De surcroît, même lorsque les hommes et les femmes appartiennent au même corps, il se peut également qu'au sein de celui-ci, les femmes n'atteignent pas, à l'inverse des hommes, les grades les plus rémunérateurs. Nous allons donc étudier pour les agents titulaires des trois versants de la Fonction publique dans quelle mesure le niveau moyen de rémunération dans un corps ou dans un grade est négativement corrélé au pourcentage de femmes dans ce corps ou ce grade.

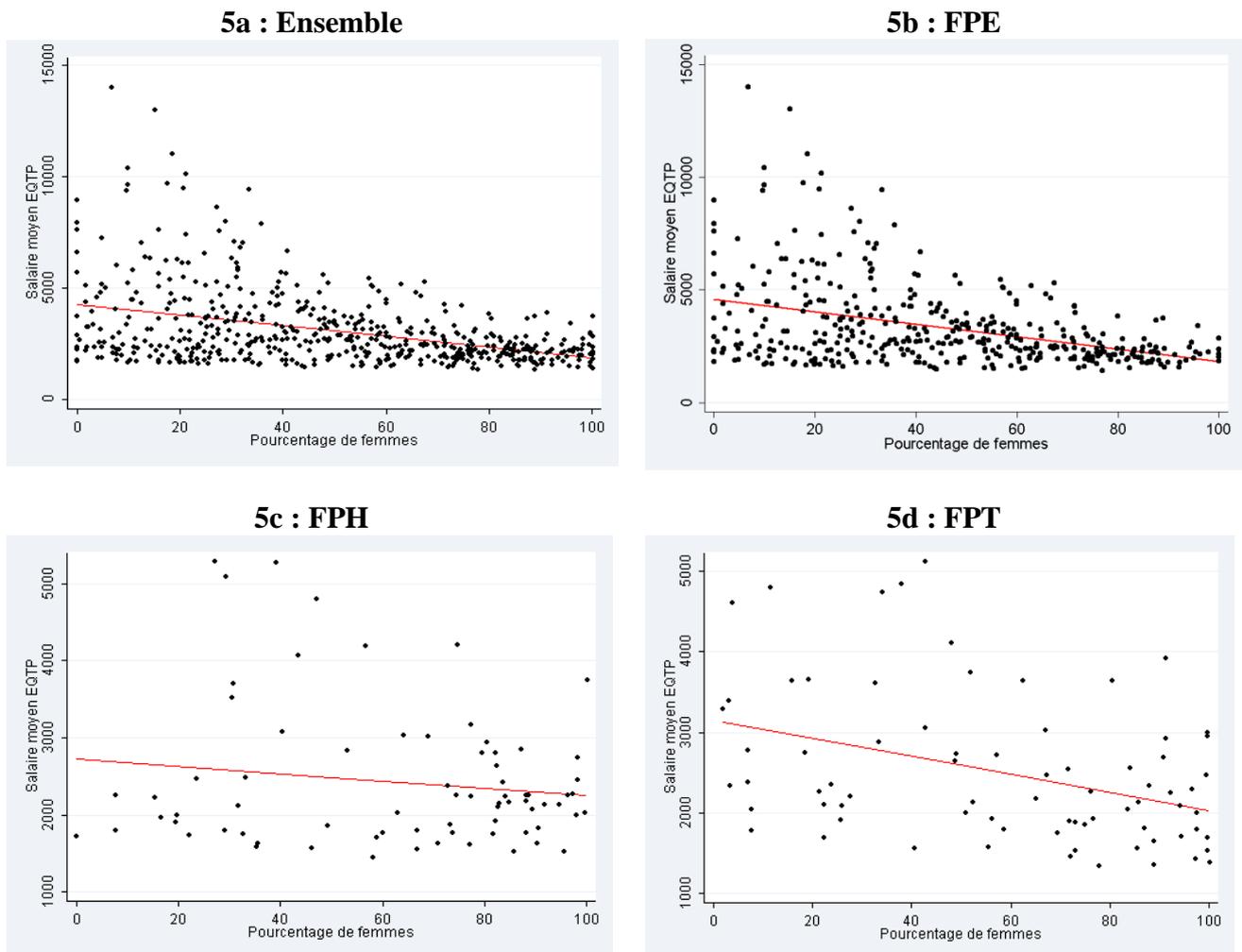
Nous procédons selon une logique légèrement différente pour les agents non titulaires. En effet, contrairement aux titulaires pour lesquels le corps d'appartenance renvoie à une fonction particulière, la nouvelle nomenclature des emplois (NNE) pour la FPE et la nomenclature des emplois territoriaux (NET) pour la FPT regroupent les non-titulaires dans des corps dont les libellés renvoient explicitement à leur statut et sont donc sans correspondance avec une quelconque fonction exercée par un titulaire. Ainsi, les non-titulaires de la FPE sont fortement concentrés dans les corps intitulés « vacataires » et « agents contractuels ». De même, le niveau « corps de la NET » renvoie à « autres emplois ». Par conséquent, pour les non-titulaires¹⁵, nous n'avons pas considéré leur corps

¹⁵ Bien que la nomenclature des emplois hospitaliers (NEH) ne caractérise pas les non-titulaires du fait de leur statut, nous considérons toutefois leur profession plutôt que leur corps d'appartenance dans un souci d'homogénéisation des résultats présentés entre les différents versants de la Fonction publique.

d'appartenance mais la profession qu'ils occupent en se basant d'abord sur la nomenclature des PCS à deux chiffres. Par la suite, de manière à affiner l'analyse, nous avons considéré également la profession occupée selon la nomenclature plus précise des PCS à quatre chiffres.

Les nuages de points présentés dans les graphiques 5a, 5b, 5c et 5d mettent en perspective pour l'ensemble des titulaires de la Fonction publique et pour chacun de ses versants, le pourcentage de femmes dans le corps et le niveau moyen de rémunération du corps correspondant. Dans ces graphiques, comme dans les suivants au sein des grades et des professions, les corps, les grades et les professions comprenant moins de cinq agents n'ont pas été représentés dans les nuages de points afin de respecter la confidentialité des données.

Graphique 5a, 5b, 5c et 5d. Part de femmes parmi les effectifs de chaque corps et salaire mensuel moyen en EQTP dans chaque corps - titulaires



Source : SIASP 2010.

Note : Afin de respecter la confidentialité des données, les corps comprenant moins de 5 agents ne sont pas représentés. Cela correspond à 102 corps sur 511 dans la FPE, à 4 cadres d'emploi sur 80 dans la FPT et à aucun des 74 corps constituant la FPH.

Au sein de chaque versant de la Fonction publique, les femmes titulaires ont tendance à être surreprésentées dans les corps les moins rémunérateurs et sous-représentées parmi ceux qui sont les plus rémunérateurs. Cette tendance est néanmoins beaucoup moins marquée dans la FPH que dans la FPT et la FPE. En effet, le coefficient de corrélation entre la part des femmes dans le corps et le niveau moyen de rémunération du corps, qui correspond à la pente de la droite d'ajustement du nuage de points tracée en rouge, s'élève respectivement à $-0,41$, $-0,39$ et $-0,14$ au sein de la FPT, FPE et FPH.

Le tableau 9 synthétise les résultats présentés dans les nuages de points. Nous constatons que, dans la FPE et la FPT, les corps dans lesquels une majorité des agents sont des femmes sont nettement moins rémunérateurs que ceux ayant une majorité d'hommes. Ce phénomène est moins net dans la FPH. Par conséquent, l'inégale répartition des hommes et des femmes titulaires au sein des corps apparaît comme une cause importante de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein de la FPE et de la FPT.

Tableau 9. Nombre de corps et salaire moyen en EQTP¹⁶ selon la proportion de femmes dans le corps pour les titulaires

% de femmes	0%]0-25%]]25-50%]]50-75%]]75-100%[100%	Total
Ensemble							
Nombre de corps	12	130	146	140	124	7	559
en %	2,1	23,3	26,1	25,0	22,2	1,25	100
Salaire moyen eqtp	4 493	3 872	3 514	2 669	2 222	2 337	3 105
FPE							
Nombre de corps	11	106	117	105	65	5	409
en %	2,7	25,9	28,6	25,7	16,0	1,2	100
Salaire moyen eqtp	4 744	4 161	3 606	2 806	2 234	2 245	3 341
FPH							
Nombre de corps	1	8	16	16	32	1	74
en %	1,3	10,8	21,6	21,6	43,2	1,3	100
Salaire moyen eqtp	1 726	2 046	3 102	2 344	2 216	3 747	2 431
FPT							
Nombre de corps	0	16	13	19	27	1	76
en %	0	21,0	17,1	25,0	35,5	1,3	100
Salaire moyen eqtp	-	2 870	3 193	2 189	2 201	1 391	2 498

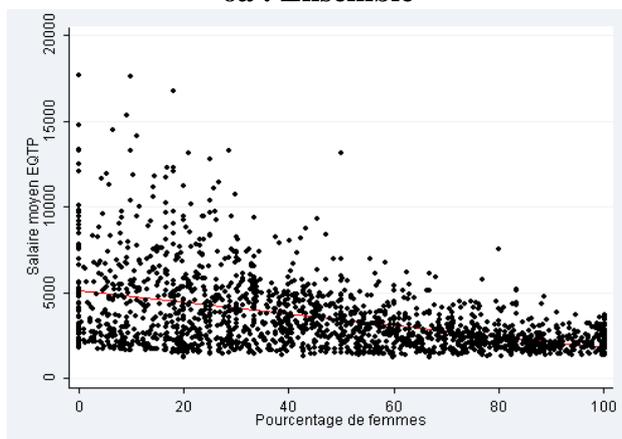
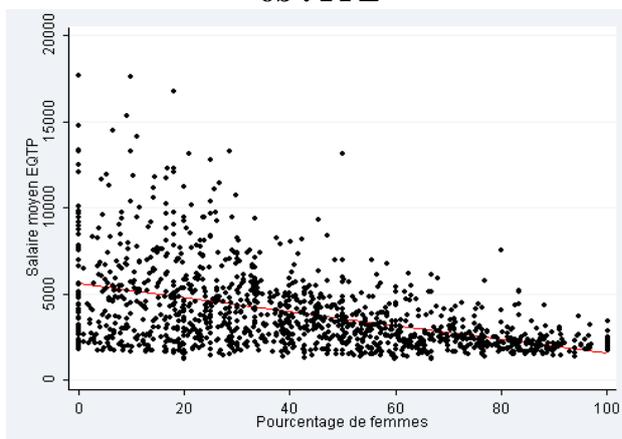
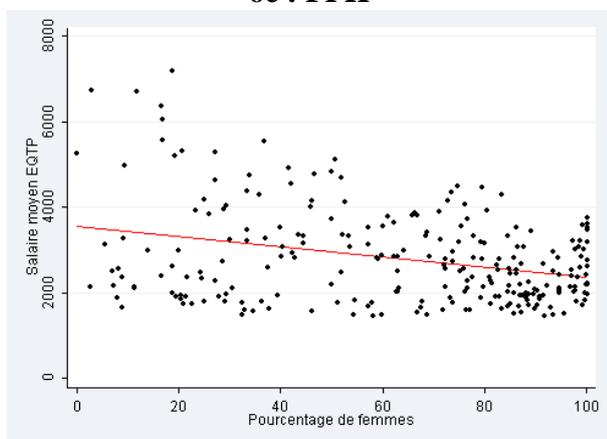
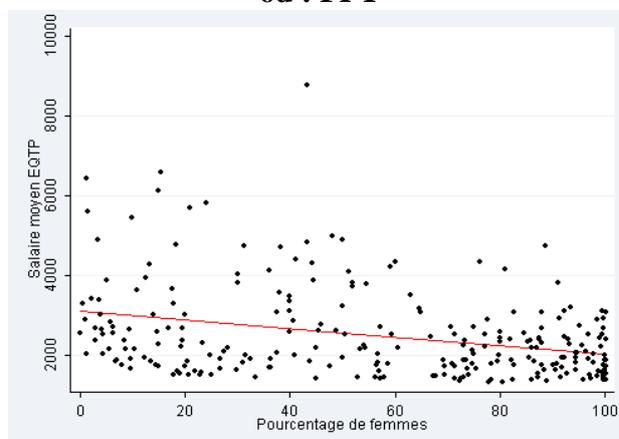
Source : SIASP 2010.

Note : Afin de respecter la confidentialité des données, les corps comprenant moins de 5 agents ne sont pas représentés. Cela correspond à 102 corps sur 511 dans la FPE, à 4 cadres d'emploi sur 80 dans la FPT et à aucun des 74 corps constituant la FPH.

Afin maintenant d'examiner si les hommes sont effectivement surreprésentés parmi les grades les plus rémunérateurs, nous reprenons le même type d'analyse que pour les corps. Les nuages de points présentés dans les graphiques 6a, 6b, 6c et 6d permettent de mettre en évidence que les coefficients de corrélation entre la part des femmes titulaires dans le grade et le niveau moyen de rémunération du grade sont élevés et négatifs pour les trois versants de la Fonction publique : -0,45 pour la FPE, -0,32 pour la FPH et la FPT. Néanmoins, pour la FPE et la FPT, ces coefficients de corrélation sont plus faibles que ceux obtenus pour les corps. Or, les grades les plus rémunérateurs sont également présents dans les corps les plus rémunérateurs. Par conséquent, pour les titulaires de la FPE et de la FPT, il apparaît que les femmes sont moins bien rémunérées que les hommes, vraisemblablement davantage en raison d'une inégale répartition au sein des corps qu'en raison d'une inégale répartition au sein des grades, à corps équivalent. En revanche, il semble que cela soit l'inverse au sein de la FPH puisque le coefficient de corrélation obtenu en considérant les grades est nettement plus élevé que celui obtenu à partir des corps. Le tableau 10 synthétise les résultats présentés dans les graphiques 6a, 6b, 6c et 6d. On constate notamment qu'au sein de la FPE et de la FPH, les grades comprenant moins d'une femme sur quatre sont fortement plus rémunérateurs que ceux comprenant plus de trois femmes sur quatre. Cette différence est moins prononcée au sein de la FPH.

¹⁶ Les salaires moyens présentés correspondent à des moyennes de salaires moyens calculés par corps.

Graphique 6a, 6b, 6c et 6d. Part de femmes parmi les effectifs de chaque grade et salaire mensuel moyen en EQTP dans chaque grade – titulaires

6a : Ensemble**6b : FPE****6c : FPH****6d : FPT**

Source : SIASP 2010.

Note : Afin de respecter la confidentialité des données, les grades comprenant moins de 5 agents ne sont pas représentés. Cela correspond à 522 grades sur 2 308 dans la FPE, à 24 cadres d'emploi sur 273 dans la FPT et à 31 corps sur 278 dans la FPH.

Tableau 10. Nombre de grades et salaire moyen en EQTP selon la proportion de femmes dans le grade pour les titulaires

% de femmes	0%]0-25%]]25-50%]]50-75%]]75-100%[100%	Total
Ensemble							
Nombre de grades	56	485	463	378	372	32	1 786
en %	3,1	27,2	25,9	21,2	20,8	1,8	100
Salaire moyen eqtp	5 984	4 601	3 947	2 776	2 316	2 402	3 573
FPE							
Nombre de grades	54	385	377	275	183	16	1 290
en %	4,2	29,8	29,2	21,3	14,2	1,2	100
Salaire moyen eqtp	6 060	5 008	4 138	2 855	2 346	2 215	3 926
FPH							
Nombre de grades	1	37	44	54	101	10	247
en %	0,4	15,0	17,8	21,9	40,9	4,0	100
Salaire moyen eqtp	5 269	3 280	3 205	2 838	2 396	2 938	2 803

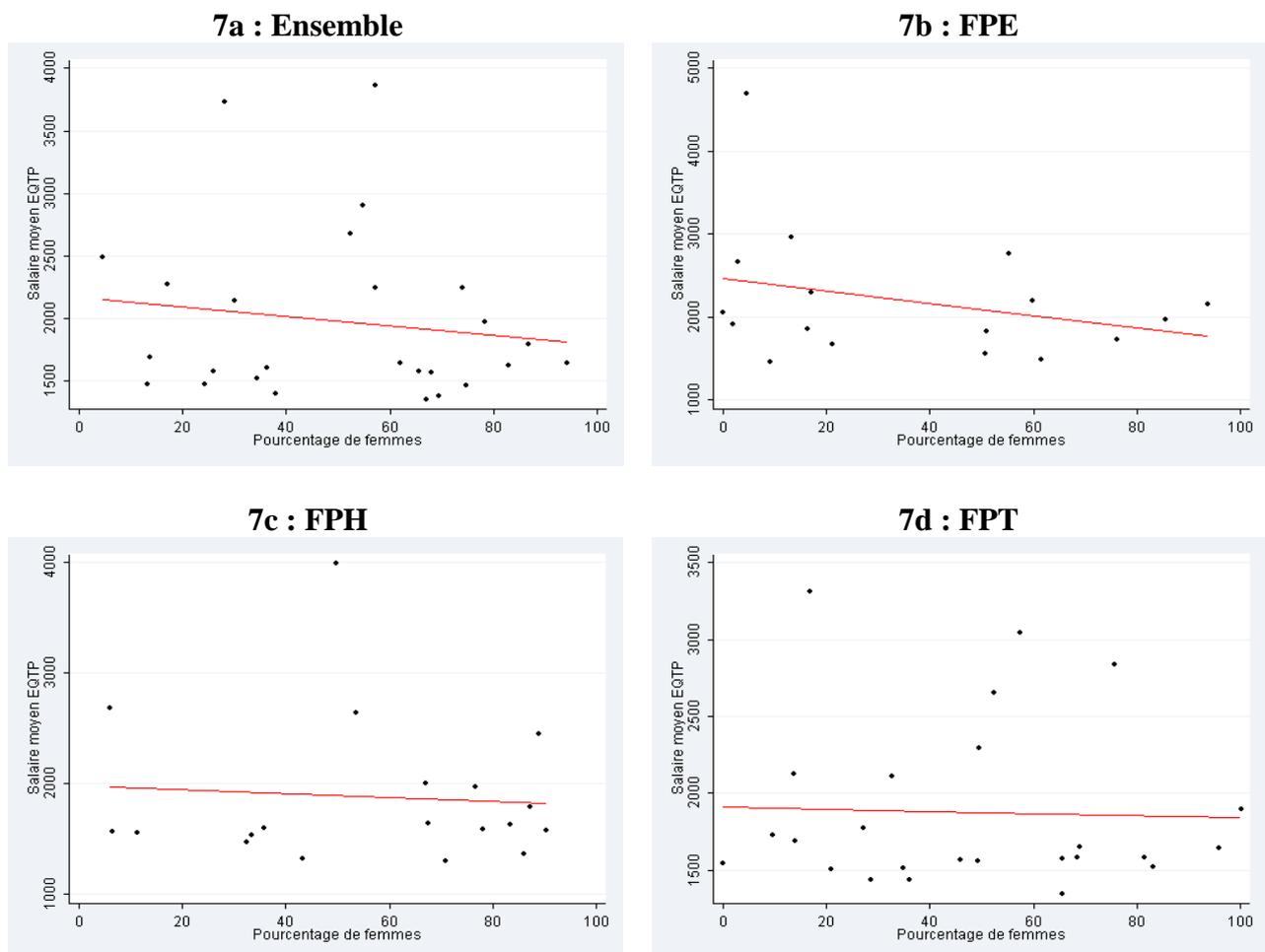
FPT							
Nombre de grades	1	63	42	49	88	6	249
en %	0,4	25,3	16,9	19,7	35,3	2,4	100
Salaire moyen eqtp	2 567	2 893	3 012	2 263	2 163	2 009	2 508

Source : SIASP 2010

Note : Afin de respecter la confidentialité des données, les grades comprenant moins de 5 agents ne sont pas représentés. Cela correspond à 522 grades sur 2 308 dans la FPE, à 24 cadres d'emploi sur 273 dans la FPT et à 31 corps sur 278 dans la FPH.

Si l'on considère les non-titulaires, les graphiques 7a, 7b, 7c et 7d décrivent le lien entre rémunération dans les professions à deux chiffres et pourcentage de femmes dans ces professions. L'effet « professions » comme explication de l'écart de rémunération entre hommes et femmes observé au sein des différents versants de la Fonction publique est fortement moins prononcé que pour les titulaires, à l'exception de la FPE. En effet, alors que le coefficient de corrélation entre part des femmes dans la profession considérée et niveau moyen de rémunération s'élève à -0,3 dans la FPE, il n'est que de -0,04 dans la FPT et de -0,08 dans la FPH. Le tableau 11 synthétise les résultats présentés dans les graphiques 7a, 7b, 7c et 7d.

Graphiques 7a, 7b, 7c et 7d. Part de femmes parmi les effectifs de chaque profession (PCS à deux chiffres) et salaire mensuel moyen en EQTP dans chaque profession – non-titulaires



Source : SIASP 2010.

Note : Afin de respecter la confidentialité des données, les professions (PCS à 2 chiffres) comprenant moins de 5 agents ne sont pas représentées. Cela ne concerne que la FPH où 4 professions sur 23 ne sont pas représentées.

Tableau 11. Nombre de professions (PCS à deux chiffres) et salaire moyen en EQTP selon la proportion de femmes dans la profession pour les non-titulaires

% de femmes	0%]0-25%]]25-50%]]50-75%]]75-100%[100%	Total
Ensemble							
Nombre de PCS(2)	0	5	6	11	4	0	26
en %	0	19,2	23,1	42,3	15,4	0	100
Salaire moyen eqtp	-	1 878	1 993	2 081	1 754	-	1 971
FPE							
Nombre de PCS(2)	1	8	0	5	3	0	17
en %	5,9	47,1	0	29,4	17,6	0	100
Salaire moyen eqtp	2 059	2 440	-	1 971	1 952	-	2 193
FPH							
Nombre de PCS(2)	0	3	5	4	7	0	19
en %	0	15,8	26,3	21,0	36,8	0	100
Salaire moyen eqtp	-	1 937	1 987	1 898	1 769	-	1 880
FPT							
Nombre de PCS(2)	1	5	8	6	4	1	25
en %	4,0	20,0	32,0	24,0	16,0	4,0	100
Salaire moyen eqtp	1 547	2 072	1 711	1 974	1 896	1 898	1 877

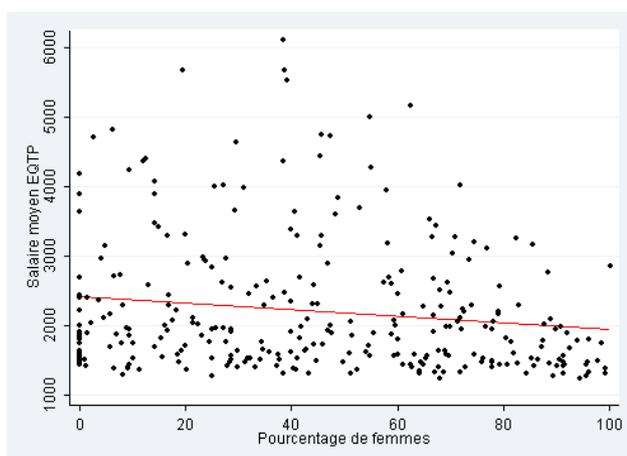
Source : SIASP 2010.

Note : Afin de respecter la confidentialité des données, les professions (PCS à 2 chiffres) comprenant moins de 5 agents ne sont pas représentées. Cela ne concerne que la FPH où 4 professions sur 23 ne sont pas représentées.

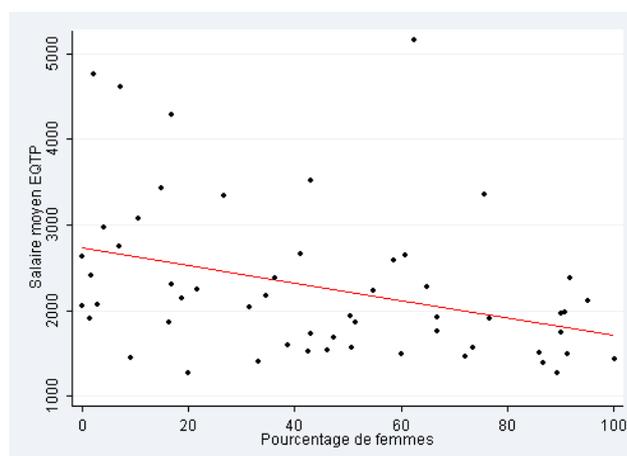
Enfin, les graphiques 8a, 8b, 8c et 8d et le tableau 12 montrent que le fait de considérer la relation entre la proportion de femmes dans chaque profession et le niveau moyen de rémunération correspondant en se basant désormais sur la nomenclature des PCS à quatre chiffres et non plus sur celle à deux chiffres augmente (en valeur absolue) les coefficients de corrélation au sein des trois versants de la Fonction publique, mais plus fortement dans la FPT (-0,25 contre -0,08) et la FPH (-0,19 contre -0,04) que dans la FPE (-0,35 contre -0,30). Par conséquent, plus la profession est finement caractérisée, plus l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des professions contribue à expliquer les écarts de rémunération entre les hommes et les femmes non titulaires au sein des trois fonctions publiques.

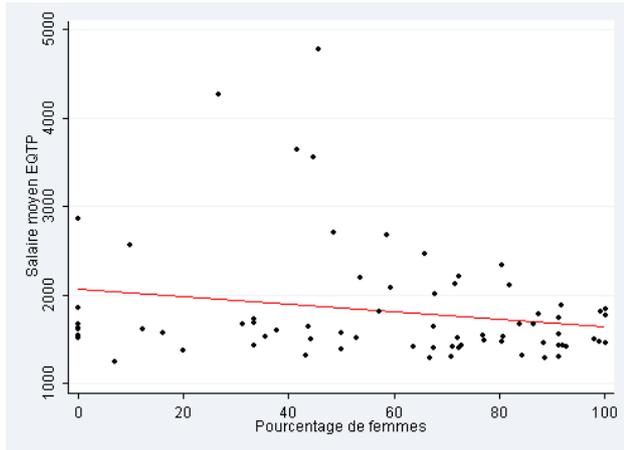
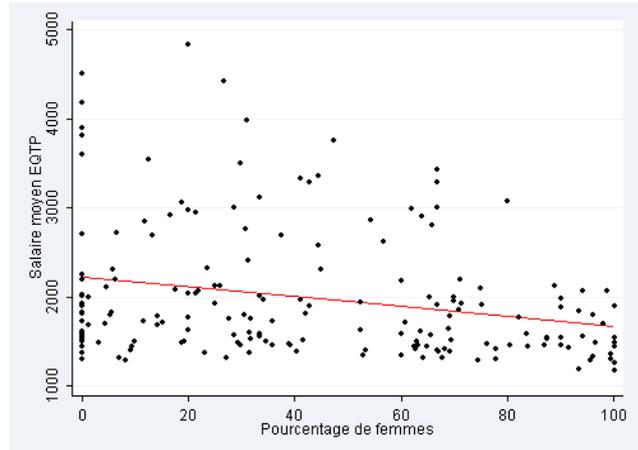
Graphique 8a, 8b, 8c et 8d. Part de femmes parmi les effectifs de chaque profession (PCS à quatre chiffres) et salaire mensuel moyen en EQTP dans chaque profession – non-titulaires

8a : Ensemble



8b : FPE



8c : FPH

8d : FPT


Source : SIASP 2010.

Note : Afin de respecter la confidentialité des données, les professions (PCS à 4 chiffres) comprenant moins de 5 agents ne sont pas représentées. Cela correspond à 4 professions sur 59 dans la FPE, à 36 sur 107 dans la FPT et à 74 sur 257 dans la FPH.

Tableau 12. Nombre de PCS (à 4 chiffres) et salaire moyen en EQTP selon la proportion de femmes dans la PCS pour les non-titulaires

% de femmes	0%]0-25%]]25-50%]]50-75%]]75-100%[100%	Total
Ensemble							
Nombre de PCS(4)	29	66	78	72	54	1	300
en %	9,7	22,0	26,0	24,0	18,0	0,3	100
Salaire moyen eqtp	2 006	2 394	2 463	2 220	1 754	2 863	2 219
FPE							
Nombre de PCS(4)	2	16	12	13	11	1	55
en %	3,6	29,1	21,8	23,6	20,0	1,8	100
Salaire moyen eqtp	2 346	2 724	2 133	2 189	1 920	1 429	2 270
FPH							
Nombre de PCS(4)	7	5	16	18	22	3	71
en %	9,9	7,0	22,5	25,3	31,0	4,2	100
Salaire moyen eqtp	1 815	1 675	2 253	1 775	1 604	1 692	1 823
FPT							
Nombre de PCS(4)	28	38	40	41	30	6	183
en %	15,3	20,8	21,9	22,4	16,4	3,3	100
Salaire moyen eqtp	2 177	2 106	2 190	1 901	1 647	1 469	1 993

Source : SIASP 2010.

Note : Afin de respecter la confidentialité des données, les professions (PCS à 4 chiffres) comprenant moins de 5 agents ne sont pas représentées. Cela correspond à 4 professions sur 59 dans la FPE, à 36 sur 107 dans la FPT et à 74 sur 257 dans la FPH.

Au sein de la Fonction publique, le nombre de facteurs susceptibles de conduire à des écarts de rémunération entre hommes et femmes est ainsi particulièrement élevé, qu'ils relèvent d'effets d'âge, d'offre de travail, de statut d'emploi ou de répartition dans les postes, filières et catégories, selon des modalités propres à chaque versant de la Fonction publique. Il convient désormais de décomposer l'écart de rémunération selon le genre au sein de chaque versant de la Fonction publique afin de déterminer le poids respectif de ces différents facteurs dans cet écart.

4. L'UTILISATION D'UNE MÉTHODE DE DÉCOMPOSITION NON PARAMÉTRIQUE

4.1. Les problèmes méthodologiques de la décomposition paramétrique d'Oaxaca-Blinder (1973)

La plupart des études ayant cherché à identifier et à quantifier les sources de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes ont mobilisé des méthodes de décomposition paramétriques de type Oaxaca-Blinder (voir annexe 1). Cependant, ces méthodes de décomposition, par leur nature paramétrique, souffrent de deux principaux problèmes méthodologiques.

Tout d'abord, comme Fortin, Lemieux et Firpo (2010) le précisent, décomposer l'écart de rémunération entre deux populations nécessite de considérer exactement les mêmes variables explicatives dans les spécifications des équations de salaire de ces deux populations. Par exemple, lorsque l'on souhaite décomposer l'écart de rémunération entre natifs et immigrés, il n'est pas possible de considérer le pays d'origine et l'âge d'entrée dans le pays d'accueil des immigrés, qui sont des déterminants pourtant importants du niveau de rémunération, car ces deux caractéristiques sont sans objet pour les natifs. Même dans des situations moins extrêmes, les méthodes de décomposition de type Oaxaca-Blinder peuvent conduire à des résultats biaisés dès lors que des combinaisons de caractéristiques existent pour une population mais pas pour l'autre. Ceci est d'autant plus vraisemblable lorsque les distributions de ces caractéristiques diffèrent fortement entre ces deux populations. Ce type de limite correspond à un problème de support commun¹⁷. Dans le cas de la décomposition de l'écart de rémunération entre hommes et femmes, ce problème se pose lorsqu'un certain nombre d'hommes et de femmes n'appartiennent pas à ce support commun. En effet, l'estimation d'un contrefactuel, inhérente à toute méthode de décomposition, oblige à effectuer, pour ces individus, une extrapolation, c'est-à-dire que l'on est contraint de leur appliquer une formation de salaires non déterminée à partir de leur profil.

Le tableau 13 ci-dessous présente, pour chaque versant de la Fonction publique, l'évolution du nombre de femmes et d'hommes hors support, c'est-à-dire pour lesquels un jumeau de l'autre genre n'a pu être trouvé, à mesure que l'appariement selon le genre est réalisé en considérant de plus en plus de variables. Le problème de support commun ne se pose pas lorsque les femmes et les hommes sont appariés uniquement selon leur âge, leur catégorie d'appartenance et la localisation de leur poste. En revanche, dès lors que l'appariement s'effectue également en considérant le temps de travail, le nombre d'hommes et surtout de femmes ne trouvant plus de jumeau devient non négligeable. Au sein de la FPE, 57 291 femmes, soit 4,31 % de l'ensemble des femmes de la FPE, ne trouvent pas d'équivalent masculin. Ce nombre est encore plus élevé dans la FPH et dans la FPT puisqu'il s'élève respectivement à 75 665 (soit 8,32 %) et à 65 797 (soit 5,75 %). Plus d'une femme sur dix de la FPE et de la FPH et presque une femme sur quatre de la FPT sont sans équivalent masculin quand on apparie également sur le ministère ou la filière d'appartenance. En outre, quel que soit le versant de la Fonction publique considéré, la proportion d'hommes sans équivalent féminin est toujours supérieure à 5 %. Ainsi, recourir à la méthode paramétrique d'Oaxaca-Blinder pour décomposer l'écart de rémunération selon le genre au sein des différents versants de la Fonction publique oblige à effectuer une extrapolation pour un nombre non négligeable d'agents. Ceci peut donc conduire à une évaluation biaisée du poids respectif des parties expliquée et non expliquée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes.

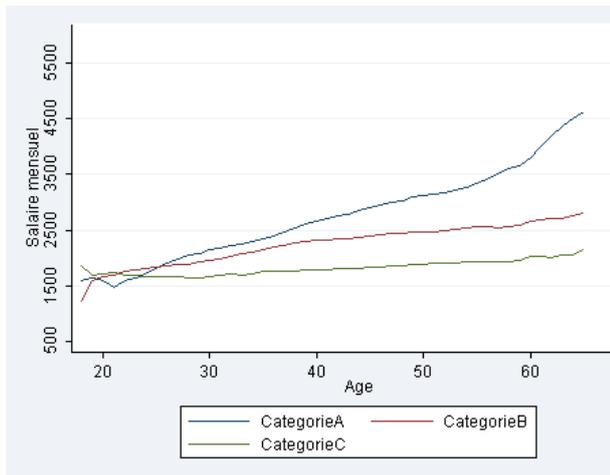
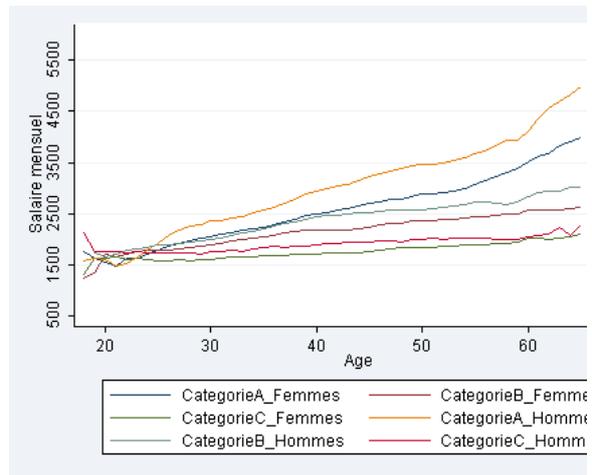
¹⁷ Un individu issu d'une population A appartient au support commun si au moins un individu issu de la population B possède la même combinaison de caractéristiques, et inversement. Dans le cas contraire, on dit que cet individu est « hors support ».

Tableau 13. Nombre de femmes et d'hommes hors support par versant de la Fonction publique

Variables d'appariement prises en compte	FPE		FPH		FPT	
	F	H	F	H	F	H
Age, catégorie, localisation du poste	54 (0,01 %)	36 (0,01 %)	83 (0,01 %)	10 (0,01 %)	75 (0,01 %)	10 (0,01 %)
+ nb d'heures mensuelles et type de temps partiel	57 291 (4,31 %)	15 885 (1,89 %)	75 665 (8,32 %)	6 533 (2,45 %)	65 797 (5,75 %)	11 194 (1,48 %)
+ ministères (FPE), filières (FPH et FPT)	132 971 (10,01 %)	47 608 (5,36 %)	126 080 (13,87 %)	14 369 (5,39 %)	272 900 (23,42 %)	51 787 (6,84 %)
N	1 329 505	888 725	909 313	266 633	1 173 214	764 602

Source : SIASP 2010.

Une seconde limite inhérente aux méthodes de décomposition paramétrique est qu'elles nécessitent une estimation paramétrique préalable des équations de salaire auxquelles on impose une forme linéaire. Or, il existe en toute vraisemblance de nombreuses interactions entre les différents déterminants du niveau de salaire qui ne peuvent totalement être prises en compte en estimant de façon linéaire des équations de salaire. Par conséquent, négliger les relations théoriques entre les différents déterminants des salaires est susceptible de conduire à une évaluation biaisée des rendements de ces variables et donc de leur poids relatif dans l'explication de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes.

Graphique 9. Évolution du salaire en fonction de l'âge par catégorie pour les titulaires de la FPE

Graphique 10. Évolution du salaire en fonction de l'âge par catégorie et par genre pour les titulaires de la FPE


Source : SIASP 2010.

Par exemple, le graphique 9 ci-dessus compare, pour les titulaires de la FPE, l'évolution du salaire en fonction de l'âge entre les catégories A, B et C. Nous constatons que les profils de carrière sont nettement meilleurs parmi les agents de catégorie A que parmi ceux de catégorie B ou C. Ces résultats suggèrent un effet différencié de l'âge sur les salaires selon la catégorie, qui devrait conduire à considérer des spécifications d'équations de salaire où l'âge interagirait avec la catégorie. De la même façon, d'après le graphique 10 ci-dessus, à catégorie équivalente, les profils de carrière sont

meilleurs pour les hommes que pour les femmes, plus particulièrement parmi les agents titulaires de catégorie A. Par conséquent, la non-prise en compte de cette interaction entre l'âge et la catégorie engendrera une surestimation de la partie inexplicée de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes.

4.2. La décomposition non paramétrique de Nopo (2008)

Par sa nature non paramétrique, la méthode de décomposition proposée par Nopo (2008) permet de surmonter non seulement l'hypothèse de forme spécifique imposée aux équations de salaire, mais également celle de support commun (pour plus de détails, voir l'encadré 1). Cette procédure d'appariement exact conduit à identifier les femmes et les hommes « hors support », pour lesquels un « jumeau » de l'autre genre n'a pu être trouvé et les femmes et les hommes ayant au moins un « jumeau » de l'autre genre, appartenant au support commun. Nopo décompose alors l'écart de rémunération moyenne entre les hommes (M) et les femmes (F) de la manière suivante :

$$\overline{W^M} - \overline{W^F} = \underbrace{\Delta X + \Delta M + \Delta F}_{\text{partie expliquée}} + \underbrace{\Delta O}_{\text{partie inexplicée}}$$

La composante ΔX mesure la part de l'écart de salaire selon le genre provenant du fait que les hommes et les femmes appartenant au support commun n'ont pas les mêmes distributions de caractéristiques. Par exemple, d'après le tableau 8 (p. 33), au sein de la FPH, on peut trouver des hommes et des femmes appartenant à la catégorie A, mais les hommes sont en proportion deux fois plus nombreux que les femmes parmi les agents de cette catégorie. En revanche, la composante ΔO mesure la part de cet écart ne résultant pas de différences dans leur distribution de caractéristiques. Cette composante est qualifiée d'« inexplicée » car elle ne résulte pas de différences de caractéristiques observables entre les hommes et les femmes. Les composantes ΔM et ΔF comparent, respectivement pour les hommes et pour les femmes, le salaire moyen des individus appartenant au support commun avec celui des individus hors support. Autrement dit, ces deux composantes comparent le salaire moyen d'individus ayant au moins un jumeau de l'autre genre avec celui d'individus pour lesquels aucun jumeau n'existe. Plus précisément, ΔM représente l'écart de rémunération entre les hommes hors support et les hommes appartenant au support commun, alors que ΔF représente l'écart de rémunération entre les femmes appartenant au support commun et celles hors du support.

La somme des composantes ΔX , ΔM , et ΔF correspond à la partie expliquée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes. En effet, ces trois composantes reflètent la part de l'écart de rémunération selon le genre qui s'explique par des différences de caractéristiques observables entre les hommes et les femmes.

Dans nombre d'études, la partie inexplicée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes est parfois considérée comme le résultat d'un comportement discriminatoire de la part des employeurs. Cependant, cette partie inexplicée est difficilement interprétable en termes de discrimination pour au moins deux raisons. Tout d'abord parce qu'une partie de l'écart inexplicé de rémunération selon le genre peut très bien « s'expliquer » par des différences de caractéristiques entre les hommes et les femmes qui ne peuvent être observées – car non renseignées dans les données ou difficilement observables – et/ou par des erreurs de mesure pouvant affecter les variables observées. D'autre part, parmi les variables prises en compte et estimées dans la partie expliquée, certaines peuvent résulter d'un comportement discriminatoire. Par exemple, prendre en compte l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des corps et des grades dans l'analyse de l'écart de rémunération selon le genre au sein de la Fonction publique est susceptible de réduire la partie inexplicée de cet écart. Néanmoins, cette inégale répartition au sein des corps et des grades peut résulter, en partie, du fait que les femmes bénéficient de moins de promotions que leurs collègues masculins en raison d'un comportement discriminatoire dans l'attribution de ces promotions. Ainsi, une partie de l'augmentation de la part expliquée de l'écart de rémunération selon le genre peut être le résultat de la prise en compte de l'attribution inégale des promotions selon le genre. C'est pourquoi, dans cer-

taines études décomposant l'écart de salaire selon le genre au sein du secteur privé, le rôle joué par l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des professions n'est pas considéré car une partie de la ségrégation professionnelle, plus particulièrement verticale, provient d'un comportement discriminatoire de la part des employeurs.

Encadré 1. La méthode de décomposition non paramétrique de Nopo (2008)

La méthode de décomposition non paramétrique proposée par Nopo permet de surmonter les hypothèses restrictives de forme spécifique imposée aux équations de salaire et de support commun sur lesquelles repose la méthode de décomposition paramétrique d'Oaxaca-Blinder (1973).

A – Détermination des femmes et des hommes appartenant au support commun

Pour déterminer les femmes et les hommes appartenant au support commun et ceux hors support, Nopo réalise un appariement exact selon le genre en adoptant la procédure suivante :

Étape 1 : Sélection sans remise d'une femme de l'échantillon.

Étape 2 : Sélection de tous les hommes ayant le même vecteur de caractéristiques que la femme sélectionnée dans l'étape 1.

Étape 3 : À partir de tous les hommes sélectionnés lors de l'étape 2, construction d'un homme « synthétique » présentant les caractéristiques moyennes de l'ensemble de ces hommes. Cet homme « synthétique » est alors apparié avec sa « jumelle » sélectionnée en étape 1.

Étape 4 : Cet homme « synthétique » et sa « jumelle » sont placés chacun dans leur échantillon respectif.

Étape 5 : Les étapes 1 à 4 sont répétées pour chaque femme de l'échantillon. Si, lors de l'étape 2, aucun « jumeau » n'a pu être trouvé, la procédure s'arrête et la femme considérée est placée dans le sous-échantillon des femmes hors support¹⁸.

À l'issue de cette procédure, quatre sous-échantillons différents d'hommes et de femmes sont distingués :

- Les femmes pour lesquelles au moins un « jumeau » existe, c'est-à-dire que, pour chacune de ces femmes, il est possible de trouver au moins un homme lui étant parfaitement semblable étant donné les variables d'appariement prises en compte. Ces femmes appartiennent au support commun.

- Les hommes pour lesquels au moins une « jumelle » existe, c'est-à-dire que, pour chacun de ces hommes, il est possible de trouver au moins une femme lui étant parfaitement identique étant donné les variables d'appariement considérées. Ces hommes appartiennent au support commun.

- Les femmes pour lesquelles il n'existe pas de « jumeau ». Elles sont donc hors support.

- Les hommes pour lesquels il n'existe pas de « jumelle ». Ils sont donc hors support.

B – Décomposition de l'écart de rémunération en quatre composantes

Selon la méthode de décomposition non paramétrique de Nopo, l'écart de rémunération entre hommes (M) et femmes (F) se décompose de la manière suivante :

$$\overline{W^M} - \overline{W^F} = \Delta X + \Delta O + \Delta M + \Delta F$$

Avec : $\Delta X = E(W_{SC}^M | X_{SC}^M) - E(W_{SC}^F | X_{SC}^F)$

$$\Delta O = E(W_{SC}^M | X_{SC}^F) - E(W_{SC}^F | X_{SC}^F)$$

$$\Delta M = [E(W_{HS}^M | X_{HS}^M) - E(W_{SC}^M | X_{SC}^M)] \times Prob(M \in HS)$$

$$\Delta F = [E(W_{SC}^F | X_{SC}^F) - E(W_{HS}^F | X_{HS}^F)] \times Prob(F \in HS)$$

où $E(W_j^i | X_j^i)$ désigne le salaire perçu par la population i ($i=F, M$) appartenant au sous-échantillon j ($j=$ support commun (SC), hors support (HS)) en considérant les caractéristiques de la population i appartenant au sous-échantillon j .

ΔX représente la différence entre le salaire moyen des hommes appartenant au support commun et leur salaire moyen s'ils avaient la même distribution de caractéristiques que les femmes appartenant au support

¹⁸ On pourrait également effectuer le même type de procédure en se basant sur l'échantillon des hommes afin de déterminer les « jumelles ». Les résultats obtenus resteraient toutefois parfaitement identiques.

commun. Autrement dit, cette partie correspond à l'écart de salaire entre hommes et femmes qui résulte d'une différence dans la distribution des caractéristiques des hommes et des femmes pour lesquels un ou plusieurs « jumeaux » de l'autre genre existe. Elle équivaut à la partie « expliquée » $(\bar{X}^M - \bar{X}^F)\beta^M$ d'une décomposition paramétrique à la Oaxaca-Blinder.

ΔO mesure l'écart de rémunération entre hommes et femmes appartenant au support commun si ces deux populations avaient exactement la même distribution de caractéristiques, en l'occurrence celle des femmes. Dans le cas d'une décomposition à la Oaxaca-Blinder, cette partie, qualifiée d'« inexplicée », correspond à $\bar{X}^F(\beta^M - \beta^F)$.

ΔM représente la différence entre le salaire moyen des hommes n'appartenant pas au support et celui des hommes appartenant au support, pondérée par la probabilité qu'un homme soit hors du support commun.

ΔF représente la différence entre le salaire moyen des femmes appartenant au support commun et celui des femmes hors support, pondérée par la probabilité qu'une femme soit hors du support commun.

La somme des composantes ΔX , ΔM , et ΔF correspond à la partie expliquée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes.

C – Interprétation des signes des quatre composantes de l'écart de rémunération

	Positif	Négatif
ΔX	Les hommes appartenant au support commun ont en moyenne de meilleures caractéristiques productives que les femmes appartenant au support commun.	Les femmes appartenant au support commun ont en moyenne de meilleures caractéristiques productives que les hommes appartenant au support commun.
ΔO	Des caractéristiques identiques sont mieux rémunérées pour les hommes que pour les femmes.	Des caractéristiques identiques sont mieux rémunérées pour les femmes que pour les hommes.
ΔM	Les hommes les mieux rémunérés présentent des combinaisons de caractéristiques observables que les femmes ne possèdent pas.	Les hommes les moins bien rémunérés présentent des combinaisons de caractéristiques observables que les femmes ne possèdent pas.
ΔF	Les femmes les moins bien rémunérées présentent des combinaisons de caractéristiques observables que les hommes ne possèdent pas.	Les femmes les mieux rémunérées présentent des combinaisons de caractéristiques observables que les hommes ne possèdent pas.

L'analyse du poids de la ségrégation professionnelle dans l'écart de rémunération selon le genre est plus fine à partir de la méthode de Nopo qu'à partir de celle d'Oaxaca-Blinder. En effet, la décomposition en trois composantes de la partie expliquée qu'autorise la méthode de Nopo permet de faire une distinction entre ségrégation « partielle » et ségrégation « totale ». Plus précisément, une augmentation de ΔX suite à la prise en compte de l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des professions reflète une ségrégation « partielle » selon le genre, c'est-à-dire que, parmi les professions au sein desquelles des hommes et des femmes identiques coexistent, les hommes sont surreprésentés parmi les professions les mieux rémunérées et/ou sous-représentés parmi les professions les moins bien rémunérées. En revanche, une augmentation des composantes ΔM et ΔF reflète une ségrégation « totale », c'est-à-dire que certaines professions parmi les plus rémunératrices sont occupées exclusivement par des hommes (augmentation de ΔM) qui sont également absents de certaines professions les moins rémunératrices (augmentation de ΔF).

4.3. La stratégie d'estimation

Comme la formation des salaires entre titulaires et non-titulaires diffère fortement, l'écart de rémunération entre hommes et femmes est décomposé au sein de la FPE et de la FPT en les distinguant. Nous avons choisi de ne pas effectuer cette distinction pour la FPH, car cela serait revenu à distin-

guer le personnel médical et le personnel non médical. En effet, 97,5 % du personnel médical est non titulaire. Or, cette distinction nous aurait empêchés de considérer le rôle joué par l'inégale répartition des hommes et des femmes parmi ces deux types de personnel dans l'explication de l'écart de rémunération selon le genre au sein de la FPH. Par ailleurs, pour les non-titulaires de la FPE et de la FPH, nous avons pris en compte leur PCS à quatre chiffres à la place de leur corps et de leur grade. En effet, comme précisé dans la section 4, la nouvelle nomenclature des emplois (NNE) pour la FPE et la nomenclature des emplois territoriaux (NET) pour la FPT ne renvoient pas, pour les non-titulaires, à un corps et à un grade spécifiques, à la différence des titulaires, mais uniquement à leur statut de non-titulaire.

La stratégie d'estimation mise en œuvre a pour objectif d'isoler et de hiérarchiser les principales sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein des cinq sous-échantillons d'agents suivants : titulaires de la FPE, non-titulaires de la FPE, agents de la FPH, titulaires de la FPT et non-titulaires de la FPT. Les sources potentielles de l'écart de rémunération entre hommes et femmes que les données issues du fichier SIASP permettent d'isoler sont détaillées dans le tableau 14 ci-dessous.

Tableau 14. Sources potentielles de l'écart de rémunération selon le genre que les données issues du fichier SIASP permettent d'isoler

Variables prises en compte ¹⁹	Titulaires de la FPE et de la FPT et agents de la FPH	Non-titulaires de la FPE et de la FPT
Différences en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste	OUI	OUI
Effet offre de travail	OUI	OUI
Inégale répartition au sein des ministères/filières	OUI	OUI
Inégale répartition au sein des corps	OUI	NON
Inégale répartition au sein des grades	OUI	NON
Inégale répartition au sein des professions (PCS à 4 chiffres)	NON ²⁰	OUI

Afin d'isoler ces différentes sources d'explication, il est nécessaire de décomposer l'écart de rémunération selon le genre en considérant différentes spécifications, c'est-à-dire des groupes différents de variables d'appariement. Le tableau 15 ci-dessous détaille les différentes spécifications considérées.

La partie expliquée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes mise en évidence à partir de la méthode de Nopo en considérant la spécification A mesure la part de l'écart qui résulte de différences entre hommes et femmes en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste. La comparaison de cette partie expliquée avec celle obtenue à partir de la spécification B permet de mesurer le poids de l'effet offre de travail dans l'écart de rémunération selon le genre. En effet, comme la spécification B ne diffère de la spécification A que par la seule prise en compte, parmi les variables d'appariement, de variables d'offre de travail, toute modification de la partie expliquée entre les spécifications A et B correspond à la part de l'écart de rémunération attribuable à une offre de travail différente entre les hommes et les femmes. La comparaison des parties expliquées entre les spécifications B et C permet de mettre en évidence le poids de l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des ministères pour la FPE et au sein des filières pour la FPH et la FPT dans

¹⁹ La description détaillée des différentes variables prises en compte est donnée dans le tableau 15 ci-après.

²⁰ Bien que la profession des titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que des agents de la FPH soit connue, nous avons choisi de ne pas considérer cette source car nous estimons que, pour ces agents, il était plus pertinent de prendre en compte leur inégale répartition au sein des ministères/filières et des grades.

l'écart de rémunération selon le genre. Pour les titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH, comparer les valeurs des parties expliquées entre, d'une part, les spécifications C et D et, d'autre part, les spécifications D et E, permet de mesurer le poids de l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein respectivement des corps et des grades²¹. Pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT, le poids de l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des ministères/filières et au sein des professions (PCS à quatre chiffres) est obtenue en comparant les valeurs des parties expliquées respectivement entre les spécifications B et C et entre les spécifications B et C'.

Tableau 15. Les différentes variables d'appariement considérées selon le type de spécification

	FPE		FPH	FPT	
	Tit.	Non tit.		Tit.	Non tit.
Spécification A	Age / catégorie : A+(pour les titulaires de la FPE), A, B, C, indéterminée (pour les non-titulaires) / localisation du poste : étranger (pour les titulaires de la FPE), DOM, métropole				
Spécification B	Spécif. A + variables d'offre de travail : nombre d'heures mensuelles, type de temps partiel (mi-temps et moins, 60-70 %, 80 %, 90 %, tps plein)				
Spécification C	Spécif. B + ministères*		Spécif. B + filières/profils**	Spécif. B + filières***	
Spécification C'	-	Spécif. B – catégorie + PCS	-	-	Spécif. B – catégorie + PCS
Spécification D	Spécif. B – catégorie – ministères + corps	-	Spécif. B – catégorie – filières/profils + corps	Spécif. B – filières + corps	-
Spécification E	Spécif. D – corps + grades	-	Spécif. D – corps + grades	Spécif. D – corps + grades	-

Note: * Les libellés des ministères considérés sont les suivants : Affaires étrangères et européennes ; Culture et communication ; Alimentation, agriculture et pêche ; Éducation nationale ; Budget, comptes public, Fonction publique et réforme de l'État ; Intérieur, outre-mer et collectivités territoriales ; Justice et libertés ; Services du Premier ministre ; Écologie, énergie, développement durable et mer ; Santé et sports ; Travail ; Relations sociales, famille, solidarité et ville ; Enseignement supérieur et recherche ; Économie, industrie et emploi ; Immigration, intégration, identité nationale et développement solidaire ; Défense.

** Les filières et profils considérés sont : personnel médical hospitalier ; personnel hospitalo-universitaire ; personnel médical en formation ; filière médico-technique ; filière soignante ; filière socio-éducative ; filière administrative ; filière technique et ouvrière ; hors filière.

*** Les filières considérées sont : incendie et secours ; médico-technique ; sécurité-Police municipale ; médico-sociale ; culturelle ; administrative ; sportive ; sociale ; technique ; animation ; hors filière ; autres.

Le tableau 16 ci-dessous résume la manière dont les différentes sources potentielles de l'écart de rémunération selon le genre sont mesurées.

²¹ Pour les titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour les agents de la FPH, un même corps et donc un même grade ne peuvent regrouper des agents appartenant à deux catégories distinctes ainsi qu'à deux ministères différents. Par conséquent, dans les spécifications D et E, les variables reflétant la catégorie et le ministère d'appartenance de chaque agent ont été retirées du groupe des variables d'appariement.

Tableau 16. Mesure des sources potentielles de l'écart de rémunération selon le genre

	Titulaires de la FPE et de la FPT et agents de la FPH	Non-titulaires de la FPE et de la FPT
Différences en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste	Exp^A	Exp^A
Effet offre de travail	$\Delta_{B,A} = Exp^B - Exp^A$	$\Delta_{B,A} = Exp^B - Exp^A$
Effet ministère/filière	$\Delta_{C,B} = Exp^C - Exp^B$	$\Delta_{C,B} = Exp^C - Exp^B$
Effet corps	$\Delta_{D,C} = Exp^D - Exp^C$	-
Effet grade	$\Delta_{E,D} = Exp^E - Exp^D$	-
Effet PCS	-	$\Delta_{C',B} = Exp^{C'} - Exp^B$

Note : Exp^j correspond à la partie expliquée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes obtenue à la partir de la méthode de décomposition non paramétrique de Nopo (2008) et en considérant les variables d'appariement de la spécification j ($j=A, B, C, C', D$ et E).

Pour les titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH, l'écart de rémunération selon le genre se décompose de la manière suivante :

$$\overline{W^M} - \overline{W^F} = Exp^A + \Delta_{B,A} + \Delta_{C,B} + \Delta_{D,C} + \Delta_{E,D} + Inexp^E$$

où $Inexp^E$ désigne la partie inexpliquée de l'écart de rémunération selon le genre lorsque cet écart est décomposé en appariant les hommes et les femmes selon les variables de la spécification E.

Pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT, l'écart de rémunération selon le genre se décompose de deux manières différentes :

$$(1) \overline{W^M} - \overline{W^F} = Exp^A + \Delta_{B,A} + \Delta_{C,B} + Inexp^C$$

$$(2) \overline{W^M} - \overline{W^F} = Exp^A + \Delta_{B,A} + \Delta_{C',B} + Inexp^{C'}$$

où $Inexp^C$ et $Inexp^{C'}$ désignent la partie inexpliquée de l'écart de rémunération selon le genre obtenue respectivement à partir de la spécification C et à partir de la spécification C'.

Comme il existe plusieurs professions différentes au sein d'un même ministère ou d'une même filière, nous n'avons pas souhaité considérer, dans une même spécification, à la fois les ministères/filières et les professions afin de pouvoir distinguer leurs effets totaux dans l'écart de rémunération selon le genre.

5. MISE EN ÉVIDENCE DES SOURCES DE L'ÉCART DE RÉMUNÉRATION ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES AU SEIN DES TROIS VERSANTS DE LA FONCTION PUBLIQUE

5.1. Comparaison des résultats obtenus selon la nature paramétrique et non paramétrique de la méthode de décomposition

Le tableau 17 ci-dessous compare, pour les titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH, la valeur de la partie expliquée de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes selon qu'elle est obtenue à partir de la méthode de décomposition non paramétrique de Nopo (2008) ou à partir de celle, paramétrique, d'Oaxaca-Blinder (1973), en distinguant les différentes spécifications.

Tableau 17. Comparaison de la partie expliquée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes pour les titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour les agents de la FPH selon la méthode d'Oaxaca-Blinder (O-B) et celle de Nopo

	Spécification A		Spécification B		Spécification C		Spécification D		Spécification E	
	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%
Titulaires de la FPE ($\overline{\ln W_M} - \overline{\ln W_F} = 0,1875$)										
O-B	0,0432	23,04	0,0811	43,25	0,1055	56,27	0,1538	82,03	0,1641	87,52
Nopo	0,0564	30,08	0,1073	57,21	0,1320	70,41	0,1695	90,41	0,1717	91,55
Diff.	0,0132		0,0262		0,0265		0,0157		0,0076	
FPH ($\overline{\ln W_M} - \overline{\ln W_F} = 0,1436$)										
O-B	0,0727	50,63	0,0950	66,16	0,0869	60,52	0,0948	66,02	0,1013	70,54
Nopo	0,0822	57,24	0,1279	89,06	0,1256	87,49	0,1304	90,79	0,1282	89,28
Diff.	0,0095		0,0329		0,0387		0,0356		0,0269	
Titulaires de la FPT ($\overline{\ln W_M} - \overline{\ln W_F} = 0,1687$)										
O-B	-0,0225	-13,34	0,0620	36,75	0,0583	34,56	0,0824	48,84	0,1214	71,96
Nopo	-0,0173	-10,25	0,0722	42,79	0,1023	60,64	0,1193	70,70	0,1410	83,56
Diff.	-0,0052		0,0102		0,0440		0,0369		0,0196	

Source : SIASP 2010.

Note : Les parties expliquées sont toutes significativement différentes de zéro au seuil de 1 %. Les écarts-types de ces parties sont donnés dans les tableaux A1 (titulaires de la FPE), A3 (FPH) et A4 (titulaires de la FPT) de l'annexe pour la méthode de Nopo et dans les tableaux A6 (titulaires de la FPE), A8 (FPH) et A9 (titulaires de la FPT) pour la méthode d'Oaxaca-Blinder.

Le tableau 18 en fait de même pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT. Afin de pouvoir comparer les parties expliquées obtenues selon ces deux méthodes, nous décomposons le même écart de salaire entre hommes et femmes, plus précisément celui correspondant à la différence de logarithme de salaire moyen.

Tableau 18. Comparaison de la partie expliquée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes parmi les non-titulaires de la FPE et de la FPT selon la méthode d'Oaxaca-Blinder (O-B) et celle de Nopo

	Spécification A		Spécification B		Spécification C		Spécification C'	
	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%
Non-titulaires de la FPE ($\overline{\ln W_M} - \overline{\ln W_F} = 0,1264$)								
O-B	-0,0116	-9,18	0,0433	34,26	0,0553	43,75	0,0836	66,14
Nopo	-0,0137	-10,84	0,0680	53,76	0,0889	70,36	0,0940	74,33
Diff.	0,0021		0,0247		0,0336		0,0104	
Non-titulaires de la FPT ($\overline{\ln W_M} - \overline{\ln W_F} = 0,1540$)								
O-B	0,0207	13,44	0,1267	82,27	0,1018	66,10	0,1113	72,27
Nopo	0,0198	12,86	0,1450	94,18	0,1173	76,20	0,1245	80,86
Diff.	-0,0009		0,0183		0,0155		0,0132	

Source : SIASP 2010.

Note : Les parties expliquées sont toutes significativement différentes de zéro au seuil de 1 %. Les écarts-types de ces parties sont donnés dans les tableaux A2 (non-titulaires de la FPE) et A5 (non-titulaires de la FPT) de l'annexe pour la méthode de Nopo et dans les tableaux A7 (non-titulaires de la FPE) et A10 (non-titulaires de la FPT) pour la méthode d'Oaxaca-Blinder.

Pour les différents sous-échantillons d'agents considérés, la méthode d'Oaxaca-Blinder conduit à une sous-estimation de la partie expliquée de l'écart de rémunération selon le genre, pour la plupart des spécifications considérées. Autrement dit, si l'on suppose que cette partie expliquée correspond à la part de l'écart de rémunération entre hommes et femmes sur laquelle les pouvoirs publics peuvent le plus agir pour réduire les inégalités de salaire entre hommes et femmes au sein de la Fonction publique, les résultats obtenus par la méthode d'Oaxaca-Blinder sous-estiment alors leur capacité à les réduire. Par exemple, en considérant l'écart le plus important entre les parties expliquées par les deux méthodes, si les pouvoirs publics prenaient des mesures afin de faire disparaître les différences entre hommes et femmes titulaires de la FPT en termes d'âge, de catégorie, de durée de travail, de type de temps de travail et de répartition au sein des différentes filières, l'écart de salaire selon le genre se réduirait presque deux fois plus que ce prédit la méthode d'Oaxaca-Blinder (10,23, contre 5,83 points de pourcentage).

Comme le révèle le tableau 13 de la section précédente, lorsque les hommes et les femmes sont appariés en considérant les seules variables considérées dans la spécification A (âge, catégorie et localisation du poste), il n'existe presque pas d'hommes et de femmes ne trouvant pas de jumeau de l'autre genre. Par conséquent, les différences de parties expliquées entre les deux méthodes, obtenues en estimant la spécification A, ne résultent pas d'un problème de support commun mais seulement de l'hypothèse restrictive de la méthode d'Oaxaca-Blinder consistant à imposer une forme particulière aux équations de salaire. Négliger toutes les formes d'interactions possibles entre l'âge, la catégorie et la localisation du poste ne modifie presque pas la valeur de la partie expliquée pour les non-titulaires de la FPE ainsi que pour les agents, titulaires comme non-titulaires, de la FPT. Les différences sont un peu plus prononcées pour les agents de la FPH et surtout pour les titulaires de la FPE. En effet, pour ces derniers, la partie expliquée de l'écart de rémunération selon le genre est plus élevée de 1,32 point de pourcentage quand on l'obtient à partir de la méthode de Nopo que lorsqu'elle est obtenue à partir de la méthode d'Oaxaca-Blinder. Comme déjà évoqué dans la section précédente, négliger l'interaction entre l'âge et la catégorie pour les titulaires de la FPE conduit à sous-estimer la partie expliquée de l'écart de rémunération selon le genre.

À mesure que les hommes et les femmes sont appariés de plus en plus finement (de la spécification A à la spécification E pour les titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour les agents de la FPH, de la spécification A aux spécifications C et C' pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT), ils sont de plus en plus nombreux à ne pas trouver un jumeau de l'autre genre. Par conséquent, on pourrait penser que les différences entre les parties expliquées obtenues selon les deux méthodes devraient s'accroître car le problème de support commun est de plus en plus prononcé. Néanmoins, ce n'est pas ce que l'on observe. Nous constatons en effet que, pour les titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH, les différences entre les deux méthodes augmentent au fur et à mesure que l'on passe de la spécification A à la spécification B et de la spécification B à la spécification C. En revanche, elles se réduisent lors du passage de C à D et de D à E. Ceci peut s'expliquer par le fait que, même si le problème de support commun devient plus prononcé lorsque l'appariement s'effectue en considérant les corps (spécification D) et les grades (spécification E), l'erreur d'estimation résultant de l'imposition d'une forme particulière aux équations de salaire est au contraire moins marquée. En effet, certaines formes d'interactions potentielles entre certaines variables considérées dans les spécifications A, B et C qui ne sont pas prises en compte lors de la mise en œuvre de la méthode d'Oaxaca-Blinder le sont lorsque l'analyse est menée en considérant les corps et les grades. Ainsi, dans la spécification C, la catégorie de l'agent et son ministère/filière d'appartenance ne sont pas interagis lors de l'estimation de l'équation de salaire, alors qu'ils le sont de fait lorsque ces deux caractéristiques sont remplacées par les corps ou les grades. Les corps et donc les grades sont en effet le résultat d'un croisement d'une catégorie et d'un ministère.

Pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT, nous observons également que les différences entre les parties expliquées sont moins prononcées pour la spécification C' que pour les spécifications B

et C. Ceci s'explique par le fait que les professions qui sont incluses dans la spécification C' sont le résultat du croisement d'une catégorie et d'un ministère/filière.

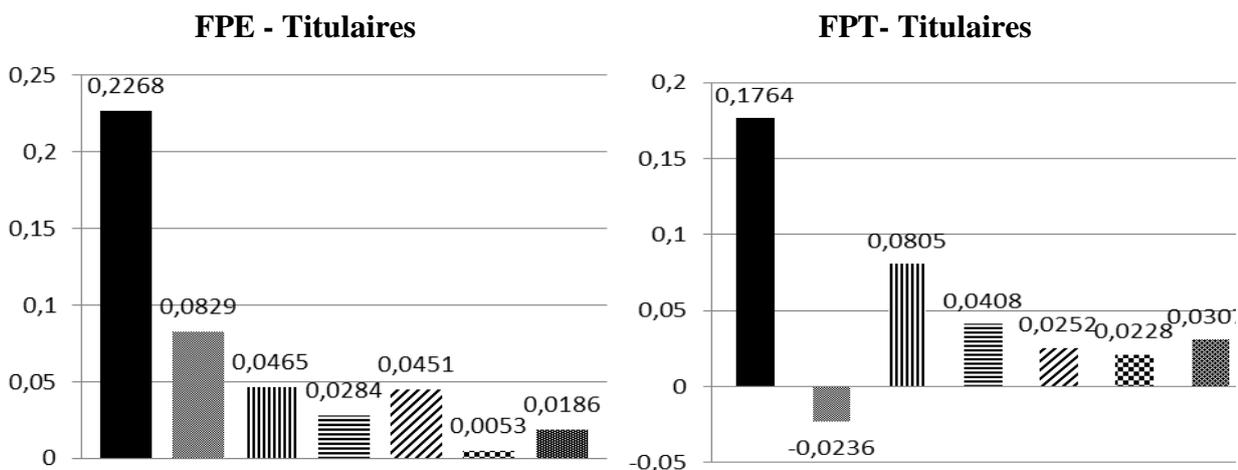
Même si, dans certains cas, les différences entre les deux méthodes restent limitées (sous-estimation variant de 0,76 à 2,69 points de pourcentage pour la spécification E), il n'en reste pas moins que la méthode de Nopo est plus informative que celle d'Oaxaca-Blinder concernant les sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes. La méthode de Nopo permet en effet d'isoler potentiellement, dans la partie expliquée de l'écart de rémunération selon le genre, ce qui résulte du fait qu'il existe des positions, parmi les plus rémunérées, occupées exclusivement par des hommes et du fait qu'au contraire, certaines femmes sont présentes dans des positions mal rémunérées où les hommes sont complètement absents. En outre, la méthode de Nopo permet d'identifier ces positions et donc de les caractériser. Autrement dit, même si les méthodes de Nopo et d'Oaxaca-Blinder peuvent parfois aboutir à une évaluation relativement similaire de l'importance de la partie expliquée de l'écart de rémunération selon le genre, celle de Nopo permet une meilleure identification des causes de cet écart, ce qui est important pour guider les pouvoirs publics dans leur volonté de réduire les inégalités de salaire entre hommes et femmes.

5.2. Les sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein de la Fonction publique

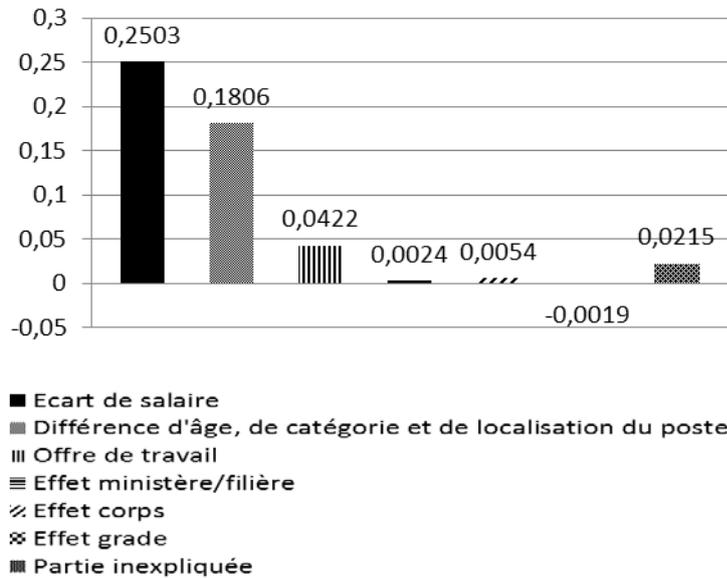
5.2.1. Pour les agents titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH

La figure 1 ci-dessous représente l'importance respective des différentes sources de l'écart de rémunération selon le genre pour les agents titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH. L'importance de ces différentes sources est exprimée par la variation, en points de pourcentage, de l'écart de rémunération selon le genre si les pouvoirs publics étaient en mesure de neutraliser l'effet de la source considérée dans cet écart. Les résultats présentés dans la figure 1 ont été obtenus en comparant les parties expliquées de l'écart de rémunération entre hommes et femmes déterminées à partir de la méthode de décomposition non paramétrique de Nopo (2008) en distinguant différentes spécifications.

Figure 1. Les sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes pour les titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour la FPH



FPH



Source : SIASP (2010).

Note : Les effets présentés sont tous significativement différents au seuil de 1 %. La significativité de ces effets a été testée à l'aide de la méthode de bootstrap (200 répliquions). Pour les agents de la FPH, outre les différences en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste, nous tenons compte de la différence d'être ou non titulaire.

Lecture : Parmi les titulaires de la FPE, les hommes perçoivent un salaire moyen 22,68 % plus élevé que celui des femmes. Si les hommes et les femmes étaient identiques en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste, cet écart de salaire selon le genre se réduirait de 8,29 points de pourcentage.

Les résultats de ces décompositions sont présentés dans les tableaux A1, A3 et A4 de l'annexe 2, respectivement pour les agents titulaires de la FPE, pour ceux de la FPT et pour l'ensemble des agents de la FPH²². Pour déterminer, par exemple, de combien serait réduit l'écart de rémunération entre hommes et femmes parmi les titulaires de la FPE si l'on faisait disparaître leurs différences en termes d'offre de travail (en plus de celles concernant leur âge, la localisation de leur poste et leur catégorie d'appartenance), il suffit de faire la différence entre la partie expliquée de cet écart obtenue à partir de la spécification B (0,1294) et celle obtenue à partir de la spécification A (0,0829). L'écart de rémunération selon le genre serait alors réduit de 4,65 points de pourcentage. Les poids respectifs des sources d'explication dans l'écart de rémunération entre hommes et femmes, exprimés en pourcentage, sont donnés dans le tableau 19.

C'est au sein de la FPH que l'on observe l'écart de rémunération selon le genre le plus élevé. Les agents masculins de la FPH perçoivent en effet des salaires mensuels nets en moyenne 25,03 % plus élevés que les agents féminins. Cet écart de rémunération entre les hommes et les femmes est plus faible parmi les agents titulaires de la FPE (22,68 %) et surtout parmi ceux de la FPT (17,64 %). Le degré d'importance des différentes causes de ces écarts de rémunération diffère entre ces différents sous-échantillons d'agents de la Fonction publique.

²² A des fins de comparaison, les résultats de la décomposition paramétrique détaillée à la Oaxaca-Blinder sont présentés dans les tableaux A6, A8 et A9 de l'annexe 3.

Tableau 19. Poids respectifs des différentes sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes pour les agents titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH

	FPE - titulaires	FPT- titulaires	FPH
Écart de salaire	0,2268	0,1764	0,2503
Différence d'âge, de catégorie et de localisation du poste	36,6%	-13,4%	72,2%
Offre de travail	20,5%	45,6%	16,9%
Effet ministère/filière	12,5%	23,1%	1,0%
Effet corps	19,9%	14,3%	2,2%
Effet grade	2,3%	12,9%	-0,8%
Partie inexpliquée	8,2%	17,4%	8,6%
Total	100,0%	100,0%	100,0%

Source : SIASP 2010.

Lecture : Parmi les titulaires de la FPE, 36,6 % de l'écart de rémunération selon le genre s'explique par des différences entre hommes et femmes en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste.

Parmi les agents titulaires de la FPE, si les hommes et les femmes étaient identiques en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste, l'écart de salaire selon le genre se réduirait de 8,29 points de pourcentage. Autrement dit, ces différences de caractéristiques entre les hommes et les femmes titulaires de la FPE expliquent plus du tiers (36,6 %) de l'écart de rémunération observé selon le genre (*cf.* tableau 19). Parmi ces trois caractéristiques, c'est l'inégale répartition des hommes et des femmes parmi les catégories A+, A, B et C qui explique le plus ces inégalités de salaire. En effet, si les hommes et les femmes se répartissaient également selon la catégorie, l'écart de rémunération se réduirait de 6 points de pourcentage. C'est plus particulièrement la part plus importante de catégorie C (18,6 % contre 14,3 % pour les hommes) et plus faible de catégorie A+ (5,3 % contre 12,4 %) chez les femmes que chez les hommes qui explique le poids important de leur inégale répartition parmi les catégories dans l'écart de rémunération selon le genre.

À âge, catégorie et localisation du poste équivalents, l'écart de rémunération selon le genre se réduirait de 4,65 points de pourcentage si les femmes titulaires de la FPE travaillaient aussi longtemps que leurs collègues masculins. Si, en plus, on contraignait les hommes et les femmes à se répartir de la même manière au sein des ministères, on parviendrait à réduire les inégalités de salaire selon le genre de 12,5 %, soit 2,85 points de pourcentage ce qui équivaudrait à 63,75 euros par mois. Si l'on se réfère au tableau A1 de l'annexe 2, et plus précisément au passage de la spécification B à la spécification C (qui mesure l'effet ministère), nous constatons que l'augmentation de la partie expliquée a davantage eu lieu sur le support commun qu'hors support. Autrement dit, la partie de l'écart de rémunération entre hommes et femmes résultant de leur inégale répartition entre les ministères provient principalement du fait que les femmes ayant des équivalents masculins sont davantage concentrées dans des ministères faiblement rémunérateurs que les hommes ayant des équivalents féminins (ségrégation « partielle »). C'est plus particulièrement la surreprésentation des femmes au sein du ministère de l'Éducation nationale (69,8 %) où la rémunération moyenne est inférieure à celle observée pour l'ensemble des titulaires de la FPE (2 353 euros contre 2 448 euros) qui explique cet effet « ministère ».

Même à catégorie et ministère équivalents, les hommes et les femmes titulaires de la FPE se répartissent différemment au sein des corps, ce qui explique presque un cinquième (19,9 %) de l'écart de rémunération selon le genre. Autrement dit, à catégorie et ministère donnés, si les pouvoirs publics parvenaient à corriger cette inégale répartition au sein des corps, l'écart de rémunération se réduirait de 4,51 points de pourcentage, comme le montre le passage de la spécification C à la spécification D (tableau A1 de l'annexe 2). Cet effet « corps » s'explique majoritairement par une inégale répartition des hommes et des femmes au sein des corps dans lesquels des équivalents de chaque genre ont

pu être trouvés (augmentation de ΔX de 3,1 points de pourcentage). Deux autres raisons, de moindre importance, expliquent également cet effet « corps ». La première raison tient au fait que les hommes n'ayant pas d'équivalent féminin appartiennent plutôt à des corps très bien rémunérés, ce qui explique l'augmentation de la composante hors support ΔM de 1,03 point de pourcentage. La seconde raison est à l'origine de l'augmentation de 0,37 point de pourcentage de la composante hors support ΔF . Cette augmentation s'explique par l'existence de corps mal rémunérés dans lesquels les femmes n'ont pas d'équivalent masculin et/ou par le fait qu'au sein de certains corps, les femmes travaillant un faible nombre d'heures (et donc faisant partie des femmes les moins bien rémunérées) ne trouvent pas d'équivalent masculin travaillant aussi peu longtemps.

À âge, localisation du poste, offre de travail et corps équivalents, il apparaît, à première vue, que les hommes et les femmes titulaires de la FPE se répartissent assez équitablement au sein des différents grades. En effet, si, au sein de chacun des corps de la FPE, les agents féminins et masculins se répartissaient exactement de la même manière au sein des grades, l'écart de rémunération selon le genre ne se réduirait que de 0,53 point de pourcentage, soit environ 12 euros par mois. Cependant, si l'on examine en détail comment ont varié les différentes composantes ΔX , ΔM et ΔF de la partie expliquée de l'écart de rémunération selon le genre lors du passage de la spécification D à la spécification E, nous constatons que celle déterminée sur le support commun a diminué au profit de ΔM . Cela signifie que, parmi les corps les plus rémunérateurs, les hommes, contrairement à leurs équivalents féminins, ont davantage accès aux grades les plus élevés et donc les plus rémunérateurs. Lorsque l'appariement entre hommes et femmes s'effectue en considérant le grade de l'agent et non plus le corps, ces hommes sans équivalent féminin au sein de leur grade quittent le support commun, ce qui fait baisser la composante sur le support commun ΔX au profit de la composante hors support ΔM . À titre illustratif, considérons un corps A parmi les plus rémunérateurs de la FPE et composé de deux grades, un grade 1 et un grade 2, le grade 2 étant plus élevé que le grade 1. Supposons en outre qu'il existe, au sein du grade 2, 50 hommes et aucune femme. Le grade 1 comprend en revanche 150 hommes et 100 femmes. Lorsque l'appariement s'effectue en considérant le corps, on suppose que tous les hommes et toutes les femmes trouvent un équivalent de l'autre genre. La composante ΔX prend en compte le fait qu'il y a, dans ce corps très rémunérateur, deux fois plus d'hommes que de femmes. Lorsque l'appariement s'effectue désormais en considérant le grade, les 50 hommes appartenant au grade 2 quittent le support commun, ce qui augmente la composante ΔM puisqu'ils font partie des hommes les mieux rémunérés de la FPE. En revanche, le poids de l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein du corps A ayant des équivalents de l'autre genre (c'est-à-dire ceux appartenant au grade 1) dans ΔX va diminuer puisqu'il n'y a plus que 1,5 fois plus d'hommes que de femmes.

Enfin, à âge, localisation du poste, offre de travail et grade équivalents, les agents masculins de la FPE perçoivent un salaire moyen supérieur de « seulement » 1,86 % à celui des agents féminins (cf. partie inexpliquée), ce qui équivaut à 62 euros par mois. En effet, la prise en compte des grades nous rapproche de la formation des salaires régulée existant dans la FPE. Par conséquent, il n'est pas surprenant de constater que la partie inexpliquée de l'écart de rémunération selon le genre est très faible. Les inégalités de salaire qui persistent à âge, offre de travail et grade équivalents pour les titulaires de la FPE peuvent provenir de différences d'accès aux différents échelons d'un même grade. Les modalités d'accès aux échelons peuvent se faire au choix et donc laisser la place à une sélection plus ou moins arbitraire fondée sur le genre, ou à l'ancienneté et pénaliser les femmes qui ont interrompu leur carrière, par exemple pour élever leurs enfants. Cette partie qui reste inexpliquée peut également résulter d'une inégale attribution des primes et indemnités selon le genre (ce point sera abordé dans la section 5.4).

Si l'on considère désormais les sources de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes titulaires de la FPT, nous constatons qu'elles diffèrent de celles mises en évidence pour les titulaires de la FPE. En effet, contrairement aux titulaires de la FPE, les différences en termes d'âge, de caté-

gorie et de localisation du poste, ne contribuent pas à expliquer l'écart de rémunération selon le genre parmi les titulaires de la FPT. Au contraire, si les hommes et les femmes titulaires de la FPT ne différaient pas concernant ces trois caractéristiques, l'écart de rémunération observé selon le genre serait supérieur de 2,36 points de pourcentage pour s'élever à 20 % en faveur des hommes. Ceci s'explique par le fait qu'au sein de la FPT, les femmes titulaires sont davantage de catégorie A que les hommes (9,1 % contre 7,7 %) et moins fréquemment de catégorie C (74,7 % contre 80,5 %).

Les différences en termes d'offre de travail constituent la principale explication de l'écart de rémunération entre hommes et femmes titulaires de la FPT. En effet, à âge, catégorie et localisation du poste équivalents, si les femmes travaillaient autant que leurs collègues masculins, l'écart de rémunération selon le genre serait réduit de 8,05 points de pourcentage, ce qui équivaut à 129 euros par mois et correspond à 45,6 % de cet écart (*cf.* tableau 19). Cette contribution importante de l'effet offre de travail s'explique par le fait que les femmes titulaires de la FPT travaillent en moyenne 10 heures de moins par mois que leurs homologues masculins (139 heures contre 149).

23,1 % de l'écart de rémunération selon le genre provient également d'une inégale répartition des hommes et des femmes titulaires au sein des différentes filières de la FPT. Si cette répartition était égalitaire selon le genre, cela permettrait de réduire les inégalités de salaire entre hommes et femmes de 4,08 points de pourcentage. Si l'on examine les résultats présentés dans le tableau A4 de l'annexe 2, nous pouvons constater que cet effet « filière » se traduit presque exclusivement par une augmentation des composantes hors support ΔM et ΔF . L'augmentation de ΔM résulte de la présence d'hommes sans équivalent féminin dans les filières les mieux rémunérées de la FPT. La très forte proportion d'hommes au sein de la filière incendie-secours (96,1 %) et au sein de la filière sécurité-police municipale (79,7 %) qui correspondent aux filières les mieux rémunérées de la FPT (avec la filière médico-technique) explique en toute vraisemblance cette augmentation. La hausse de ΔF provient de la présence de femmes sans équivalent masculin dans des filières mal rémunérées, et plus particulièrement dans la filière sociale composée à 95 % de femmes, et/ou de l'absence, au sein de certaines filières, d'équivalent masculin pour des femmes ayant des durées de travail particulièrement courtes.

À âge, catégorie, filière, temps de travail et localisation du poste similaires, si les hommes et les femmes titulaires de la FPT étaient en plus appariés selon leur corps d'appartenance, cela contribuerait à réduire l'écart de rémunération selon le genre de 2,52 points de pourcentage. L'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des corps contribue donc moins à expliquer l'écart de rémunération selon le genre parmi les titulaires de la FPT que parmi ceux de la FPE. À la différence des filières, les résultats présentés dans le tableau A4 révèlent que cette inégale répartition des hommes et des femmes titulaires de la FPT au sein des corps s'observe essentiellement sur le support commun. Autrement dit, l'effet « corps » résulte d'une surreprésentation des hommes au sein des corps les mieux rémunérés et/ou de leur sous-représentation dans les corps les moins bien rémunérés, ces corps comprenant des hommes et des femmes identiques.

Si l'on contraignait à ce qu'au sein de chaque corps, les hommes et les femmes aient accès de la même manière aux différents grades, la réduction de l'écart de rémunération selon le genre parmi les titulaires de la FPT s'élèverait à 2,28 points de pourcentage. Comme pour les titulaires de la FPE, l'inégale répartition au sein des grades ne résulte pas du fait que les femmes sans équivalent masculin sont davantage présentes dans les grades les moins bien rémunérés (la composante ΔF reste quasi constante lors du passage de la spécification D à la spécification E). En revanche, certains grades, parmi les mieux rémunérés de la FPT, sont composés exclusivement d'hommes sans équivalent féminin, ce qui se traduit par une augmentation de la composante ΔM lorsque l'appariement entre hommes et femmes s'effectue en considérant le grade. Enfin, l'augmentation de ΔX reflète le fait que, parmi les grades où l'on trouve des agents équivalents des deux genres, les hommes sont surreprésentés parmi les grades les mieux rémunérés tandis que les femmes le sont parmi les grades les moins bien rémunérés.

Même à âge, localisation du poste, temps de travail et âge identiques, les agents masculins titulaires de la FPT percevraient encore des salaires mensuels en moyenne 3,07 % plus élevés que les agents féminins titulaires de la FPT, soit 49 euros par mois.

Au sein de la FPH, 72,2 % de l'écart de rémunération selon le genre s'explique par des différences d'âge, de catégorie, du fait d'être ou non titulaire et de localisation du poste entre hommes et femmes. Plus précisément, parmi ces caractéristiques, c'est uniquement l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des catégories A (en distinguant personnel médical et personnel non médical), B et C qui contribue à expliquer cet écart. En effet, si les agents féminins et masculins de la FPH étaient rendus similaires du point de vue de leur âge, de la localisation de leur poste et du fait qu'ils soient ou non titulaires, cela ne contribuerait pas à réduire les inégalités de salaire selon le genre au sein de la FPH. Si l'on examine de plus près la répartition des hommes et des femmes de la FPH selon le genre au sein des différentes catégories, c'est la surreprésentation des hommes au sein de la catégorie A du personnel médical hospitalier et médical-universitaire, personnel de très loin le mieux rémunéré de la FPH, qui est la principale raison expliquant les salaires plus élevés que touchent les hommes de la FPH.

Les différences de temps de travail entre les agents féminins et masculins de la FPH expliquent également en partie leur différence de rémunération moyenne. En effet, si, en plus de l'âge, de la localisation du poste, de la catégorie et du fait d'être ou non titulaire, ces agents étaient rendus similaires du point de vue de leur temps de travail, l'écart de rémunération selon le genre se réduirait de 4,08 points de pourcentage. Le salaire moyen des hommes serait alors supérieur à celui des femmes de « seulement » 2,75 %, soit environ de 50 euros par mois.

Les personnels médicaux et non médicaux de la FPH sont respectivement classés en filières et profils d'emploi. Si les agents féminins et masculins étaient répartis de la même manière au sein de ces filières et profils d'emploi, cela n'aurait qu'un très faible impact sur les inégalités de salaire selon le genre puisqu'elles ne seraient réduites que de 0,24 point de pourcentage. Cependant, comme le révèle l'examen des différences obtenues lorsque l'on passe de la spécification B à la spécification C (cf. tableau A3 de l'annexe 2), ce très faible effet des filières et profils d'emploi masque certaines disparités dans l'évolution des composantes de la partie expliquée de l'écart de rémunération selon le genre. En effet, il s'explique par une augmentation de la composante hors support ΔF qui est en grande partie compensée par une diminution de ΔM . L'augmentation de ΔF suggère que les femmes qui n'ont pas d'équivalent masculin lorsque l'appariement s'effectue en considérant les filières/profils se trouvent plus particulièrement dans les filières/profils les moins bien rémunérées de la FPH²³. Si on examine la proportion de femmes et le niveau moyen de rémunération au sein de chaque filière/profil, nous constatons que c'est principalement la surreprésentation des femmes au sein de la filière administrative qui explique l'augmentation de ΔF , puisqu'elle est composée à 90 % de femmes et qu'elle correspond à la filière la moins bien rémunérée de la FPH après la filière technique et ouvrière. La diminution de ΔM traduit la présence d'hommes sans équivalent féminin dans des filières/profils faiblement rémunérés, plus particulièrement dans la filière technique et ouvrière où les salaires sont les plus faibles de la FPH. Cette filière est en effet composée à 68 % d'hommes, alors que l'ensemble de la FPH ne comprend que 23 % d'hommes.

L'inégale répartition des hommes et des femmes de la FPH au sein des corps ne contribue à expliquer que 2,2 % de l'écart de rémunération selon le genre (tableau 19). Néanmoins, comme pour les filières, ce faible impact des corps masque certaines disparités. En effet, d'après le tableau A3, l'augmentation de 1,15 point de pourcentage de la composante sur le support commun ΔX , lors du passage de la spécification C à la spécification D, est en grande partie compensée par la diminution

²³ L'augmentation de ΔF peut également être en partie expliquée par le fait que certaines femmes ayant des temps de travail particulièrement courts ne trouvent plus d'équivalent masculin au sein de leur filière/profil d'appartenance (alors qu'elles en trouvaient au sein de leur catégorie d'appartenance).

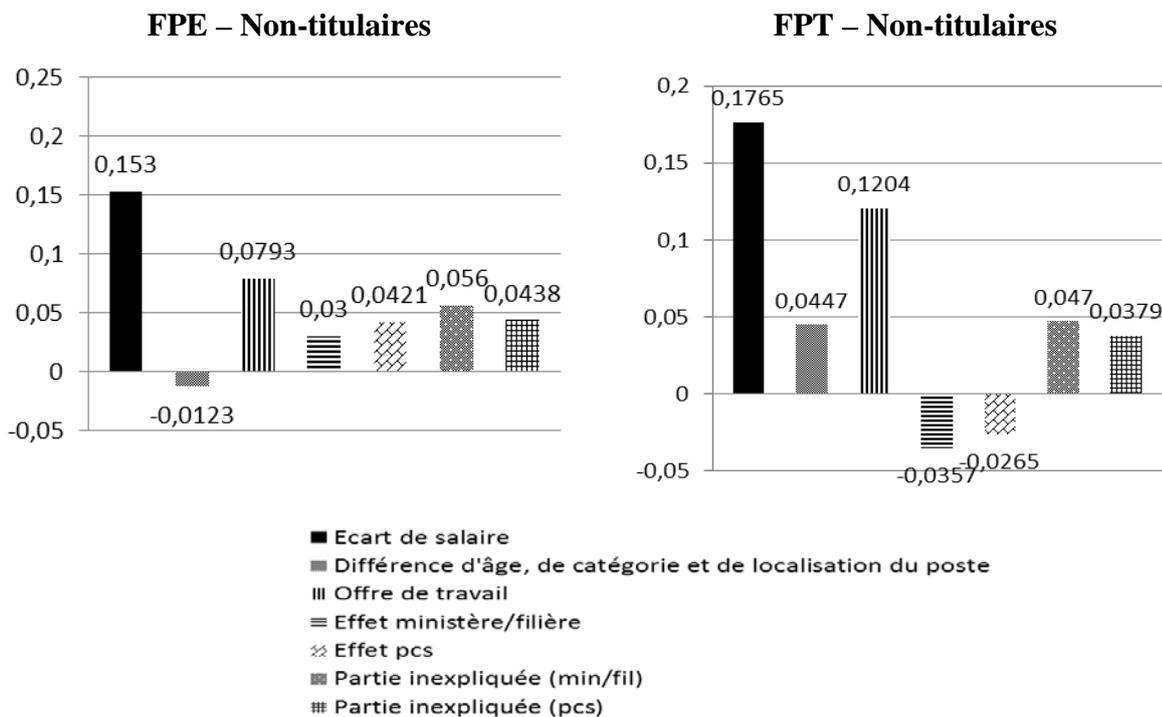
de la composante hors du support ΔM de 0,79 point de pourcentage. Autrement dit, l'effet de la surreprésentation des hommes au sein de corps bien rémunérés et/ou leur sous-représentation au sein de corps plutôt mal rémunérés, corps dans lesquels ils ont des équivalents féminins est en partie compensé par le fait qu'il existe des corps mal payés dans lesquels de nombreux hommes n'ont pas d'équivalent féminin.

Enfin, l'effet « grade » est peu prononcé et serait plutôt très légèrement à l'avantage des femmes. Au final, 2,15 points de pourcentage de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes de la FPH restent inexpliqués.

5.2.2. Pour les agents non titulaires de la FPE et de la FPT

La figure 2 ci-dessous illustre l'importance respective des différentes sources exprimée par la variation, en points de pourcentage, de l'écart de rémunération selon le genre si les pouvoirs publics étaient en mesure de neutraliser l'effet de la source considérée dans cet écart, pour les agents non titulaires de la FPE et de la FPT.

Figure 2. Les sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT



Source : SIASP (2010).

Note : Les effets présentés sont tous significativement différents au seuil de 1 %. La significativité de ces effets a été testée à l'aide de la méthode de bootstrap (200 répliques).

Lecture : Parmi les non titulaires de la FPE, les hommes perçoivent un salaire moyen 15,3 % plus élevé que celui des femmes. Si les hommes et les femmes étaient identiques en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste, cet écart de salaire selon le genre augmenterait de 1,23 point de pourcentage.

L'importance de chaque source d'explication a été obtenue en comparant les parties expliquées de l'écart de rémunération selon le genre, calculées à partir de la méthode de Nopo (2008) en considérant différentes spécifications et présentées dans les tableaux A2 et A5 de l'annexe 2 respectivement

pour les agents non titulaires de la FPE et ceux de la FPT²⁴. L'écart de rémunération selon le genre est décomposé de deux manières différentes. La première consiste à le décomposer en un effet résultant de différences en termes d'âge, de localisation du poste, d'offre de travail ; en un effet résultant d'une inégale répartition au sein des ministères (FPE) et des filières (FPT) et en une partie inexpliquée (« partie inexpliquée (min/fil) »). La seconde est similaire à la première à la seule différence que l'effet résultant d'une inégale répartition au sein des ministères/filières est remplacé par l'effet résultant d'une inégale répartition au sein des professions, ce qui engendre une partie inexpliquée différente (« partie inexpliquée (pcs) »). Les poids respectifs des différentes sources de l'écart de rémunération selon le genre pour les agents non titulaires de la FPE et de la FPT, exprimées en pourcentage, sont reportés dans le tableau 20.

Tableau 20. Poids respectifs des différentes sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes pour les agents non titulaires de la FPE et de la FPT

	FPE – non titulaires		FPT- non titulaires	
	Décompo. 1	Décompo. 2	Décompo. 1	Décompo. 2
Écart de salaire	0,1530		0,1765	
Différence d'âge, de catégorie et de localisation du poste	-8,0%	-8,0%	25,3%	25,3%
Offre de travail	51,8%	51,8%	68,2%	68,2%
Effet ministère/filière	19,6%	-	-20,1%	-
Effet professions	-	27,5%	-	-15,0%
Partie inexpliquée	36,6%	28,7%	26,6%	21,5%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Source : SIASP 2010.

Lecture : 25,3 % de l'écart de rémunération selon le genre parmi les non-titulaires de la FPT s'explique par des différences en termes d'âge, de catégorie et de localisation du poste entre hommes et femmes.

Nous constatons tout d'abord que l'écart de rémunération entre hommes et femmes est plus élevé parmi les non-titulaires de la FPT que parmi ceux de la FPE. En effet, il s'élève à 17,65 % en faveur des hommes pour les premiers et à 15,3 % pour les seconds. En outre, il apparaît que les sources de ces écarts n'ont pas la même importance au sein de ces deux versants de la Fonction publique.

Contrairement à ce que l'on observe pour les non-titulaires de la FPT, si les différences d'âge, de catégorie et de localisation du poste entre les hommes et les femmes non titulaires de la FPE étaient neutralisées, les femmes devraient toucher des salaires en moyenne plus élevés que les hommes. L'écart de rémunération selon le genre serait alors plus élevé de 1,23 point de pourcentage. Au contraire, si les hommes et les femmes non titulaires de la FPT étaient identiques concernant ces trois caractéristiques, l'écart de rémunération selon le genre diminuerait de 4,47 points de pourcentage. Ce qui explique ces différences est que la répartition des hommes et des femmes non titulaires parmi les catégories A, B, C et indéterminée diffère fortement selon que ces agents appartiennent à la FPE ou à la FPT. En effet, cette répartition est à l'avantage des femmes au sein de la FPE puisqu'elles sont plus fréquemment catégorie A que les hommes (41,7 % contre 33,9 %) et moins souvent catégorie C (23,9 % contre 29 %). On observe en revanche l'inverse concernant les agents non titulaires de la FPT : 6,3 % des femmes contre 10,6 % des hommes sont catégorie A et 75,3 % des femmes contre 66,3 % des hommes sont catégorie C.

²⁴ À des fins de comparaison, les résultats de la décomposition détaillée paramétrique d'Oaxaca-Blinder sont présentés dans les tableaux A7 et A10 de l'annexe 3.

Les différences de temps de travail entre les hommes et les femmes non titulaires constituent une source d'explication plus importante de l'écart de rémunération selon le genre au sein de la FPT qu'au sein de la FPE. Ces différences expliquent 68,2 % de cet écart dans la FPT contre 51,8 % dans la FPE (cf. tableau 20). Les hommes non titulaires de la FPT travaillent en effet en moyenne 13 heures de plus par mois que les femmes (129 heures contre 116 heures), alors que cet écart de temps de travail n'est que de 6 heures parmi les non-titulaires de la FPE (133 heures pour les hommes contre 127 heures pour les femmes).

Parmi les non titulaires de la FPE, la répartition selon le genre entre les ministères est à l'avantage des hommes alors qu'au contraire, celle observée entre les différentes filières de la FPT est à l'avantage des femmes. En effet, si les hommes et les femmes non titulaires de la FPE se répartissaient de la même façon entre les différents ministères, l'écart de rémunération se réduirait de 3 points de pourcentage. En revanche, une répartition égalitaire entre les filières de la FPT contribuerait à augmenter l'écart de rémunération entre hommes et femmes non titulaires de 3,57 points de pourcentage.

Pour les non-titulaires de la FPE, si l'on examine les variations des trois composantes de la partie expliquée lors du passage de la spécification B à la spécification C (cf. tableau A2 de l'annexe 2), nous constatons une augmentation de ΔX et de ΔF . L'effet « ministère » s'explique ainsi à la fois par une répartition entre les ministères plus favorable aux hommes parmi les agents non titulaires ayant des équivalents de l'autre genre (augmentation de ΔX) et par le fait que les femmes ne trouvant pas d'équivalent masculin au sein de leur ministère font partie des plus mal rémunérées de la FPE (augmentation de ΔF). En revanche, la composante ΔM a diminué signifiant qu'il existe aussi des hommes, parmi les moins bien rémunérés, ne trouvant pas d'équivalent féminin.

Concernant les non-titulaires de la FPT, les femmes ayant des équivalents masculins sont plus (respectivement moins) présentes dans les filières les mieux (respectivement les moins) rémunérées de la FPT comparativement aux hommes ayant des équivalents féminins (diminution de ΔX). Néanmoins, cette répartition plus favorable aux femmes est en partie compensée par une surreprésentation des femmes sans équivalent masculin dans des filières mal rémunérées, notamment dans la filière sociale composée à 95,2 % de femmes et dans laquelle la rémunération moyenne s'élève à 1 058 euros contre 1 210 euros pour l'ensemble des non-titulaires de la FPT (augmentation de ΔF). À âge, localisation du poste, catégorie, ministère (pour les non-titulaires de la FPE) et filière (pour les non-titulaires de la FPT) équivalents, les hommes perçoivent encore des salaires en moyenne plus élevés de 5,6 % et de 4,6 % respectivement au sein de la FPE et de la FPT.

Contrairement à ce que l'on observe pour les non-titulaires de la FPE, on retrouve plus fréquemment les femmes non titulaires de la FPT parmi les professions les mieux rémunérées. Autrement dit, si elles ne bénéficiaient pas de cette répartition plus favorable, leurs homologues masculins toucheraient des salaires encore plus élevés de 2,65 points de pourcentage. Nous observons au contraire une répartition entre les professions défavorable aux femmes non titulaires de la FPE. La ségrégation professionnelle à laquelle elles sont confrontées contribue à expliquer 4,21 points de pourcentage de l'écart de rémunération selon le genre. Enfin, nous constatons qu'à âge, localisation du poste, offre de travail et professions similaires, les écarts de salaire entre hommes et femmes qui persistent parmi les non-titulaires de la FPE et de la FPT sont plus faibles que ceux obtenus lorsque les professions sont remplacées par les ministères/filières.

5.3. Les sources des différences de rémunération entre les agents sur et hors le support commun

L'intérêt d'analyser les composantes hors support (cf. p. 41 [note 17] et suivantes) de la partie expliquée de la différence de rémunération entre hommes et femmes provient de ce qu'elles peuvent nous renseigner sur des inégalités d'accès à certaines positions dans les trois versants de la Fonction publique. En effet, les composantes ΔM et ΔF de la partie expliquée de l'écart de salaire selon le

genre résultent de différences de caractéristiques entre hommes et femmes sur et hors le support commun, différences qui peuvent provenir de choix endogènes des agents (durée du travail, quotité du temps partiel, candidature pour une promotion...) mais également de contraintes exogènes, comme l'éventualité de barrières à l'entrée qui réduiraient, par exemple, l'opportunité des femmes d'obtenir une promotion au choix dans un corps ou un grade particulier.

Ainsi, lorsque les résultats des décompositions montrent une composante ΔM positive ou une composante ΔF positive, cela peut provenir respectivement d'une plus grande facilité pour les hommes d'accéder aux positions hiérarchiques les mieux rémunérées et d'une difficulté pour les femmes à quitter les positions hiérarchiques les moins rémunératrices. Bien évidemment, rien ne permet de déterminer si de telles différences révèlent des traitements volontairement inégaux des deux genres, mais étudier les populations des salariés hommes et femmes hors support permet d'évaluer leurs caractéristiques et d'identifier les positions des emplois de ces salariés dans les hiérarchies des trois versants de la Fonction publique.

Aussi, pour chacun des cinq échantillons d'agents étudiés, nous comparons, au sein des populations masculine et féminine, les caractéristiques des individus hors support avec celles de ceux appartenant au support commun. Ici, les hommes et les femmes hors support correspondent aux agents n'ayant pas d'équivalent de l'autre genre lorsque l'appariement est le plus strict, c'est-à-dire lorsqu'il est réalisé en considérant l'âge, la localisation du poste, le nombre d'heures mensuelles, le type de temps partiel et le grade (pour les titulaires de la FPE, de la FPT et les agents de la FPH) ou les professions (pour les agents non titulaires de la FPE et de la FPT). De plus, nous mettons en évidence dans quelle mesure il existe une relation entre les salaires perçus au sein des corps, des professions et des grades et la proportion de salariés masculins et féminins hors support. Ceci va nous permettre de déterminer si les hommes et les femmes sans équivalent de l'autre genre ont plutôt tendance à occuper des positions plutôt bien ou au contraire mal rémunérées.

5.3.1. Pour les agents titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH

Le tableau 21 ci-dessous compare le salaire mensuel, la durée du travail, l'âge, la catégorie et le ministère d'appartenance pour les hommes et les femmes titulaires de la FPE selon qu'ils appartiennent ou non au support commun.

Les titulaires masculins de la FPE sans équivalent féminin perçoivent en moyenne des salaires 30,1 % plus élevés que les autres titulaires masculins, ce qui contribue à expliquer environ 15 % de l'écart de rémunération selon le genre (*cf.* poids de la composante ΔM dans cet écart, tableau A1 de l'annexe 2, spécification E). En revanche, les femmes titulaires de la FPE sans équivalent masculin perçoivent une rémunération moyenne inférieure de 11,5 % à celle des autres titulaires féminins, ce qui contribue à expliquer 6,8 % de l'écart de rémunération selon le genre (*cf.* poids de la composante ΔF dans cet écart, tableau A1 de l'annexe 2, spécification E).

En termes d'âge, les hommes titulaires de la FPE hors support sont en moyenne plus âgés d'environ 4 ans et demi que leurs homologues sur le support : 48,3 ans contre 43,8 ans, ce qui se traduit vraisemblablement par un positionnement plus fréquent dans des corps et grades de fin de carrière et donc par une rémunération moyenne plus élevée. En revanche, si en moyenne les femmes hors support sont également plus âgées que celles sur le support, la différence d'âge moyen est beaucoup plus réduite : 44,9 ans contre 43,4 ans.

La différence d'heures de travail mensuelles est particulièrement sensible pour les agents femmes hors support. Celles-ci travaillent en effet en moyenne 17,9 heures de moins que les femmes pour lesquelles existe un équivalent masculin. Par conséquent, ce qui explique en partie les salaires plus faibles perçus par les femmes hors support, comparativement à celles appartenant au support commun, est qu'il est plus difficile de trouver des équivalents masculins pour les femmes ayant de courtes durées du travail. Si l'on compare les hommes sur et hors du support commun, la différence de nombre d'heures travaillées est moins sensible et surtout de signe inverse : les hommes appartenant au

support travaillent en moyenne 150,3 heures par mois, contre 146,2 heures pour leurs homologues n'appartenant pas au support. Ainsi, cela nous montre que la rémunération moyenne plus élevée des agents de la FPE n'appartenant pas au support commun n'est pas due à un effet d'offre de travail.

Tableau 21. Caractéristiques des hommes et femmes titulaires de la FPE selon qu'ils appartiennent ou non au support commun

	Hom SC	Hom HS	Fem SC	Fem HS
Salaire mensuel	2664	3465	2288	2025
Nb d'heures	150,3	146,2	147,1	129,2
Age	43,8	48,3	43,4	44,9
<i>Catégorie (en %) :</i>				
A+	10,6	27,0	5,2	5,7
A	50,6	26,8	65,5	36,9
B	25,4	25,1	13,0	26,4
C	13,4	21,2	16,3	31,0
<i>Ministères (en %) :</i>				
Affaires étrangères	0,8	3,8	0,7	1,4
Culture	0,5	3,6	0,4	1,8
Agriculture	1,8	5,1	1,3	3,8
Education nationale	43,7	14,3	66,4	40,7
Budget	9,5	9,6	9,1	10,0
Intérieur	18,8	9,2	5,7	7,7
Justice	5,2	6,3	3,3	7,9
Services 1 ^{er} ministre	0,4	1,4	0,4	0,8
Ecologie	4,8	21,2	2,4	5,0
Santé et sports	0,6	3,0	0,5	2,3
Travail	0,6	1,2	1,0	2,5
Recherche	10,2	11,8	6,2	10,0
Economie	0,7	2,7	0,6	1,6
Identité nationale	0,02	0,03	0,03	0,1
Défense	2,4	6,9	2,0	4,3
Pourcentage	91,3	8,7	86,9	13,1

Source : SIASP (2010).

Note : La colonne « Hom SC » (resp. « Fem SC ») présente les caractéristiques moyennes des hommes (resp. femmes) titulaires de la FPE pour lesquelles des « jumelles » (resp. « jumeaux ») ont été trouvées lorsque sont pris en compte l'âge, le nombre d'heures de travail, le type de temps partiel, la localisation du poste et le grade. La colonne « Hom HS » (resp. « Fem HS ») présente ces caractéristiques moyennes pour les hommes (resp. femmes) titulaires de la FPE ne trouvant pas de jumelles féminines (jumeaux masculins) avec de telles caractéristiques.

Pour les hommes et les femmes titulaires de la FPE, la manière différente qu'ils ont de se répartir entre les catégories et entre les ministères selon qu'ils appartiennent ou non au support commun contribue fortement à expliquer leur écart de rémunération. En effet, il existe des différences importantes entre agents sur et hors support selon les catégories : les agents masculins présents sur le support commun sont 10,6 % à occuper un poste de catégorie A+, tandis que leurs homologues hors support sont 27 % à appartenir à cette catégorie contenant les emplois les mieux payés et/ou correspondant à un niveau d'éducation égal au doctorat. Cela signifie donc qu'il est plus difficile de trouver des femmes aux caractéristiques comparables dans ces emplois. En revanche, les groupes d'agents féminines sur et hors support sont représentés dans cette catégorie A+ selon des fréquences

comparables (5,2 % et 5,7 % respectivement). Pour le reste des catégories, les femmes sans équivalent masculin sont surreprésentées dans les deux catégories B et C. Leur fréquence d'appartenance à ces catégories est environ deux fois plus élevée que celle des femmes sur le support. Cette représentation féminine plus marquée dans les deux catégories les moins bien rémunérées participe également de la différence de rémunération moyenne. Au final, les agents masculins sans équivalent féminin sont surreprésentés dans les catégories les mieux rémunérées, alors qu'on observe le contraire pour les agents féminines sans équivalent masculin.

Pour les ministères : c'est dans le ministère de l'Écologie que l'on trouve le plus d'hommes sans équivalent féminin (plus de 21 % des hommes hors support contre seulement 4,8 % des hommes sur le support), ministère dont les agents sont parmi les plus rémunérés de la FPE, tandis qu'ils sont beaucoup plus rares dans le ministère de l'Éducation nationale dont le salaire moyen est parmi les plus faibles (seulement 14,3 % des hommes hors support y appartiennent à comparer avec les 43,7 % des hommes sur le support). Les femmes sans équivalent masculin ont une probabilité plus faible que celles appartenant au support commun d'évoluer au sein du ministère de l'Éducation nationale.

Si l'on considère maintenant les différences de rémunération entre les agents titulaires de la FPT selon qu'ils appartiennent ou non au support commun, nous constatons dans le tableau 22 ci-dessous que, comme ceux de la FPE, les agents titulaires de la FPT sans équivalent féminin perçoivent en moyenne des salaires plus élevés de 17,9 % que les autres titulaires masculins, ce qui contribue à expliquer près de 19 % de l'écart de rémunération selon le genre. Au contraire, les femmes titulaires de la FPE sans équivalent masculin perçoivent une rémunération moyenne inférieure de 10,5 % à celle des autres titulaires féminins, ce qui contribue à expliquer environ 15 % de l'écart de rémunération selon le genre²⁵.

Contrairement à ce que nous avons constaté dans la FPE, il n'existe pas de différences conséquentes en termes d'âge entre les agents de la FPT selon leur appartenance ou non au support. En revanche, la ressemblance avec la situation dans la FPE est très forte lorsque l'on considère les différences d'heures travaillées. En effet, dans la FPT, les femmes qui ne trouvent pas d'équivalent masculin ont une durée du travail nettement plus réduite que les autres femmes, 19 heures environ. Comme dans la FPE, la différence est moins forte et inverse pour les hommes, ceux appartenant au support commun travaillant en moyenne environ 5 heures de plus par mois que leurs homologues hors support.

Les salaires en moyenne plus élevés que perçoivent les hommes sans équivalent féminin par rapport à ceux appartenant au support commun s'expliquent également, pour partie, par leur sous-représentation dans la catégorie C (70 % contre 83,2 %). Ce phénomène est également vrai pour les femmes mais dans une proportion moindre (70 % contre 77,2 %).

La rémunération moyenne élevée des hommes de la FPT sans équivalent féminin s'explique aussi par leur plus forte présence dans les filières les mieux rémunérées de la FPT : 17,6 % et 6,7 % de ceux-ci appartiennent en effet aux filières incendie-secours et sécurité-police municipale qui n'emploient que respectivement 3,4 % et 1,6 % des hommes sur le support. Ces agents masculins hors support commun sont aussi relativement moins nombreux que leurs homologues sur le support à appartenir à la filière technique au salaire moyen parmi les plus faibles. En revanche, la répartition des femmes de la FPT sans équivalent féminin dans les différentes filières explique moins clairement leur rémunération moyenne plus faible. En effet, si les femmes sans équivalent masculin sont plus souvent présentes dans la filière sociale, filière où les rémunérations sont les plus faibles, elles sont en revanche moins souvent présentes que les femmes appartenant au support commun dans la

²⁵ Cf. l'importance des composantes **AM** et **AF** dans l'écart de rémunération selon le genre dans la spécification E, tableau A4 de l'annexe 2.

filière technique, autre filière de la FPT également mal rémunérée. Il est donc difficile, sur la base de ces seules statistiques descriptives, de discriminer entre une explication de la faible rémunération des femmes titulaires de la FPT n'appartenant pas au support fondée sur leur durée du travail plus réduite et une autre fondée sur leur surreprésentation dans des filières mal rémunérées.

Tableau 22. Caractéristiques des hommes et femmes titulaires de la FPT selon qu'ils appartiennent ou non au support commun

	Hom SC	Hom HS	Fem SC	Fem HS
Salaire mensuel	1819	2144	1659	1501
Nb d'heures	150,2	145,0	145,7	126,8
Age	44,5	45,3	45,4	44,8
<i>Catégorie (en %):</i>				
A	7,2	9,7	8,0	11,1
B	8,8	19,6	13,6	16,8
C	83,2	70,0	77,2	70,0
Indéterminé	0,8	0,7	1,1	2,1
<i>Filières :</i>				
Incendie et secours	3,4	17,6	0,2	0,1
Médico-technique	0,1	0,2	0,1	0,3
Sécurité-Police municipale	1,6	6,7	0,5	0,4
Médico-sociale	0,3	0,3	2,2	15,1
Culturelle	2,5	1,9	3,5	4,9
Administrative	10,7	4,3	37,9	28,6
Sportive	1,4	3,2	0,4	0,4
Sociale	0,8	0,9	7,4	28,8
Technique	76,0	59,1	43,1	13,9
Animation	2,5	1,9	3,5	4,9
Hors filière	0,0	0,2	0,0	0,1
Indéterminée	0,8	0,7	1,1	2,0
Pourcentage	85,9	14,1	71,3	28,7

Source : SIASP (2010).

Note : La colonne « Hom SC » (resp. « Fem SC ») présente les caractéristiques moyennes des hommes (resp. femmes) titulaires de la FPT pour lesquelles des « jumelles » (resp. « jumeaux ») ont été trouvées lorsque sont pris en compte l'âge, le nombre d'heures de travail, le type de temps partiel, la localisation du poste et le grade. La colonne « Hom HS » (resp. « Fem HS ») présente ces caractéristiques moyennes pour les hommes (resp. femmes) titulaires de la FPT ne trouvant pas de jumelles féminines (jumeaux masculins) avec de telles caractéristiques.

Dans le tableau 23 ci-dessous, nous pouvons comparer les caractéristiques des agents de la FPH selon qu'ils appartiennent ou non au support commun. Contrairement aux titulaires de la FPE et de la FPT, les hommes de la FPH sans équivalent féminin reçoivent en moyenne des salaires plus faibles, de 6,4 %, que les autres agents masculins. Par conséquent, cette différence de salaire ne contribue pas à expliquer l'avantage salarial dont bénéficient les hommes de la FPH. En revanche, les femmes titulaires de la FPH sans équivalent masculin perçoivent une rémunération moyenne inférieure de 15,6 % à celle des autres agents féminins, ce qui contribue à expliquer 14,4 % de l'écart de rémunération selon le genre.

Pour les hommes comme les femmes de la FPH sans équivalent de l'autre genre, l'âge moyen est légèrement supérieur respectivement de 3 ans et 1,3 an aux âges moyens observés pour les hommes et les femmes appartenant au support commun. Plus encore, les différences entre agents sur et hors le

support commun sont beaucoup plus fortes en termes de durée mensuelle de travail moyenne : 15,5 heures pour les hommes et 22 heures environ pour les femmes. En conséquence, les salaires plus faibles perçus par les hommes comme par les femmes hors support comparativement à ceux et celles appartenant au support commun s'expliquent par la faiblesse commune de leur durée du travail.

Concernant la répartition entre les différentes catégories, les hommes hors support sont plus fréquemment catégorie A qu'ils fassent partie du personnel médical ou du personnel non médical que les hommes appartenant au support commun. Les femmes hors support appartiennent quant à elles davantage à la catégorie du personnel médical mais moins à celle du personnel non médical.

Quant aux différences de répartition des agents entre les filières de la FPH selon qu'ils appartiennent ou non au support commun, elles sont compatibles avec les signes négatif de ΔM et positif de ΔF . En effet, les hommes de la FPH sans équivalent féminin sont plus fréquemment présents dans la filière technique et ouvrière, très masculine et surtout au salaire moyen le plus faible de toutes les filières. De surcroît, les femmes de la FPH hors support sont, pour leur part, plus fréquemment employées dans la filière administrative qui est aussi la deuxième la plus mal rémunérée.

Tableau 23. Caractéristiques des hommes et femmes de la FPH selon qu'ils appartiennent ou non au support commun.

	Hom SC	Hom HS	Fem SC	Fem HS
Salaire mensuel	2319	2170	1907	1650
Nb d'heures	146,2	128,7	146,0	124,1
Age	41,9	44,9	39,8	41,1
<i>Catégorie (en %) :</i>				
A dont :	27,9	36,7	13,7	16,4
Personnel médical	21,1	25,7	7,0	3,9
Personnel non médical	6,8	11,0	6,8	12,5
B	21,1	21,5	33,4	38,6
C	51,0	41,7	52,8	45,1
Titulaires	62,4	49,8	74,5	70,9
<i>Filières (PNM) :</i>				
Administrative	4,7	5,1	8,6	18,9
Soignante	38,0	16,2	73,9	63,8
Socio-éducative	1,9	5,1	1,7	4,5
Médico-technique	3,4	3,4	3,4	4,8
Technique et ouvrière	30,9	44,5	5,4	4,2
<i>Profils (MED) :</i>				
Médical hospitalier	1,7	3,6	0,4	0,4
hospitalo-universitaire	14,1	19,5	3,9	2,9
en formation	5,3	2,7	2,7	0,6
Pourcentage	87,5	12,5	75,9	24,1

Source : SIASP (2010).

Note : La colonne « Hom SC » (resp. « Fem SC ») présente les caractéristiques moyennes des hommes (resp. femmes) de la FPH pour lesquelles des « jumelles » (resp. « jumeaux ») ont été trouvées lorsque sont pris en compte l'âge, le nombre d'heures de travail, le type de temps partiel, la localisation du poste et le grade. La colonne « Hom HS » (resp. « Fem HS ») présente ces caractéristiques moyennes pour les hommes (resp. femmes) de la FPH ne trouvant pas de jumelles féminines (jumeaux masculins) avec de telles caractéristiques.

Afin de caractériser encore plus précisément dans quelle mesure les hommes et les femmes sans équivalent de l'autre genre seraient inégalement distribués dans les emplois les mieux rémunérés, nous analysons les corrélations existantes entre les rémunérations moyennes dans les corps et les grades et les parts d'hommes et de femmes hors support qui les caractérisent. Nous pouvons ainsi déterminer si l'écart de rémunération selon le genre prend pour partie sa source dans la difficulté pour les agents féminines d'être aussi présentes que les agents masculins dans les corps et les grades offrant les meilleures rémunérations et/ou de ne pas rester bloquées dans les corps et les grades proposant les rémunérations les plus faibles.

Le tableau 25 reporte les coefficients de corrélation entre le niveau moyen de rémunération dans le corps (resp. le grade) et, d'une part, le pourcentage d'hommes sans équivalent féminin et, d'autre part, le pourcentage de femmes sans équivalent masculin dans le corps (resp. le grade), pour les agents titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH.

Tableau 25. Corrélation entre les proportions d'agents hors support et la rémunération moyenne, par corps et grade, des agents titulaires de la FPE, de la FPT, et des agents de la FPH

Coefficient de corrélation entre :	Titulaires de la FPE	Titulaires de la FPT	Agents de la FPH
% d'hommes HS et salaire mensuel dans le corps	0,39 (N=511)	0,38 (N=80)	0,00 (N=79)
% de femmes HS et salaire mensuel dans le corps	-0,31 (N=511)	-0,48 (N=80)	-0,27 (N=79)
% d'hommes HS et salaire mensuel dans le grade	0,43 (N=1305)	0,37 (N=254)	0,28 (N=286)
% de femmes HS et salaire mensuel dans le grade	-0,26 (N=1305)	-0,29 (N=254)	-0,28 (N=286)
% de femmes HS et durée mensuelle de travail dans le grade	-0,10 (N=1305)	-0,38 (N=254)	-0,23 (N=286)

Source : SIASP (2010).

Lecture : Pour les titulaires de la FPE, le coefficient de corrélation entre le pourcentage d'hommes hors support et le salaire mensuel moyen par corps est de 0,39 pour les 511 corps.

Il apparaît qu'au sein de la FPE et de la FPT, plus les corps sont fortement rémunérés, plus le pourcentage d'hommes titulaires sans équivalent féminin y est élevé. Cela signifie qu'à profil équivalent, les agents titulaires féminines n'atteignent pas, contrairement à leurs homologues masculins, certains corps parmi les mieux rémunérés de la FPE et de la FPT. En revanche, cet effet de ségrégation verticale entre les corps au détriment des femmes est absent dans la FPH. Il convient de noter que nous ne pouvons pas déterminer si une forme quelconque de discrimination explique cette ségrégation. Il s'agit ici de révéler une évidence empirique tout comme les estimations de différence de rémunération selon le genre aux différents quantiles de la distribution des salaires peuvent montrer l'existence de « plafonds de verre ».

De plus, dans les trois versants de la Fonction publique, plus les salaires moyens au sein des corps sont faibles, plus le pourcentage de femmes hors support y est élevé, révélant qu'à profil équivalent, les hommes sont absents de certains corps parmi les plus mal rémunérés. Cette différence entre les hommes et les femmes peut être le résultat de l'existence d'un « plancher collant » pour le personnel féminin pour qui il semble plus difficile de sortir des emplois les moins bien rémunérés.

Ces résultats sont confirmés par les coefficients de corrélation entre les salaires moyens et les pourcentages d'agents sans équivalent de l'autre genre au sein des grades. Pour la FPH, nous observons une ségrégation verticale entre les grades alors qu'elle n'existe pas entre les corps. Autrement dit,

au sein de certains corps, à profil équivalent, les femmes n'atteignent pas les grades les mieux rémunérés de leur corps d'appartenance. Afin de déterminer si l'absence d'équivalent masculin aux femmes présentes dans certains grades les plus mal payés est surtout due à une durée du travail plus réduite, nous avons également calculé les coefficients de corrélation entre la durée moyenne du travail des femmes et la proportion de femmes sans équivalent masculin au sein des grades. Les coefficients de corrélation obtenus sont systématiquement négatifs révélant que la surreprésentation des femmes dans les grades les moins bien rémunérés provient pour partie d'une durée du travail plus courte. En comparant le coefficient de corrélation entre proportion de femmes hors support et durée du travail avec le coefficient de corrélation entre proportion de femmes hors support et salaire moyen, on constate que le premier est moins élevé en valeur absolue que le second pour la FPE et la FPH, tandis qu'il est sensiblement identique pour la FPT. Cette évidence confirme qu'au sein de la FPT, la surreprésentation des femmes dans les grades les moins rémunérés s'explique d'abord par un effet d'offre de travail.

5.3.2. Pour les agents non titulaires de la FPE et de la FPT

Dans le tableau 26 ci-dessous, sont comparées les caractéristiques productives des agents non titulaires de la FPE selon qu'ils appartiennent ou non au support commun. Contrairement aux titulaires de ce versant de la Fonction publique, les hommes non titulaires de la FPE sans équivalent féminin perçoivent en moyenne des salaires inférieurs de 5,2 % à ceux des non-titulaires masculins appartenant au support commun. Par conséquent, cette différence de salaire ne contribue pas expliquer les salaires plus élevés perçus par les hommes non titulaires de la FPE. En revanche, les femmes non titulaires de la FPE sans équivalent masculin perçoivent une rémunération moyenne inférieure de 18,7 % à celle des autres titulaires féminins, ce qui contribue à expliquer environ 15 % de l'écart de rémunération selon le genre²⁶.

Parmi les agents non-titulaires de la FPE, les agents sans équivalent de l'autre sexe sont en moyenne plus âgés que leurs homologues appartenant au support commun, de 2,7 années pour les hommes et de 2,6 ans pour les femmes. Les différences sont plus marquées en termes de durée moyenne du travail. Pour les femmes comme les hommes hors support commun, la plus faible rémunération trouve certainement pour partie sa source dans une durée du travail très réduite en comparaison des agents appartenant au support commun : la différence de durée du travail moyenne entre les hommes (resp. femmes) non titulaires de la FPE sur et hors le support est de 18,5 heures (resp. 21,5 heures).

Au sein de la FPE, l'ensemble des femmes non titulaires est réparti de manière plus avantageuse entre les catégories d'emploi que les hommes non titulaires, puisqu'elles sont plus fréquemment présentes que les hommes dans la catégorie A et moins souvent présentes dans la catégorie C. Toutefois, cette distribution privilégiée n'est pas vraie pour les femmes non titulaires sans équivalent masculin. Elles sont en effet sous-représentées dans la catégorie A et sur-représentées dans les catégories B et C en comparaison des femmes non titulaires appartenant au support commun. Les hommes sans équivalent féminin appartiennent plus fréquemment à la catégorie A+ que ceux appartenant au support commun. Par conséquent, ce n'est pas les différences de répartition entre les catégories des hommes hors et sur le support qui expliquent la plus faible rémunération des premiers par rapport aux seconds.

²⁶ Cf. l'importance de la composante ΔF dans l'écart de rémunération selon le genre dans la spécification C', tableau A2 de l'annexe 2.

Tableau 26. Caractéristiques des hommes et femmes non titulaires de la FPE selon qu'ils appartiennent ou non au support commun

	Hom SC	Hom HS	Fem SC	Fem HS
Salaire mensuel	1773	1681	1585	1335
Nb d'heures	135,9	117,4	132,0	110,5
Age	37,6	40,3	37,5	40,1
<i>Catégorie (en %) :</i>				
A+	4,5	10,8	1,9	2,0
A	35,4	27,5	44,3	33,8
B	20,3	22,6	21,3	28,6
C	28,4	31,9	22,2	28,9
Indéterminé	11,4	7,3	10,2	6,8
<i>Ministères (en %) :</i>				
Affaires étrangères	0,6	0,5	0,5	0,4
Culture	2,1	3,8	1,6	2,9
Agriculture	2,6	4,6	2,6	5,1
Education nationale	42,6	23,0	61,6	48,6
Budget	1,2	2,0	1,2	2,7
Intérieur	4,0	4,9	1,7	1,3
Justice	0,8	1,3	0,9	1,4
Services 1 ^{er} ministre	0,5	0,7	0,4	0,5
Ecologie	3,6	11,5	1,4	2,0
Santé et sports	0,8	1,2	0,8	1,5
Travail	0,4	0,5	0,6	0,9
Recherche	21,2	30,7	14,5	17,8
Economie	6,2	6,9	9,4	14,2
Identité nationale	0,03	0,04	0,04	0,1
Défense	13,2	8,3	2,7	1,4
Pourcentage	85,8	14,2	80,7	19,3

Source : SIASP (2010).

Note : La colonne « Hom SC » (resp. « Fem SC ») présente les caractéristiques moyennes des hommes (resp. femmes) non titulaires de la FPE pour lesquelles des « jumelles » (resp. « jumeaux ») ont été trouvées lorsque sont pris en compte l'âge, le nombre d'heures de travail, le type de temps partiel, la localisation du poste et la profession. La colonne « Hom HS » (resp. « Fem HS ») présente ces caractéristiques moyennes pour les hommes (resp. femmes) non titulaires de la FPE ne trouvant pas de jumelles féminines (jumeaux masculins) avec de telles caractéristiques.

À l'observation de la répartition des femmes et des hommes sans équivalent de l'autre genre dans les ministères, il est difficile de trouver une explication sans ambiguïté de leur rémunération moyenne plus faible que celle de leurs homologues appartenant au support commun. En effet, les hommes et les femmes ne trouvant pas d'équivalent de l'autre genre sont à la fois moins présents dans le ministère de l'Éducation nationale où les rémunérations sont faibles et plus souvent présents dans d'autres ministères aux rémunérations faibles comme ceux de la Culture et de l'Agriculture. Il ne semble donc pas que certains ministères se caractérisent spécifiquement par le fait d'offrir des situations privilégiées ou au contraire défavorisées aux agents non titulaires hors support. Nous chercherons plus bas à considérer une éventuelle ségrégation verticale dans les professions pour les agents de la FPE.

Concernant les agents non titulaires de la FPT, le tableau 27 ci-dessous montre que les femmes n'appartenant pas au support commun perçoivent des salaires en moyenne 10 % plus faibles que celles pour lesquelles au moins un équivalent masculin a pu être trouvé. Cette différence de rémunération contribue à expliquer 21,5 % de l'écart de rémunération selon le genre²⁷. En revanche, l'écart de rémunération entre hommes hors support et hommes appartenant au support commun ne s'élevant qu'à 0,5 %, cela ne constitue pas une explication de l'écart de rémunération selon le genre.

Comme dans presque l'ensemble des versants de la Fonction publique, les agents non titulaires de la FPT n'ayant pas d'équivalent de l'autre genre sont en moyenne plus âgés que les agents non titulaires appartenant au support commun, la différence étant dans ce versant particulièrement élevée : de 6 ans en moyenne pour les hommes et de 5,2 ans pour les femmes. À l'instar de ce qu'on observe dans la FPE, les agents non titulaires de la FPT sans équivalent de l'autre genre ont des durées de travail moyennes beaucoup plus courtes que les agents titulaires appartenant au support commun (10,6 heures pour les hommes et 12,5 heures pour les femmes).

Tableau 27. Caractéristiques des hommes et femmes non titulaires de la FPT selon qu'ils appartiennent ou non au support commun

	Hom SC	Hom HS	Fem SC	Fem HS
Salaire mensuel	1340	1332	1173	1067
Nb d'heures	130,8	120,2	120,1	107,6
Age	34,0	39,9	36,6	41,8
<i>Catégorie (en %) :</i>				
A	9,7	16,7	6,1	6,7
B	10,6	32,2	7,6	13,9
C	70,4	43,8	77,3	71,7
Indéterminée	9,2	7,2	8,9	7,6
<i>Filières :</i>				
Incendie et secours	0,0	0,8	0,0	0,1
Médico-technique	0,1	0,2	0,1	0,2
Sécurité-Police municipale	0,2	2,3	0,1	0,3
Médico-sociale	0,8	3,5	2,4	12,3
Culturelle	4,7	12,8	4,1	4,6
Administrative	16,5	7,8	25,5	9,8
Sportive	3,7	8,7	1,2	0,7
Sociale	1,1	1,6	3,6	25,1
Technique	51,4	29,7	31,3	13,8
Animation	8,4	4,4	11,5	4,1
Hors filière	4,8	2,8	12,2	19,2
Indéterminée	7,4	5,7	7,0	5,7
Pourcentage	88,1	11,9	68,1	31,9

Source : SIASP (2010).

Note : La colonne « Hom SC » (resp. « Fem SC ») présente les caractéristiques moyennes des hommes (resp. femmes) non titulaires de la FPT pour lesquelles des « jumelles » (resp. « jumeaux ») ont été trouvées lorsque sont pris en compte l'âge, le nombre d'heures de travail, le type de temps partiel, la localisation du poste et la profession. La colonne « Hom HS » (resp. « Fem HS ») présente ces caractéristiques moyennes pour les hommes (resp. femmes) non titulaires de la FPT ne trouvant pas de jumelles féminines (jumeaux masculins) avec de telles caractéristiques.

²⁷ Cf. l'importance de la composante ΔF dans l'écart de rémunération selon le genre dans la spécification C', tableau A5 de l'annexe 2.

Concernant les différences de répartition entre les catégories, nous observons que les hommes hors support appartiennent davantage aux catégories A et B que ceux appartenant au support commun. Pour les femmes, les différences sont moins prononcées, les femmes hors support étant davantage catégorie B et moins catégorie C.

Enfin, les distributions des agents non titulaires dans les filières d'emploi semblent favoriser les agents masculins sans équivalent féminin. En effet, ils sont moins fréquemment présents que les agents appartenant au support commun dans une filière mal rémunérée, comme la filière technique, et plutôt plus fréquemment présents dans les filières culturelle, sécurité et police et incendie et secours. En revanche, les femmes non titulaires sans équivalent masculin semblent particulièrement représentées dans la filière sociale, très féminisée et plutôt mal rémunérée.

Afin d'évaluer si les agents non titulaires de la FPE et de la FPT sans équivalent de l'autre genre ont tendance à occuper des positions plutôt bien ou mal rémunérées, nous procédons d'une manière légèrement différente de celle adoptée ci-dessus pour les agents titulaires. Ainsi, pour les agents non titulaires, nous avons considéré non pas le grade mais la profession occupée, mesurée ici selon la nomenclature des PCS à quatre chiffres. Le tableau 28 ci-dessous reporte donc les coefficients de corrélation entre la proportion d'agents non titulaires hors support et la rémunération moyenne ou la durée moyenne du travail par profession.

Tableau 28. Corrélation entre les proportions d'agents hors support et la rémunération moyenne, par corps et grades, pour les agents non titulaires de la FPE, de la FPT

Coefficient de corrélation entre :	Non-Titulaires de la FPE	Non-Titulaires de la FPT
% d'hommes HS et salaire mensuel dans la profession	0,14 (N=227)	0,29 (N=161)
% de femmes HS et salaire mensuel dans la profession	-0,34 (N=227)	-0,22 (N=161)
% de femmes HS / durée mensuelle de travail dans les professions	-0,29 (N=227)	-0,08 (N=161)

Source : SIASP (2010).

Lecture : Pour les agents non titulaires de la FPE, le coefficient de corrélation entre le pourcentage d'hommes hors support et le salaire mensuel moyen par profession est de 0,14 pour les 227 professions.

Le signe positif du coefficient de corrélation entre proportion d'hommes hors support et salaire mensuel moyen dans la profession considérée signifie que, pour les deux versants de la Fonction publique considérés, à profil similaire, les hommes sont présents dans certaines professions auxquelles les femmes n'ont pas accès et ces professions font partie des mieux rémunérées. Cette ségrégation verticale, pouvant être le résultat d'un effet « plafond de verre », est plus prononcée parmi les non-titulaires de la FPT que parmi ceux de la FPE. À l'inverse, le signe négatif du coefficient de corrélation entre proportion de femmes hors support et salaire mensuel moyen dans la profession considérée peut impliquer qu'à profil équivalent, les hommes sont absents de certaines professions parmi les moins bien rémunérées. Néanmoins, cette forme de ségrégation verticale liée à l'existence d'un « plancher collant » pour les femmes s'observe vraisemblablement dans la FPT mais pas dans la FPE. En effet, pour les non-titulaires de la FPE, la valeur élevée du coefficient de corrélation entre le pourcentage de femmes hors support et la durée moyenne de travail par profession laisse toutefois penser que cette forme de ségrégation provient d'abord de la faible durée du travail des femmes.

5.4. Importance de l'inégale attribution des primes et indemnités selon le genre

Pour les agents titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH, nous avons constaté que même à âge, localisation du poste, offre de travail et grade équivalents, les hommes percevaient encore des salaires en moyenne significativement plus élevés que les femmes (cf. parties inexpliquées de la figure 1) : 3,07 % pour les titulaires de la FPT, soit 49 euros par mois ; 2,15 % pour les agents de la FPH, soit 39,5 euros par mois et 1,86 % pour les titulaires de la FPE, soit 62 euros par mois. Concernant les agents non titulaires de la FPE et de la FPT, même si les hommes et les femmes avaient le même âge, travaillaient aussi longtemps et occupaient exactement la même profession, les hommes bénéficieraient encore d'un avantage salarial s'élevant à 4,38 % pour les non-titulaires de la FPE, soit 67 euros par mois, et à 3,79 % pour les non-titulaires de la FPT, soit 43 euros par mois.

Une partie de ces écarts de salaire « inexpliqués » entre les hommes et les femmes peut résulter d'un nombre d'heures supplémentaires plus important réalisé par les hommes. En effet, la durée de travail considérée dans l'analyse ne comprend pas les éventuelles heures supplémentaires effectuées par les hommes et les femmes, alors qu'elles sont prises en compte dans le calcul du salaire mensuel. En outre, il se peut que les femmes, et plus particulièrement les mères, aient accumulé moins d'ancienneté que les hommes en raison de leurs interruptions de carrière plus fréquentes. Cela pourrait expliquer pourquoi, même à âge et offre de travail similaires, les femmes titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que celles de la FPH se retrouvent, au sein d'un même grade, à des échelons inférieurs par rapport à leurs homologues masculins en raison d'une carrière moins rapide. Il se peut enfin que les femmes soient victimes de discrimination. Au sein de la Fonction publique, du moins pour les agents féminins dont la rémunération est indexée sur une grille indiciaire, cette discrimination peut se manifester à travers deux principaux canaux. Tout d'abord, elles peuvent être victimes de discrimination dans l'accès à certains corps et à certains grades dont l'accès fait l'objet d'un processus de promotion interne. Ensuite, elles peuvent être victimes d'un comportement discriminatoire de la part de leur hiérarchie dans l'attribution de certaines primes. En effet, comme le salaire mensuel considéré dans l'analyse prend en compte les primes et indemnités versées aux agents, une part de la partie inexpliquée de l'écart de rémunération entre hommes et femmes peut résulter d'une inégale attribution des primes et indemnités selon le genre.

Pour déterminer le rôle éventuel joué par cette inégale attribution des primes et indemnités dans l'écart de salaire observé entre hommes et femmes, nous considérons, pour chaque spécification, une variable d'appariement supplémentaire reflétant l'éventuel versement de primes et indemnités et, si versement il y a, où se situe l'agent considéré dans la distribution des primes et indemnités parmi les agents ayant le même statut professionnel. Plus précisément, cette nouvelle variable d'appariement prend trois modalités : l'agent ne perçoit aucune prime et indemnité ; l'agent perçoit des primes et indemnités dont le montant est inférieur à la valeur médiane de la distribution des primes et indemnités au sein de la population des agents ayant le même statut professionnel ; l'agent perçoit des primes et indemnités dont le montant est supérieur à ce montant médian²⁸. Comme nous l'avons déjà précisé, le statut professionnel de chaque agent est défini différemment d'une spécification à l'autre : par la catégorie pour les spécifications A et B, par la catégorie et le ministère/filière pour la spécification C, par le corps pour la spécification D, par le grade pour la spécification E (titulaires de la FPE et de la FPT et agents de la FPH), et par la profession pour la spécification C' (non-titulaires de la FPE et de la FPT). Par conséquent, la détermination de la médiane de la distribution des primes et indemnités est réalisée à partir de la définition du statut professionnel considérée dans chaque spécification. Ainsi, pour les spécifications A et B, on considère une va-

²⁸ Nous avons préféré procéder de cette manière plutôt que de décomposer un salaire auquel les primes et indemnités auraient été retirées afin de déterminer dans quelle mesure la prise en compte des primes et indemnités pouvait modifier les résultats obtenus dans la sous-section précédente.

riable d'appariement supplémentaire reflétant si l'agent considéré perçoit ou non des primes et indemnités et, s'il en perçoit, si le montant perçu est supérieur ou inférieur à la valeur médiane de la distribution des primes et indemnités perçues par l'ensemble des agents appartenant à sa catégorie. Pour la spécification C, cette valeur médiane est déterminée en considérant l'ensemble des agents appartenant à la fois à la même catégorie et au même ministère/filière. Pour les agents titulaires de la FPE et de la FPT ainsi que pour l'ensemble des agents de la FPH, nous considérons la valeur médiane calculée au sein du même corps et au sein du même grade respectivement pour les spécifications D et E. Enfin, pour les agents non titulaires de la FPE et de la FPT, celle-ci est déterminée en considérant la profession occupée par l'agent non titulaire pour la spécification C'.

Le tableau 29 ci-dessous présente, pour chaque spécification considérée, la variation de la partie expliquée de l'écart de rémunération selon le genre suite à la prise en compte des primes et indemnités parmi les variables d'appariement. Autrement dit, les résultats présentés reflètent de combien de points de pourcentage se réduirait l'écart de rémunération selon le genre si l'on corrigeait l'inégale attribution des primes et indemnités entre hommes et femmes, sachant que leurs différences concernant les caractéristiques prises en compte dans la spécification considérée ont déjà été neutralisées.

Le constat général est que le poids de l'inégale attribution des primes et indemnités dans l'écart de rémunération entre hommes et femmes ne fait que diminuer à mesure que la définition du statut des agents est de plus en plus précise (de la spécification A à la spécification E). Cela est particulièrement le cas pour les agents, titulaires ou non, de la FPE ainsi que pour les agents titulaires de la FPT. En revanche, concernant les agents non titulaires de la FPT, l'éventuelle inégale répartition des primes et indemnités selon le genre ne constitue pas une explication de l'écart de rémunération entre hommes et femmes et ce, quelle que soit la spécification considérée. Comme le révèle le tableau A16 en annexe, ceci s'explique par le fait que plus de 95 % des hommes et des femmes non titulaires de la FPT ne perçoivent aucune prime et indemnité. En outre, lorsqu'ils en perçoivent, leur attribution est très peu inégale selon le genre. Pour les autres sous-échantillons d'agents considérés, les résultats du tableau 20 montrent que l'attribution plus fréquente des primes et indemnités aux hommes qu'aux femmes ainsi que leur montant supérieur s'explique en grande partie par le fait que les hommes évoluent davantage que les femmes dans les ministères, corps (pour les titulaires et les agents de la FPH) et professions (pour les non-titulaires) qui ont la plus forte propension à verser des primes et indemnités. Autrement dit, l'attribution des primes et indemnités est finalement dépendante du statut professionnel de l'agent et très peu de son genre. Par exemple, lorsque sont neutralisées les différences entre hommes et femmes titulaires de la FPE concernant leur âge, la localisation de leur poste, leur catégorie et leur offre de travail (spécification B), corriger l'inégale attribution des primes et indemnités au sein de leur catégorie d'appartenance contribuerait à réduire l'écart de rémunération selon le genre de 4,09 points de pourcentage. En revanche, le poids de l'inégale attribution des primes et indemnités dans cet écart est bien moins important lorsque cette inégale attribution est prise en compte au niveau de la catégorie et du ministère/filière (spécification C). Cela signifie que les hommes sont davantage présents que les femmes au sein de ministères qui versent des primes et indemnités élevées. De plus, même à ministère équivalent, les agents masculins titulaires de la FPE se concentrent davantage dans des corps où le montant des primes et indemnités perçues est élevé. Ainsi, si l'on neutralisait les effets d'une inégale répartition des primes et indemnités selon le genre au sein de chaque corps, l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes se réduirait de seulement de 0,52 point de pourcentage. Le tableau A16 de l'annexe montre qu'effectivement, l'attribution des primes et indemnités est de moins en moins inégale à mesure que les effets liés au statut sont neutralisés de plus en plus finement. On observe le même type d'évolution pour les non-titulaires de la FPE, les agents de la FPH et pour les titulaires de la FPT.

Au final, pour ces différents sous-échantillons d'agents de la Fonction publique, les écarts de salaire entre hommes et femmes qui persistent même à âge, localisation du poste, offre de travail, grade (pour les titulaires de la FPE et de la FPT et pour les agents de la FPH) et profession (pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT) équivalents, ne s'expliquent que très peu par une inégale attribu-

tion des primes et indemnités selon le genre. Ainsi, les hommes perçoivent toujours des salaires en moyenne plus élevés que les femmes. Cet avantage salarial est le plus élevé parmi les non-titulaires de la FPE (4,26 %) et de la FPT (3,95 %). Il est le plus faible parmi l'ensemble des agents de la FPH (1,54 %) ainsi que parmi les titulaires de la FPE (1,55 %). Il s'élève à 2,22 % pour les titulaires de la FPT. Trois principales raisons peuvent expliquer cet avantage salarial : un nombre d'heures supplémentaires plus élevé effectué par les hommes ; des interruptions de carrières plus fréquentes chez les femmes ; un comportement discriminatoire dont les femmes peuvent être victimes dans l'accès à certains corps et grades.

Tableau 29. Poids de l'inégale attribution des primes et indemnités dans l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes selon le type de spécification considérée

	FPE		FPH	FPT	
	Tit	nt		Tit	nt
Écart de salaire	0,2268	0,1530	0,2503	0,1764	0,1765
Spécification A	0,0529 <i>0,0003</i>	0,0475 <i>0,0007</i>	0,0191 <i>0,0003</i>	0,0769 <i>0,0004</i>	0,0040 <i>0,0002</i>
Spécification B	0,0409 <i>0,0002</i>	0,0086 <i>0,0008</i>	0,0096 <i>0,0003</i>	0,0460 <i>0,0006</i>	0,0003 ^{ns} <i>0,0002</i>
Spécification C	0,0271 <i>0,0003</i>	0,0167 <i>0,0004</i>	0,0094 <i>0,0003</i>	0,0218 <i>0,0007</i>	0,0003 ^{ns} <i>0,0003</i>
Spécification C'	-	0,0012 <i>0,0003</i>	-	-	-0,0016 <i>0,0002</i>
Spécification D	0,0052 <i>0,0002</i>	-	0,0067 <i>0,0002</i>	0,0156 <i>0,0005</i>	-
Spécification E	0,0031 <i>0,0001</i>	-	0,0061 <i>0,0002</i>	0,0085 <i>0,0003</i>	-

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Lecture : Pour les titulaires de la FPE, la prise en compte de l'inégale répartition des primes et indemnités selon le genre contribue à diminuer l'écart de rémunération entre hommes et femmes de 5,29 points de pourcentage lorsque leurs différences en termes d'âge, de catégorie et de localisation de poste ont déjà été neutralisées (spécification A).

CONCLUSION

Dans le cadre du protocole d'accord relatif à l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes, les signataires, employeurs publics et organisations syndicales représentatives des agents des trois versants de la Fonction publique, se sont engagés à définir une politique de rémunération visant à faire disparaître les inégalités salariales entre les femmes et les hommes. L'objet de cette première partie de notre rapport a donc été d'identifier et de quantifier les sources de ces écarts de rémunération entre hommes et femmes dans la Fonction publique au moyen des données du dispositif SIASP en 2010.

Ces données administratives nous permettent de mesurer plus particulièrement le poids relatif de trois sources potentielles de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes : la différence de durée de travail, l'inégale attribution des primes et indemnités ainsi que les effets de structure des emplois (ségrégation professionnelle). Ainsi, nous avons évalué le rôle joué par l'inégale répartition des hommes et des femmes entre les ministères dans la FPE et entre les filières d'emploi dans

la FPT et la FPH, dans les écarts de rémunération selon le genre. Plus finement encore, à l'intérieur de ces ministères et de ces filières ont été évalués les effets des répartitions des hommes et des femmes au sein des corps et des grades pour les agents titulaires de la FPE et l'ensemble des agents de la FPH, au sein des cadres d'emploi et des grades pour les agents titulaires de la FPT. Enfin, pour les agents non titulaires de la FPE et de la FPT, ce sont les effets des différences de distribution des agents masculins et féminins entre les professions. Enfin, au sein de chacun des versants de la Fonction publique, est évalué l'écart de rémunération qui persiste même lorsque les effets de ces différentes sources sont neutralisés (partie inexpliquée).

Sur le plan méthodologique, nous avons utilisé une méthode non paramétrique de décomposition de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes proposée par Nopo (2008). Son apport consiste à dépasser les limites des méthodes paramétriques classiques de décomposition des écarts de salaire à la Oaxaca-Blinder. Son autre avantage est de permettre d'identifier et de caractériser les hommes et les femmes qui n'ont pas d'équivalent de l'autre genre. On dit que ces agents sont hors du support commun. Entre autres choses, nous étudions si ces hommes et femmes hors support occupent plutôt des positions hiérarchiques caractérisées par des niveaux élevés de rémunération ou, au contraire, par des niveaux faibles.

L'intérêt de cette analyse des agents hors support provient de l'exhaustivité des données issues de SIASP. Grâce à la mise à disposition de tous les agents de la Fonction publique, la méthode de Nopo permet d'identifier et de caractériser l'ensemble des agents aux combinaisons de caractéristiques individuelles et d'emploi sans équivalent de l'autre genre. Cette méthode serait en effet moins utile pour mettre à jour une ségrégation selon le genre entre situations d'emploi favorisées ou défavorisées en utilisant une base de données obtenue par simple échantillonnage de la population des agents de la Fonction publique, puisque certains corps, grades ou professions aux effectifs réduits ne seraient plus représentés.

Les résultats obtenus révèlent que, pour l'ensemble des agents de la Fonction publique (à l'exception des non-titulaires de la FPE), plus des quatre cinquièmes de l'écart de rémunération selon le sexe peuvent être expliqués par la différence de durée de travail et par la ségrégation professionnelle.

Les différences en termes de nombre d'heures selon le sexe constituent systématiquement l'une des deux principales sources des écarts de salaire observés entre les hommes et les femmes dans l'ensemble de la Fonction publique. C'est dans la FPT que les choix différenciés des hommes et des femmes en termes d'offre de travail ont le pouvoir explicatif de l'écart de salaire selon le genre le plus important. Cet écart diminuerait de 45,6 % pour les agents titulaires et de 68,2 % pour les agents non titulaires si les femmes augmentaient leur durée du travail hebdomadaire moyenne au niveau de celle des hommes. Les différences en termes de nombre d'heures travaillées jouent également un rôle important dans la FPE, où elles expliquent 20,5 % de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes pour les agents titulaires et 51,8 % de cet écart pour les agents non titulaires. En revanche, dans la FPH, l'effet de l'offre de travail est plus réduit, puisque l'écart de salaire diminuerait de 16,9 % en cas de durée du travail identique pour les hommes et les femmes. S'il est une source majeure de rémunération réduite, ce facteur d'offre de travail n'en appelle pas moins une interprétation prudente en termes de gestion des ressources humaines, la possibilité d'un temps partiel choisi apparaissant comme un des avantages de l'emploi public.

À l'exception des non-titulaires de la FPE, la ségrégation professionnelle explique plus d'un quart de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes. Elle constitue même la cause la plus importante des inégalités de salaire selon le sexe pour les agents titulaires de la FPE et pour l'ensemble des agents de la FPH. En effet, la ségrégation professionnelle explique plus de 60 % de l'écart de rémunération entre les femmes et les hommes parmi les agents titulaires de la FPE, et plus de 50 % parmi l'ensemble des agents de la FPH.

Toutefois, cette ségrégation professionnelle s'observe à des niveaux différents (catégorie, ministère/filière, corps et grade) selon le statut de l'agent (titulaire ou non-titulaire) et le versant de la Fonction publique considérés.

Pour les titulaires de la FPE, un quart de l'écart de rémunération entre les hommes et les femmes s'explique par une surreprésentation des hommes parmi les agents de catégorie A+ et une surreprésentation des femmes parmi les agents de catégorie C. 20 % de cet écart résultent également de l'inégale répartition selon le sexe au sein des corps et 12 % s'expliquent par la surreprésentation des femmes au sein de ministères mal rémunérés. En revanche, à corps équivalent, l'inégal accès aux différents grades ne constitue pas une source de l'écart de rémunération selon le sexe.

Pour les titulaires de la FPT, la surreprésentation des hommes au sein de filières bien rémunérées et la surreprésentation des femmes au sein de filières mal rémunérées explique 22 % de l'écart de rémunération selon le sexe. L'inégale répartition des femmes et des hommes au sein des cadres d'emploi et des catégories explique respectivement 14 % et 13 % de cet écart. En revanche, l'inégal accès aux différentes catégories est à l'avantage des femmes.

Au sein de la FPH, c'est uniquement la surreprésentation des hommes parmi le personnel médical et parmi les agents de catégorie A qui explique une partie de l'écart de rémunération entre hommes et femmes. En effet, l'inégale répartition selon le sexe au sein des filières, corps et grades ne constitue pas une source de cet écart.

Pour les non-titulaires de la FPE, la répartition différente des femmes et des hommes au sein des ministères est à l'avantage des hommes et explique 18 % de l'écart de rémunération selon le sexe. En revanche, la répartition différente selon le sexe entre les catégories est à l'avantage des femmes.

Pour les non-titulaires de la FPT, 44 % de l'écart de rémunération selon le sexe s'expliquent par une surreprésentation des hommes parmi les agents de catégorie A et par une surreprésentation des femmes parmi les agents de catégorie C. En revanche, l'inégale répartition selon le sexe entre les différentes filières est à l'avantage des femmes.

Pour les différents sous-échantillons d'agents de la Fonction publique considérés, nous avons également examiné spécifiquement le rôle que pouvait jouer l'inégale attribution des primes et indemnités dans l'écart de rémunération selon le genre. Les résultats obtenus révèlent que les écarts de salaire entre hommes et femmes qui persistent même à âge, localisation du poste, offre de travail, grade (pour les titulaires de la FPE et de la FPT et pour les agents de la FPH) et profession (pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT) équivalents, ne s'expliquent que très peu par une inégale attribution des primes et indemnités selon le genre. Ainsi, les hommes perçoivent toujours des salaires en moyenne plus élevés que les femmes. Cet avantage salarial est le plus élevé parmi les non-titulaires de la FPE (4,26 %) et de la FPT (3,95 %). Il est le plus faible parmi l'ensemble des agents de la FPH (1,54 %) ainsi que parmi les titulaires de la FPE (1,55 %). Il s'élève à 2,22 % pour les titulaires de la FPT. Néanmoins, pour les titulaires de la FPE et de la FPT, les hommes sont davantage présents que les femmes dans des corps dans lesquels le versement de primes et indemnités est plus fréquent. Par conséquent, le versement de primes et indemnités contribue à accentuer le poids de la ségrégation professionnelle dans les inégalités de salaire selon le genre.

Le dernier enseignement lié à l'utilisation de la méthode non paramétrique à la Nopo est de montrer que les agents masculins de la Fonction publique sans équivalent féminin sont en moyenne mieux rémunérés que l'ensemble des agents masculins pour lesquels au moins un équivalent féminin existe. Pour les titulaires de la FPE et de la FPT, cela provient notamment du fait que la part d'hommes sans équivalent féminin dans le corps (respectivement le grade) s'accroît plus le corps (respectivement le grade) est rémunérateur. Cela signifie qu'à profil équivalent, les agents féminins n'atteignent pas, contrairement aux agents masculins, certains corps (respectivement grades) parmi les mieux rémunérés, révélant ainsi une forme de ségrégation verticale « totale », résultat d'un effet « plafond de verre » auquel les femmes peuvent être confrontées. Nous observons également une

forme de ségrégation verticale « totale » pour les non-titulaires de la FPE et de la FPT puisqu'à profil équivalent, les femmes sont absentes de certaines professions parmi les mieux rémunérées. Cependant, cette ségrégation verticale « totale » contribue à expliquer beaucoup moins les inégalités de salaire selon le genre que pour titulaires de la FPE et de la FPT. Concernant la FPH, cette forme de ségrégation ne s'observe qu'au niveau du grade.

Au contraire, les agents féminins sans équivalent masculin sont en moyenne moins bien rémunérés que l'ensemble des agents féminins pour lesquels au moins un équivalent masculin existe. Bien que cela s'explique, pour les non-titulaires de la FPE, pour les titulaires de la FPT et pour les agents de la FPH, en grande partie par le fait que ces femmes sans équivalent masculins ont des durées de travail particulièrement courtes, cela rend compte néanmoins d'un phénomène de « plancher collant » auquel les femmes sont confrontées. En effet, plus particulièrement pour les titulaires de la FPE et pour les non-titulaires de la FPT, à profil équivalent, les hommes sont absents de certains corps, grades et professions parmi les moins bien rémunérés.

ANNEXES

Annexe 1. La méthode de décomposition paramétrique d'Oaxaca-Blinder (1973)

Cette méthode de décomposition consiste à décomposer l'écart de rémunération moyenne observé entre les hommes et les femmes en deux parties en se fondant préalablement sur l'estimation paramétrique d'une équation de salaire par genre. La première partie est qualifiée d'« expliquée » car elle correspond à la part de l'écart de rémunération entre hommes et femmes qui résulte de différences dans leurs caractéristiques observables (effet de composition). La seconde partie est qualifiée au contraire d'« inexpliquée », car elle correspond à la part de l'écart de rémunération entre hommes et femmes qui peut être attribuable à des différences dans les rendements de leurs caractéristiques observables (effet de structure). L'écart de rémunération entre les hommes et les femmes peut être décomposé à un niveau agrégé mais également à un niveau détaillé.

A – La décomposition agrégée

Au niveau agrégé, l'écart de salaire, exprimé en logarithme, entre les hommes (M) et les femmes (F) se décompose, au niveau agrégé, de la manière suivante :

$$\overline{\ln W^M} - \overline{\ln W^F} = \underbrace{(\overline{X^M} - \overline{X^F})\hat{\beta}^F}_{\text{partie expliquée}} + \underbrace{\overline{X^M}(\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F)}_{\text{partie inexpliquée}} \quad (1)$$

Avec :

$\overline{\ln W^i}$: salaire moyen exprimé en log au sein de la population i ($i=F, M$).

$\overline{X^i}$: vecteur des caractéristiques observables de la population i ($i=F, M$).

$\hat{\beta}^i$: vecteur reflétant les rendements des caractéristiques observables incluses dans le vecteur X pour la population i ($i=F, M$).

La composante expliquée correspond à la part de l'écart de salaire selon le genre qui s'explique par des différences de caractéristiques observables entre les hommes et les femmes. En effet, cette composante expliquée est obtenue en comparant le salaire moyen qu'auraient obtenu les hommes s'ils avaient été rémunérés comme les femmes avec le salaire moyen des femmes. La composante inexpliquée mesure la part de l'écart de salaire qui ne s'explique pas par des différences de caractéristiques entre les hommes et les femmes mais par des différences dans les rendements de ces caractéristiques. Cette composante inexpliquée est obtenue en comparant le salaire moyen des hommes avec celui qu'ils auraient obtenu s'ils avaient été rémunérés comme des femmes.

B – La décomposition détaillée

Le principe d'une décomposition détaillée est de « décomposer les parties expliquée et inexpliquée », c'est-à-dire déterminer la contribution de chaque caractéristique observable k à chacune de ces deux parties. Autrement dit, la contribution de la caractéristique k à la partie expliquée correspond à la part de cette dernière qui résulte uniquement du fait que cette caractéristique se distribue différemment au sein des populations féminine et masculine. La contribution de cette caractéristique k à la partie inexpliquée renvoie à la part de cette dernière qui résulte uniquement du fait que le rendement de cette caractéristique diffère entre les hommes et les femmes. Plus formellement, en supposant K variables explicatives, la décomposition détaillée de l'écart de rémunération observé entre les hommes et les femmes s'écrit de la manière suivante :

$$\overline{\ln W^M} - \overline{\ln W^F} = \sum_{k=1}^K (\overline{X_k^M} - \overline{X_k^F}) \hat{\beta}_k^F + \sum_{k=1}^K \overline{X_k^M} (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F) \quad (2)$$

Toutefois, les résultats d'une décomposition détaillée dépendent de la modalité mise en référence pour les caractéristiques correspondant à des variables qualitatives. Cependant, ce problème d'identification est plus prononcé lorsque l'on décompose la partie inexpliquée que lorsque l'on décompose la partie expliquée car, dans ce second cas et contrairement au premier, la somme des contributions de toutes les modalités d'une variable qualitative est invariante au choix de la modalité mise en référence. Pour surmonter ce problème d'identification, Yun (2005) propose de normaliser les coefficients associés aux différentes modalités des variables qualitatives, car les coefficients normalisés ne dépendent pas de la modalité mise en référence. Malgré cette possibilité de normaliser, la plupart des études cherchant à décomposer de manière détaillée un écart de rémunération entre deux populations ne le font que pour la partie expliquée.

C – Le choix de la pondération

Le principe de toute méthode de décomposition repose sur l'estimation d'un contrefactuel. Dans la décomposition agrégée (1) ci-dessus, le contrefactuel choisi correspond à $\overline{X^M} \hat{\beta}^F$ qui représente le salaire moyen que percevraient les hommes s'ils étaient rémunérés comme les femmes (pondération féminine). Cependant, il est possible de choisir d'autres contrefactuels, ce qui revient à pondérer différemment les deux parties de la décomposition. Il existe donc autant de méthodes de décomposition qu'il existe de pondérations différentes.

Ainsi, une autre pondération fréquemment utilisée dans la littérature consiste à estimer le contrefactuel $\overline{X^F} \hat{\beta}^M$ qui représente le salaire moyen qu'auraient perçu les femmes si elles avaient été rémunérées comme les hommes (pondération masculine). Cette méthode de décomposition s'écrit de la manière suivante :

$$\overline{\ln W^M} - \overline{\ln W^F} = \underbrace{(\overline{X^M} - \overline{X^F}) \hat{\beta}^M}_{\text{partie expliquée}} + \underbrace{\overline{X^F} (\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F)}_{\text{partie inexpliquée}}$$

Une autre méthode de décomposition également fréquemment utilisée est celle d'Oaxaca-Ransom (1994) qui suppose que la partie inexpliquée résulte à la fois d'une « sous-rémunération » des femmes et d'une « sur-rémunération » des hommes. Celle-ci nécessite l'estimation de deux contrefactuels : $\overline{X^F} \hat{\beta}^*$ et $\overline{X^M} \hat{\beta}^*$ qui correspondent au salaire qu'auraient perçu les femmes, respectivement les hommes, si on leur avait appliqué la formation des salaires estimée sur l'ensemble de l'échantillon ($\hat{\beta}^*$). Cette méthode de décomposition se présente de la manière suivante :

$$\overline{\ln W^M} - \overline{\ln W^F} = \underbrace{(\overline{X^M} - \overline{X^F}) \hat{\beta}^*}_{\text{partie expliquée}} + \underbrace{\overline{X^M} (\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^*)}_{\text{avantage masculin}} + \underbrace{\overline{X^F} (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}^F)}_{\text{désavantage féminin}}$$

Annexe 2. Les résultats de la décomposition non paramétrique de Nopo (2008)

Tableau A1. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les titulaires de la FPE

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. D	Spécif. E
Écart de salaire	0,2268	0,2268	0,2268	0,2268	0,2268
Partie expliquée	0,0829	0,1294	0,1578	0,2029	0,2082
	<i>0,0006</i>	<i>0,0007</i>	<i>0,0007</i>	<i>0,0008</i>	<i>0,0008</i>
Support commun	0,0829	0,1217	0,1402	0,1712	0,1587
(ΔX)	<i>0,0006</i>	<i>0,0007</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0008</i>
Hommes HS	0,0000 ^{ns}	0,0020	0,0062	0,0165	0,0340
(ΔM)	<i>0,0001</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0003</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0006</i>
Femmes HS	0,0000 ^{ns}	0,0057	0,0114	0,0151	0,0155
(ΔF)	<i>0,0001</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0003</i>	<i>0,0003</i>
Partie inexpliquée	0,1439	0,0974	0,0690	0,0239	0,0186
	<i>0,0005</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0003</i>	<i>0,0003</i>
Nb. Femmes	940 245	940 245	940 245	940 245	940 245
Nb. Hommes	626 129	626 129	626 129	626 129	626 129
% Fem. appariées	99,99	97,04	93,46	89,76	86,94
% Hom appariés	99,99	99,34	97,80	94,50	91,26

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Tableau A2. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les non-titulaires de la FPE

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. C'
Écart de salaire	0,1530	0,1530	0,1530	0,1530
Partie expliquée	-0,0123	0,0670	0,0970	0,1091
	<i>0,0011</i>	<i>0,0014</i>	<i>0,0014</i>	<i>0,0015</i>
Support commun	-0,0123	0,0609	0,0822	0,0902
(ΔX)	<i>0,0011</i>	<i>0,0015</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0016</i>
Hommes HS	0,0003 ^{ns}	-0,0082	-0,0256	-0,0045
(ΔM)	<i>0,0002</i>	<i>0,0006</i>	<i>0,0008</i>	<i>0,0007</i>
Femmes HS	-0,0003	0,0143	0,0404	0,0235
(ΔF)	<i>0,0001</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0006</i>	<i>0,0005</i>
Partie inexpliquée	0,1653	0,0860	0,0560	0,0438
	<i>0,0018</i>	<i>0,0011</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0009</i>
Nb. Femmes	389 260	389 260	389 260	389 260
Nb. Hommes	262 596	262 596	262 596	262 596
% Fem. appariées	99,97	92,33	92,33	80,72
% Hom appariés	99,97	95,34	95,34	85,82

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Tableau A3. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes au sein de la FPH

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. D	Spécif. E
Ecart de salaire	0,2503	0,2503	0,2503	0,2503	0,2503
Partie expliquée	0,1806	0,2228	0,2252	0,2306	0,2287
	<i>0,0015</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0017</i>	<i>0,0017</i>	<i>0,0016</i>
Support commun	0,1805	0,2051	0,2028	0,2143	0,2036
(ΔX)	<i>0,0015</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0017</i>	<i>0,0017</i>	<i>0,0018</i>
Hommes HS	0,00003 ^{ns}	-0,0002 ^{ns}	-0,0084	-0,0163	-0,0110
(ΔM)	<i>0,0000</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0006</i>	<i>0,0007</i>
Femmes HS	-0,0000 ^{ns}	0,0179	0,0308	0,0326	0,0361
(ΔF)	<i>0,0000</i>	<i>0,0003</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0004</i>
Partie inexpliquée	0,0697	0,0275	0,0251	0,0196	0,0215
	<i>0,0005</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0004</i>
Nb. Femmes	909 313	909 313	909 313	909 313	909 313
Nb. Hommes	266 633	266 633	266 633	266 633	266 633
% Fem. appariées	99,99	91,68	86,13	81,90	75,90
% Hom appariés	99,99	97,55	94,61	90,99	87,47

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Tableau A4. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les titulaires de la FPT

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. D	Spécif. E
Écart de salaire	0,1764	0,1764	0,1764	0,1764	0,1764
Partie expliquée	-0,0236	0,0569	0,0977	0,1229	0,1457
	<i>0,0006</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0008</i>	<i>0,0008</i>
Support commun	-0,0236	0,0508	0,0542	0,0749	0,0859
(ΔX)	<i>0,0006</i>	<i>0,0008</i>	<i>0,0010</i>	<i>0,0010</i>	<i>0,0009</i>
Hommes HS	0,0000 ^{ns}	-0,0000 ^{ns}	0,0165	0,0214	0,0334
(ΔM)	<i>0,00004</i>	<i>0,00001</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0006</i>	<i>0,0006</i>
Femmes HS	0,0000 ^{ns}	0,0061	0,0270	0,0266	0,0264
(ΔF)	<i>0,00005</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0005</i>
Partie inexpliquée	0,200	0,1195	0,0787	0,0535	0,0307
	<i>0,0007</i>	<i>0,0006</i>	<i>0,0008</i>	<i>0,0007</i>	<i>0,0004</i>
Nb. Femmes	807 188	807 188	807 188	807 188	807 188
Nb. Hommes	590 391	590 391	590 391	590 391	590 391
% Fem. appariées	99,99	95,78	81,22	76,83	71,31
% Hom appariés	99,99	99,28	94,82	91,91	85,93

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Tableau A5. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les non-titulaires de la FPT

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. C'
Écart de salaire	0,1765	0,1765	0,1765	0,1765
Partie expliquée	0,0447	0,1651	0,1294	0,1386
	<i>0,0011</i>	<i>0,0022</i>	<i>0,0021</i>	<i>0,0017</i>
Support commun	0,0446	0,1590	0,0814	0,1072
<i>(ΔX)</i>	<i>0,0011</i>	<i>0,0017</i>	<i>0,0020</i>	<i>0,0015</i>
Hommes HS	0,0000 ^{ns}	-0,0013	-0,0058	-0,0035
<i>(ΔM)</i>	<i>0,0000</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0006</i>
Femmes HS	0,0000 ^{ns}	0,0074	0,0537	0,0349
<i>(ΔF)</i>	<i>0,0000</i>	<i>0,0006</i>	<i>0,0014</i>	<i>0,0009</i>
Partie inexpliquée	0,1318	0,0114	0,0470	0,0379
	<i>0,0022</i>	<i>0,0007</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0013</i>
Nb. Femmes	366 026	366 026	366 026	366 026
Nb. Hommes	174 211	174 211	174 211	174 211
% Fem. appariées	99,99	91,14	66,16	68,12
% Hom appariés	99,99	95,84	87,35	88,10

Source : SIASP (2010)

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Annexe 3. Les résultats de la décomposition paramétrique de Oaxaca-Blinder (1973)
**Tableau A6. Décomposition à la Oaxaca-Blinder (pondération féminine)
de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les titulaires de la FPE**

	Spécif. A		Spécif. B		Spécif. C		Spécif. D		Spécif. E	
	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%
Ecart de salaire	0,187	100	0,187	100	0,187	100	0,187	100	0,186	100
Partie exp.	0,043 <i>0,0004</i>	23,0	0,081 <i>0,0004</i>	43,2	0,105 <i>0,000</i> 5	56,3	0,154 <i>0,0005</i>	82,1	0,164 <i>0,000</i> 5	88,0
Nb heures	-	-	0,049 <i>0,0003</i>	26,3	0,049 <i>0,000</i> 3	26,1	0,045 <i>0,0002</i>	24,0	0,044 <i>0,000</i> 2	23,5
Age	0,009 <i>0,0002</i>	4,8	0,009 <i>0,0002</i>	4,6	0,009 <i>0,000</i> 2	4,6	0,008 <i>0,0002</i>	4,3	0,006 <i>0,000</i> 1	3,3
Catégorie	0,030 <i>0,0003</i>	16,0	0,028 <i>0,0003</i>	15,1	0,015 <i>0,000</i> 4	8,0	-	-	-	-
Tps partiel	-	-	-0,010 <i>0,0002</i>	-4,9	0,007 <i>0,000</i> 2	-4,0	-0,005 <i>0,0002</i>	-2,7	- <i>0,004</i> 1	-2,1
Localisation	0,004 <i>0,0001</i>	2,2	0,004 <i>0,0001</i>	2,1	0,003 <i>0,000</i> 1	1,8	0,004 <i>0,0001</i>	1,9	0,004 <i>0,000</i> 1	1,9
Ministère	-	-	-	-	0,037 <i>0,000</i> 2	19,8	-	-	-	-
Corps	-	-	-	-	-	-	0,102 <i>0,0004</i>	54,4	-	-
Grade	-	-	-	-	-	-	-	-	0,114 <i>0,000</i> 4	61,4
Partie inexp.	0,144 <i>0,0004</i>	77,0	0,106 <i>0,0003</i>	56,8	0,082 <i>0,000</i> 3	43,7	0,034 <i>0,0003</i>	17,9	0,022 <i>0,000</i> 3	12,0
Nb. femmes	940 245		940 245		940 245		940 091		939 816	
Nb. hommes	626 129		626 129		626 129		625 970		624 809	

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et sont obtenus selon la méthode proposée par B. Jann (2008).

Tableau A7. Décomposition à la Oaxaca-Blinder (pondération féminine) de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les non-titulaires de la FPE

	Spécif. A		Spécif. B		Spécif. C		Spécif. C'	
	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%
Écart de salaire	0,126	100	0,126	100	0,126	100	0,126	100
Partie exp.	-0,012	-9,5	0,043	34,3	0,055	43,8	0,083	66,1
	<i>0,0008</i>		<i>0,0011</i>		<i>0,0012</i>		<i>0,0013</i>	
Nb heures	-	-	0,040	31,4	0,039	31,2	0,039	30,5
			<i>0,0007</i>		<i>0,0007</i>		<i>0,0007</i>	
Age	-0,006	-4,8	-0,001	-1,2	-0,001	-0,4	0,000 ^{ns}	0,1
	<i>0,0004</i>		<i>0,0003</i>		<i>0,0003</i>		<i>0,0003</i>	
Catégorie	-0,007	-5,5	-0,006	-4,5	-0,013	-9,4	-	-
	<i>0,0006</i>		<i>0,0004</i>		<i>0,0005</i>			
Tps partiel	-	-	0,010	8,2	0,009	7,0	0,007	6,2
			<i>0,0003</i>		<i>0,0002</i>		<i>0,0002</i>	
Localisation	0,001	0,8	0,000	0,4	0,000 ^{ns}	0,3	0,001	0,5
	<i>0,0001</i>		<i>0,0000</i>		<i>0,0001</i>		<i>0,0000</i>	
Ministère	-	-	-	-	0,019	15,1	-	-
					<i>0,0004</i>			
PCS	-	-	-	-	-	-	0,036	28,8
							<i>0,0008</i>	
Partie inexp.	0,138	109,5	0,083	65,7	0,071	56,2	0,043	33,9
	<i>0,0011</i>		<i>0,0007</i>		<i>0,0006</i>		<i>0,0008</i>	
Nb. Femmes	389 260		389 260		389 260		389 186	
Nb. Hommes	262 596		262 596		262 576		262 358	

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et sont obtenus selon la méthode proposée par B. Jann (2008).

Tableau A8. Décomposition à la Oaxaca-Blinder (pondération féminine) de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes au sein de la FPH

	Spécif A.		Spécif. B		Spécif. C		Spécif. D		Spécif. E	
	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%
Écart de salaire	0,144	100	0,144	100	0,144	100	0,144	100	0,144	100
Partie exp.	0,073	50,7	0,095	66,2	0,087	60,5	0,095	66,0	0,101	70,5
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,001</i>		<i>0,001</i>		<i>0,001</i>	
	<i>7</i>		<i>9</i>		<i>0</i>		<i>0</i>		<i>0</i>	
Nb heures	-	-	0,013	8,9	0,014	9,8	0,013	8,9	0,012	8,3
			<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
			<i>1</i>		<i>7</i>		<i>7</i>		<i>6</i>	
Age	0,017	11,8	0,021	14,5	0,020	13,6	0,019	13,2	0,010	7,0
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
	<i>2</i>		<i>2</i>		<i>2</i>		<i>2</i>		<i>1</i>	
Titulaire	-0,036	25,0	-0,024	-16,5	-0,024	-16,9	-0,024	-16,7	-0,020	-13,8
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
	<i>3</i>		<i>2</i>		<i>2</i>		<i>2</i>		<i>2</i>	
Catégorie	0,088	61,1	0,093	64,5	0,032	22,6	-	-	-	-
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>					
	<i>3</i>		<i>7</i>		<i>4</i>					
Tps partiel	-	-	-0,011	-7,5	-0,013	-9,1	-0,011	-7,5	-0,008	-5,6
			<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
			<i>1</i>		<i>1</i>		<i>1</i>		<i>1</i>	
Localisation	0,004	2,8	0,003	2,3	0,003	2,2	0,003	2,2	0,003	2,3
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
	<i>1</i>		<i>1</i>		<i>1</i>		<i>1</i>		<i>1</i>	
Filière	-	-	-	-	0,055	38,3	-	-	-	-
					<i>0,000</i>					
					<i>5</i>					
Corps	-	-	-	-	-	-	0,095	65,9	-	-
							<i>0,000</i>			
							<i>8</i>			
Grade	-	-	-	-	-	-	-	-	0,104	72,3
								<i>0,000</i>		
								<i>9</i>		
Partie inexp.	0,071	49,3	0,049	33,8	0,057	49,5	0,049	34,0	0,043	29,5
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
	<i>9</i>		<i>5</i>		<i>5</i>		<i>5</i>		<i>4</i>	
Nb. femmes	909 313		909 313		909 313		909 288		909 110	
Nb. hommes	266 633		266 633		266 633		266 633		266 617	

Source : SIASP (2010)

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et sont obtenus selon la méthode proposée par B. Jann (2008).

**Tableau A9. Décomposition à la Oaxaca-Blinder (pondération féminine)
de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les titulaires de la FPT**

	Spécif. A		Spécif. B		Spécif. C		Spécif. D		Spécif. E	
	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%
Écart de salaire	0,169	100	0,169	100	0,169	100	0,169	100	0,169	100
Partie exp.	-0,022	-13,0	0,062	36,7	0,058	34,3	0,082	48,9	0,121	71,8
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
	<i>3</i>		<i>5</i>		<i>6</i>		<i>6</i>		<i>6</i>	
Nb heures	-	-	0,099	58,0	0,094	55,6	0,091	54,2	0,089	52,5
			<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
			<i>4</i>		<i>4</i>		<i>4</i>		<i>4</i>	
Age	-0,002	-1,2	-0,002	-1,4	-0,003	-1,8	-0,003	-1,7	-0,002	-0,9
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
	<i>1</i>		<i>1</i>		<i>1</i>		<i>1</i>		<i>0</i>	
Catégorie	-0,022	-13,0	-0,021	-12,5	-0,019	-11,2	-	-	-	-
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>					
	<i>3</i>		<i>3</i>		<i>3</i>					
Tps partiel	-	-	-0,014	-8,1	-0,011	-6,5	-0,009	-5,3	-0,007	-4,3
			<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
			<i>2</i>		<i>2</i>		<i>1</i>		<i>1</i>	
Localisation	0,002	1,2	0,002	0,7	0,001	0,6	0,001	0,8	0,001	0,9
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
	<i>1</i>		<i>0</i>		<i>1</i>		<i>1</i>		<i>1</i>	
Filière	-	-	-	-	-0,004	-2,4	-	-	-	-
					<i>0,000</i>					
					<i>3</i>					
Corps	-	-	-	-	-	-	0,002	0,9	-	-
							<i>0,000</i>			
							<i>5</i>			
Grade	-	-	-	-	-	-	-	-	0,040	23,6
								<i>0,000</i>		
								<i>5</i>		
Partie inexp.	0,191	113	0,107	63,3	0,111	65,7	0,087	51,1	0,048	28,2
	<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>		<i>0,000</i>	
	<i>4</i>		<i>3</i>		<i>4</i>		<i>4</i>		<i>4</i>	
Nb. femmes	807 188		807 188		807 188		807 166		806 625	
Nb. hommes	590 391		590 391		590 391		590 391		590 380	

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et sont obtenus selon la méthode proposée par B. Jann (2008).

**Tableau A10. Décomposition à la Oaxaca-Blinder (pondération féminine)
de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les non-titulaires de la FPT**

	Spécif. A		Spécif. B		Spécif. C		Spécif. C'	
	Val.	%	Val.	%	Val.	%	Val.	%
Écart de salaire	0,154	100	0,154	100	0,154	100	0,154	100
Partie exp.	0,021	13,6	0,127	82,3	0,102	66,1	0,111	72,3
	<i>0,0007</i>		<i>0,0014</i>		<i>0,0014</i>		<i>0,0014</i>	
Nb heures	-	-	0,108	70,1	0,107	69,7	0,108	69,9
			<i>0,0011</i>		<i>0,0011</i>		<i>0,0011</i>	
Age	-0,016	-10,4	-0,022	-14,3	-0,017	-10,8	-0,015	-9,7
	<i>0,0003</i>		<i>0,0002</i>		<i>0,0002</i>		<i>0,0002</i>	
Catégorie	0,034	22,1	0,027	17,4	0,027	17,4	-	-
	<i>0,0006</i>		<i>0,0004</i>		<i>0,0004</i>			
Tps partiel	-	-	0,015	9,5	0,015	9,0	0,014	9,2
			<i>0,0003</i>		<i>0,0003</i>		<i>0,0003</i>	
Localisation	0,003	1,9	-0,001	-0,4	0,000 ^{ns}	0,0	0,000	0,2
	<i>0,0001</i>		<i>0,0000</i>		<i>0,0001</i>		<i>0,0000</i>	
Filière	-	-	-	-	-0,030	-19,2	-	-
					<i>0,0003</i>			
PCS	-	-	-	-	-	-	0,004	2,7
							<i>0,0005</i>	
Partie inexp.	0,133	86,4	0,027	17,7	0,052	33,9	0,043	27,7
	<i>0,0014</i>		<i>0,0006</i>		<i>0,0006</i>		<i>0,0006</i>	
Nb. Femmes	358 416		358 416		358 416		358 416	
Nb. Hommes	167 527		167 527		167 527		167 527	

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses et sont obtenus selon la méthode proposée par B. Jann (2008).

Annexe 4. Les résultats de la décomposition non paramétrique de Nopo avec prise en compte des primes

Tableau A11. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les titulaires de la FPE avec prise en compte des primes

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. D	Spécif. E
Écart de salaire	0,2268	0,2268	0,2268	0,2268	0,2268
Partie expliquée	0,1360	0,1708	0,1852	0,2081	0,2112
	<i>0,0010</i>	<i>0,0010</i>	<i>0,0010</i>	<i>0,0010</i>	<i>0,0010</i>
Support commun	0,1360	0,1594	0,1611	0,1695	0,1518
	<i>0,0011</i>	<i>0,0012</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0006</i>
Hommes HS	0,0000 ^{ns}	0,0020	0,0086	0,0198	0,0406
	<i>0,0001</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0003</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0004</i>
Femmes HS	-0,0000 ^{ns}	0,0091	0,0155	0,0188	0,0188
	<i>0,0000</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0003</i>
Partie inexpliquée	0,0908	0,0562	0,0416	0,0187	0,0156
	<i>0,0004</i>	<i>0,0005</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0002</i>	<i>0,0002</i>
% Fem. appariées	99,98	95,34	91,30	87,21	83,94
% Hom appariés	99,99	98,91	97,01	92,61	88,61

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Tableau A12. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les non-titulaires de la FPE avec prise en compte des primes

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. C'
Écart de salaire	0,1529	0,1529	0,1529	0,1529
Partie expliquée	0,0351	0,0755	0,1137	0,1103
	<i>0,0010</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0018</i>
Support commun	0,0348	0,0685	0,0945	0,0902
	<i>0,0012</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0022</i>	<i>0,0016</i>
Hommes HS	0,0005	-0,0258	-0,0384	-0,0045
	<i>0,0002</i>	<i>0,0014</i>	<i>0,00080</i>	<i>0,0007</i>
Femmes HS	-0,0002	0,0328	0,0576	0,02350
	<i>0,0000</i>	<i>0,0007</i>	<i>0,0008</i>	<i>0,0005</i>
Partie inexpliquée	0,1178	0,0774	0,0392	0,0426
	<i>0,0017</i>	<i>0,0012</i>	<i>0,0007</i>	<i>0,0005</i>
% Fem. appariées	99,91	85,68	75,51	75,46
% Hom appariés	99,94	90,52	81,81	81,55

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Tableau A13. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes au sein de la FPH avec prise en compte des primes

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. D	Spécif. E
Écart de salaire	0,2502	0,2502	0,2503	0,2502	0,2503
Partie expliquée	0,1996 <i>0,0011</i>	0,2324 <i>0,0014</i>	0,2346 <i>0,0013</i>	0,2373 <i>0,0014</i>	0,2348 <i>0,0014</i>
Support commun	0,1997 <i>0,0011</i>	0,2128 <i>0,0011</i>	0,2105 <i>0,0012</i>	0,2197 <i>0,0013</i>	0,2085 <i>0,0011</i>
Hommes HS	0,0000 ^{ns} <i>0,0000</i>	-0,0000 ^{ns} <i>0,0003</i>	-0,0092 <i>0,0006</i>	-0,0172 <i>0,0008</i>	-0,0116 <i>0,0009</i>
Femmes HS	-0,0001 <i>0,0000</i>	0,0197 <i>0,0003</i>	0,0334 <i>0,0003</i>	0,0348 <i>0,0003</i>	0,0379 <i>0,0006</i>
Partie inexpliquée	0,0506 <i>0,0003</i>	0,0178 <i>0,0004</i>	0,0156 <i>0,0004</i>	0,0129 <i>0,0005</i>	0,0154 <i>0,0004</i>
% Fem. appariées	99,91	89,47	83,66	78,96	72,98
% Hom appariés	99,97	97,02	93,59	89,76	85,75

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 réplifications). ns : non significatif.

Tableau A14. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les titulaires de la FPT avec prises en compte des primes

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. D	Spécif. E
Ecart de salaire	0,1753	0,1753	0,1753	0,1753	0,1753
Partie expliquée	0,0524 <i>0,0009</i>	0,1030 <i>0,0008</i>	0,1185 <i>0,0010</i>	0,1375 <i>0,0010</i>	0,1534 <i>0,0012</i>
Support commun	0,0524 <i>0,0006</i>	0,0902 <i>0,0007</i>	0,0629 <i>0,0008</i>	0,0747 <i>0,0008</i>	0,0777 <i>0,0010</i>
Hommes HS	0,0000 ^{ns} <i>0,0000</i>	0,0010 <i>0,0002</i>	0,0212 <i>0,0007</i>	0,0278 <i>0,0008</i>	0,0403 <i>0,0010</i>
Femmes HS	-0,0000 ^{ns} <i>0,0000</i>	0,0118 <i>0,0003</i>	0,0344 <i>0,0005</i>	0,0350 <i>0,0004</i>	0,0354 <i>0,0004</i>
Partie inexpliquée	0,1229 <i>0,0005</i>	0,0723 <i>0,0005</i>	0,0568 <i>0,0008</i>	0,0378 <i>0,0007</i>	0,0219 <i>0,0003</i>
% Fem. appariées	99,98	92,12	75,59	70,25	64,34
% Hom appariés	99,99	98,41	91,96	87,71	80,51

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 réplifications). ns : non significatif.

Tableau A15. Décomposition non paramétrique de l'écart de salaire mensuel entre hommes et femmes pour les non-titulaires de la FPT avec prise en compte des primes

	Spécif. A	Spécif. B	Spécif. C	Spécif. C'
Ecart de salaire	0,1830	0,1830	0,1830	0,1830
Partie expliquée	0,0491	0,1682	0,1271	0,1434
	<i>0,0009</i>	<i>0,0018</i>	<i>0,0012</i>	<i>0,0015</i>
Support commun	0,0492	0,1623	0,0818	0,1047
	<i>0,0009</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0012</i>	<i>0,0017</i>
Hommes HS	0,0003	0,0012	-0,0042	0,0077
	<i>0,0001</i>	<i>0,0004</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0009</i>
Femmes HS	-0,0004	0,0047	0,0495	0,0312
	<i>0,0001</i>	<i>0,0006</i>	<i>0,0014</i>	<i>0,0011</i>
Partie inexpliquée	0,1339	0,0148	0,0559	0,0396
	<i>0,0017</i>	<i>0,0009</i>	<i>0,0016</i>	<i>0,0016</i>
% Fem. appariées	99,94	89,94	65,06	66,02
% Hom appariés	99,96	95,04	86,43	84,33

Source : SIASP (2010).

Note : Les écarts-types sont présentés en italique et ont été calculés par bootstrap (200 répliques). ns : non significatif.

Tableau A16. Attribution des primes et indemnités entre les hommes et les femmes en considérant leur positionnement par rapport à la valeur médiane de la distribution des primes et indemnités de leur statut professionnel d'appartenance

	FPE				FPH		FPT				
	Titulaires		Non-titulaires		H	F	Titulaires		Non-titulaires		
	H	F	H	F			H	F	H	F	
Proportion d'agents percevant pas de primes	3,0	10,1	41,5	53,5	39,0	25,5	5,5	12,1	95,8	95,6	
Catégorie	> médiane	61,4	41,8	59,8	42,9	59,3	47,8	61,5	41,0	51,9	49,2
	< médiane	38,6	58,2	40,2	57,1	40,7	52,2	38,5	59,0	48,1	50,8
Cat. + min/fil	> médiane	57,8	44,5	56,5	45,9	59,3	47,8	57,7	44,0	53,2	48,6
	< médiane	42,2	55,5	43,5	54,1	40,7	52,2	42,3	56,0	46,7	51,4
Corps	> médiane	54,3	47,0	-	-	58,3	48,0	56,6	44,9	-	-
	< médiane	45,7	53,0	-	-	41,7	52,0	43,4	55,1	-	-
Grade	> médiane	54,1	47,7	-	-	58,1	48,1	54,9	46,2	-	-
	< médiane	45,9	52,3	-	-	41,9	51,9	45,1	53,8	-	-
PCS	> médiane	-	-	54,7	49,5	-	-	-	-	49,8	50,2
	< médiane	-	-	45,3	50,5	-	-	-	-	50,2	49,8

Source : SIASP (2010).

Note : H : hommes ; F : femmes ; Cat : catégorie ; min : ministère ; fil : filière.

Lecture : Parmi les agents titulaires de la FPE percevant des primes et indemnités, 61,4 % des hommes et seulement 41,8 % des femmes touchent des montants supérieurs à la valeur médiane de la distribution des primes et indemnités observée au sein de leur catégorie d'appartenance.

Partie 2

Impact de la naissance d'un enfant
sur la rémunération des femmes et des hommes
au sein des trois versants
de la Fonction publique et du secteur privé

INTRODUCTION

Une source potentiellement importante de l'écart de rémunération entre hommes et femmes au sein des trois versants de la Fonction publique n'a pu être considérée dans la première partie de ce rapport, faute de données appropriées. Il s'agit de la maternité, impossible à considérer par l'intermédiaire du fichier SIASP qui ne fournit aucune information sur la situation familiale des agents de la Fonction publique ni sur leurs éventuelles interruptions de carrière. Or, la naissance d'un enfant est susceptible d'affecter différemment les carrières salariales des mères et des pères, les tâches domestiques incombant encore très largement aux femmes. L'enquête *Emploi du Temps* de l'Insee montre en effet qu'en France, le partage des tâches au sein du couple évolue lentement (Ponthieux et Schreiber, 2006). Les femmes consacrent ainsi encore deux fois plus de temps au travail domestique que les hommes. De même, le temps consacré aux enfants reste majoritairement l'apanage des femmes. Par conséquent, les mères sont davantage susceptibles que les pères de modifier leur situation professionnelle suite à la naissance d'un enfant : passage à temps partiel, prise d'un congé parental, changement d'emploi... En France, près de 55 % des mères déclarent avoir connu un changement de situation professionnelle après la naissance de leur troisième enfant, contre moins de 10 % des pères (Pailhé et Solaz, 2007). Ces changements ne sont pas sans conséquence pour leur rémunération.

De ce fait, les principales sources de l'écart de rémunération entre hommes et femmes mises en évidence dans la première partie de ce rapport sont susceptibles d'être influencées directement ou indirectement par l'évènement « maternité ». Tout d'abord, la naissance d'un enfant peut en effet expliquer pourquoi les femmes effectuent en moyenne moins d'heures de travail que les hommes, notamment parce qu'un certain nombre de mères passent à temps partiel. D'après l'enquête *Familles & Employeurs* réalisée par l'Ined et l'Insee en 2004-2005, alors que « seulement » 5,7 % des mères de la Fonction publique font un tel choix suite à la naissance de leur premier enfant, elles sont plus d'une sur cinq à le faire après la naissance d'un deuxième enfant et 16,3 % après la naissance d'un troisième enfant. Ensuite, l'inégale répartition des hommes et des femmes au sein des corps et l'absence de femmes parmi certains grades très rémunérateurs, sources importantes de l'écart de rémunération entre hommes et femmes titulaires de la FPE, pourraient en partie s'expliquer par les interruptions de carrière que connaissent les mères suite à la naissance d'un enfant. En effet, au sein de la Fonction publique, plus le rang de naissance de l'enfant est élevé, plus les mères sont nombreuses à interrompre leur carrière : 7 % après la première naissance, 14 % après une deuxième et 32,6 % après une troisième (Duvivier et Narcy, 2014). En outre, la durée des interruptions est relativement longue puisqu'elle est en moyenne toujours supérieure à deux ans quel que soit le rang de naissance. Ces interruptions de carrière, en ralentissant l'accumulation de capital humain et en entraînant une dépréciation des savoirs acquis (Meurs et *al.*, 2010), peuvent constituer un frein pour l'accession des mères à certains corps et grades très rémunérateurs. Enfin, ces interruptions de carrière pourraient expliquer, au moins en partie, pourquoi, à grade équivalent, une partie de l'écart de rémunération entre hommes et femmes titulaires de la FPE reste encore inexplicée. En effet, au sein d'un même grade, les mères n'accèdent que rarement aux échelons les plus élevés à la différence des hommes, probablement parce qu'elles accumulent moins d'années d'ancienneté en raison de leurs interruptions de carrière plus fréquentes²⁹.

L'objectif de cette seconde partie du rapport est donc d'évaluer l'ampleur de l'écart de salaire entre les mères et les femmes sans enfant (« family pay gap ») au sein des trois versants de la Fonction publique. Afin de déterminer si la naissance d'un enfant est effectivement plus pénalisante pour les

²⁹ Lors de la prise d'un congé parental dont la durée maximale est de trois ans, les agents titulaires conservent leurs droits à avancement d'échelon en totalité la première année du congé, mais ces droits sont ensuite réduits de moitié. Pour les agents contractuels, la durée du congé est prise en compte pour moitié dans la détermination des avantages liés à l'ancienneté.

mères que pour les pères, cet écart est comparé à celui obtenu en considérant les hommes. En outre, le « family pay gap » est également estimé pour les mères et les pères du secteur privé afin de le comparer à l'écart mesuré au sein des différents versants de la Fonction publique. En effet, notamment parce que le secteur public offre davantage de mesures de conciliation que le secteur privé (Lanfranchi et Narcy, 2013), les mères du secteur privé sont susceptibles d'effectuer des transitions professionnelles suite à la naissance d'un enfant plus coûteuses pour leur carrière et leur rémunération. Ainsi, les mères du secteur privé s'interrompent plus fréquemment et plus longtemps que celles du secteur public (Duvivier et Narcy, 2014).

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. Les effets de la maternité apparaissent ainsi particulièrement forts aux États-Unis (Waldfogel, 1998 ; Lundberg et Rose 2000 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Gangl et Ziefle, 2009), et plus encore en Grande-Bretagne (Waldfogel, 1998 ; Gangl et Ziefle, 2009) et en Allemagne (Gangl et 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 (Simonsen et 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 %. D'après Meurs *et al.* (2010), la maternité entraînerait une pénalité salariale uniquement lorsque les mères interrompent leur carrière, une interruption d'un an après une naissance impliquant une diminution du salaire horaire des femmes de 2 à 2,5 % selon leurs estimations.

Ces différentes études ont toutefois estimé l'effet de la maternité sans distinguer les secteurs public et privé, ce qui risque de masquer des réalités différentes entre ces deux secteurs. Cette évaluation spécifique a été faite principalement dans le cas de la Scandinavie par Albrecht *et al.* (1999), Datta Gupta et Smith (2000), Nielsen *et al.* (2004) et Simonsen et 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. Pour le cas de la France, seuls Duvivier et Narcy (2014) ont évalué l'impact de la maternité sur le salaire des femmes en distinguant le secteur privé et le secteur public. L'étude conclut que, si la maternité a un impact négatif dans les deux secteurs, celui-ci est nettement plus marqué dans le secteur privé car les mères interrompent plus fréquemment et plus longtemps leur carrière. L'analyse proposée ici se distingue cependant de l'étude de Duvivier et Narcy (2014) de plusieurs manières. D'une part, on estime ici l'effet de la naissance des enfants, et non celui de la présence des enfants dans le ménage. D'autre part, on estime ici l'effet de la naissance des enfants à la fois sur le salaire des mères et des pères, et non uniquement pour les mères. Par ailleurs, nous mobilisons une base de données complètement différente ; nous bénéficions notamment de données de panel nous permettant de mieux identifier l'effet estimé. Enfin, nous menons l'analyse en distinguant les trois versants de la Fonction publique ce qui, à notre connaissance, n'a jamais été fait dans aucune des études sur le « family pay gap », que ce soit en France ou à l'étranger.

Pour évaluer le « family pay gap » pour les mères et les pères au sein des trois versants de la Fonction publique et du secteur privé, nous mobilisons le « panel tous salariés » qui permet de suivre les évolutions annuelles des rémunérations des salariés du public et du privé de 1988 à 2011. Ce panel résulte d'une concaténation du panel DADS et du panel des agents de l'État. Il est apparié avec un extrait de l'échantillon démographique permanent (EDP) afin de pouvoir disposer des dates de naissance des enfants et du niveau de diplôme le plus élevé des salariés. Ces données longitudinales nous permettent d'évaluer l'impact, non seulement d'une première naissance, mais également d'une deuxième et d'une troisième sur le salaire des mères et des pères les trois années qui suivent la naissance.

Sur le plan méthodologique, nous mettons en œuvre une méthode de doubles différences avec appariement exact et dynamique. Plus précisément, nous calculons une première différence entre les salaires perçus avant et après la naissance pour la population des femmes (respectivement des hommes) ayant eu un enfant, à laquelle nous ôtons la même différence de salaire mesurée sur une population témoin correspondant à des femmes (respectivement des hommes) ayant exactement les mêmes caractéristiques observables que les femmes et hommes du premier groupe mais qui n'ont, pour le moment, pas eu d'enfant. Cette méthode nous permet de tenir compte de plusieurs problèmes méthodologiques majeurs et donc, d'obtenir une estimation particulièrement fiable de l'impact de la naissance d'un enfant sur les salaires.

La section 1 passe en revue la littérature sur le « family pay gap » en insistant plus particulièrement sur son ampleur pour les femmes à l'étranger et en France ainsi que sur ses principaux facteurs explicatifs. La section 2 présente les données mobilisées, la manière dont l'échantillon d'étude a été constitué et quelques statistiques descriptives. La mise en œuvre de la méthode de doubles différences avec appariement exact et dynamique est détaillée dans la section 3. La section 4 compare les effets des naissances de rang 1, 2 et 3 sur le salaire journalier, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire entre les mères et les pères au sein des trois versants de la Fonction publique et au sein du secteur privé. Enfin, la section 5 conclut.

1. LE « FAMILY PAY GAP »

1.1. Facteurs explicatifs

Plusieurs raisons peuvent être à l'origine d'un « family pay gap », c'est-à-dire de l'existence d'un écart de salaire entre les mères et les femmes sans enfant. Parmi les différents facteurs explicatifs, on peut tout d'abord distinguer l'effet « offre de travail », qui affecte le salaire annuel des femmes *via* une modification de la quantité de travail offerte, des autres mécanismes affectant davantage le salaire horaire³⁰.

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 salaire annuel. En effet, au sein du couple, les tâches domestiques restent encore très largement à l'initiative des femmes, et cette inégale répartition des tâches tend à s'accroître avec l'arrivée d'un enfant (Régnier-Lollier, 2009). En raison du travail supplémentaire qu'elles effectuent dans leur foyer, les femmes ajustent souvent leur offre de travail à la suite d'une naissance, notamment en passant à temps partiel. Comme le montrent Meurs *et al.* (2010), à partir des données de l'enquête *Familles et Employeurs*, la part de femmes à temps partiel progresse de manière importante au fil des naissances. Alors que seules 16 % des femmes sans enfant sont à temps partiel, c'est le cas de 20,3 % des femmes avec un enfant, de 34,1 % des femmes avec deux enfants et de 43,5 % des femmes avec trois enfants ou plus.

En outre, les mères s'absentent généralement plus souvent que les femmes sans enfant, puisqu'elles doivent, par exemple, s'occuper de leurs enfants malades. Ainsi, au Danemark, les femmes sans enfant s'absentent en moyenne 220 heures par an, alors que les mères s'absentent quant à elles 268 heures (Simonsen et Skipper, 2012). En France, même si certains employeurs accordent à leurs salariés des jours de congé rémunérés pour enfant malade, la majorité des employeurs du privé ne le font pas, et le nombre de jours accordés est probablement insuffisant pour compenser le nombre de jours d'absence supplémentaires des mères³¹.

³⁰ Dans la littérature, le « family pay gap » se réfère principalement à l'écart de salaire *horaire* entre les mères et les femmes sans enfant.

³¹ En France, presque tous les salariés du secteur public bénéficient de ce type d'arrangement, mais seulement 44 % des entreprises privées accordent des congés pour enfant malade. En outre, lorsque les salariés peuvent bénéficier de ce type de congé, le nombre de

Enfin, la naissance d'un enfant peut réduire la disponibilité des mères pour faire des heures supplémentaires (Meurs *et al.* 2010). À notre connaissance, il n'existe cependant pas d'étude empirique ayant cherché à tester cette hypothèse, en raison notamment de l'absence d'information concernant les heures supplémentaires dans la plupart des enquêtes disponibles. Pour tester la validité empirique de cette hypothèse, nous avons exploité l'enquête *Changements organisationnels et informatisation* (COI) réalisée en 2006. Cette enquête nous a permis de modéliser, pour les femmes, leur probabilité de travailler fréquemment ou non au-delà de leur durée habituelle de travail. Les résultats obtenus montrent que, contrairement à l'hypothèse émise, la présence d'au moins un enfant de moins de trois ans n'influence pas significativement cette probabilité, toutes choses égales par ailleurs³².

Par ailleurs, les mères perçoivent généralement un salaire horaire plus faible que les femmes sans enfant. L'explication en termes de capital humain est la plus commune : la maternité, comme toute interruption de carrière, engendre une perte de capital humain, ce qui affecte négativement la productivité des mères, et donc leur salaire horaire. La naissance d'un enfant conduit en effet les femmes à interrompre leur carrière professionnelle, et ce, de manière croissante avec le rang de l'enfant. Par exemple, parmi les femmes travaillant avant la naissance de leur enfant, 6 % des femmes prennent un congé parental à temps plein suite à la naissance de leur premier enfant, alors que c'est le cas de 20 % et de 35 % des femmes suite à une deuxième et à une troisième naissance respectivement (Pailhé et Solaz, 2007). En moyenne, la durée cumulée des interruptions de carrière pour maternité est de 0,4 année pour les mères d'un enfant, de 1,6 année pour les mères de deux enfants et de 4,6 années pour les mères de trois enfants ou plus (Meurs *et al.*, 2010). Ces interruptions de carrière sont susceptibles d'avoir un effet négatif sur les salaires en affectant le capital humain des mères de deux manières différentes. D'une part, l'interruption de carrière ralentit le processus d'accumulation d'expérience professionnelle effective³³. Or, comme celle-ci est l'un des déterminants du niveau de rémunération (Meurs et Ponthieux, 2000), l'interruption de carrière pour maternité engendre un « family pay gap ». D'autre part, l'interruption de carrière réduit le rendement du capital humain en entraînant une dépréciation (oubli ou obsolescence) des savoirs accumulés (Mincer et Polacheck, 1974).

Outre l'interruption de carrière pour maternité, le passage à temps partiel entraîne également une perte de capital humain. En effet, les salariées à temps partiel accumulent moins d'expérience que les travailleurs à temps plein³⁴ et peuvent subir une dépréciation de ce capital. L'effet est cependant de moindre ampleur que pour l'interruption de carrière, puisque les salariées demeurent en emploi.

La naissance d'un enfant conduit non seulement un certain nombre de mères à quitter temporairement le marché du travail, mais également certaines à le quitter définitivement. Par exemple, en Allemagne, l'écart entre le taux d'emploi des femmes avec un enfant et des femmes sans enfants est de 50 points de pourcentage un an après la naissance, de 30 points de pourcentage deux ans après la naissance, et encore de 20 points de pourcentage au bout de cinq ans (Fitzenberger *et al.*, 2013). Si ce sont justement les femmes qui auraient subi la plus forte perte de salaire qui sortent définitivement du marché du travail, alors, on sous-estime la pénalité salariale associée à la naissance (Felfe, 2012).

jours accordés par an et par famille est presque deux fois plus élevé dans le public que dans le privé, 10 jours contre 5,5 jours (Lefèvre *et al.*, 2007).

³² Nous contrôlons pour l'âge, l'ancienneté dans l'emploi, le niveau de diplôme, la CSP, le temps partiel, la taille de l'entreprise et le secteur d'activité.

³³ Par exemple, les femmes entre 39 ans et 49 ans, n'ayant jamais interrompu leur carrière professionnelle pour maternité ont, en moyenne, vingt-trois années d'expérience effective alors que les femmes du même âge, ayant interrompu leur carrière pour maternité, ont une expérience effective de dix-huit années seulement (Meurs *et al.*, 2010).

³⁴ Les travaux récents tiennent compte des années travaillées à temps partiel afin de mesurer l'expérience effective des travailleurs (voir, par exemple, Budig et England, 2001 ; Felfe, 2012).

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 (sans réduire leur temps 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). Par exemple, en Allemagne, alors que 17 % des femmes travaillent de nuit avant la naissance de leur enfant, elles ne sont plus que 13 % dans ce cas après la naissance. De plus, suite à la naissance d'un enfant, les mères cherchent parfois à se rapprocher de leur domicile : par exemple, en Allemagne, la distance moyenne entre le travail et le domicile des femmes passe de 15,46 km à 11,94 km après la naissance (Felfe, 2012). L'ajustement des conditions de travail peut se faire de deux manières différentes : soit en demeurant chez le même employeur, soit en changeant d'employeur. La plupart du temps, l'ajustement des conditions de travail s'effectue cependant en changeant d'employeur (Felfe, 2012). Dans ce cas, les femmes risquent de subir une pénalité supplémentaire en termes de salaire horaire puisqu'en changeant d'employeur, les femmes perdent les bénéfices associés à leur ancienneté. De plus, les mères, qui sont moins mobiles géographiquement, pourraient avoir un pouvoir de négociation plus faible face à leur nouvel employeur, ce qui pourrait les pénaliser lors de la détermination de leur salaire.

Par ailleurs, l'effort des mères, et par là même leur productivité, peuvent être réduits par les efforts supplémentaires qu'elles consentent dans leur foyer suite à la maternité³⁵ (Becker, 1985). Cependant, même si la productivité des mères ne chute pas, il suffit que la perception de celle-ci par leurs employeurs ou supérieurs hiérarchiques soit dépréciée pour que leurs perspectives de carrière (promotions ou formation par exemple) soient restreintes. Deux raisons peuvent être à l'origine d'une discrimination statistique. D'une part, pour l'employeur, l'arrivée d'un enfant peut constituer un « signal négatif », celui-ci s'attendant à ce que la salariée investisse moins de temps et d'énergie dans sa carrière, étant donné la charge de travail domestique supérieure induite par la naissance. D'autre part, comme la productivité est difficilement observable, un employeur peut interpréter une interruption de carrière de longue durée comme la marque d'un faible engagement de la salariée dans son travail (Spence, 1973).

Enfin, il se pourrait qu'une partie du « family pay gap » ne soit qu'illusoire car il existerait des caractéristiques inobservables influençant à la fois la maternité et le fait de percevoir une faible rémunération. Cette hypothèse renvoie à la question de l'hétérogénéité inobservée entre mères et femmes sans enfant. Sa non-prise en compte pourrait conduire à une surestimation du « family pay gap ».

Effets attendus pour les hommes

Si la naissance d'un enfant peut être pénalisante, en termes de rémunération, pour les mères, les pères ne devraient pas, quant à eux, subir de pénalité et pourraient même bénéficier d'une « prime à la paternité ».

Tout d'abord, alors que la naissance d'un enfant engendre souvent une sortie ou une réduction de l'offre de travail des mères, celle-ci affecte globalement peu l'offre de travail des pères. Par exemple, alors que les mères en emploi avant la naissance d'un enfant sont 22,1 % à sortir du marché du travail suite à la naissance d'un enfant, c'est le cas de seulement 0,4 % des pères³⁶ (Pailhé et Solaz, 2007). De plus, cet écart entre les femmes et les hommes se creuse au fil des naissances. En effet, les femmes sont 8 % à sortir du marché du travail suite à la naissance de leur premier enfant, 16,9 % suite à la naissance de leur deuxième enfant et 40,9 % suite à la naissance de leur troisième enfant. En revanche, la part des hommes qui sortent du marché du travail est beaucoup plus faible et

³⁵ Au Canada, par exemple, les femmes vivant avec des enfants effectuent en moyenne 45,6 heures de travail non rémunéré (tâches ménagères, soin des enfants et/ou des personnes âgées) par semaine, alors que les femmes sans enfant en réalisent en moyenne 13,4 (Phipps *et al.*, 2001).

³⁶ Une sortie du marché du travail correspond soit à la prise d'un congé parental, soit à une entrée dans l'inactivité ou le chômage.

constante au cours des naissances, celle-ci étant de 0,5 %, 0,1 % et 0,7 % suite respectivement à la première, deuxième et troisième naissance. En outre, les femmes sont plus nombreuses à réduire leur temps de travail après la naissance d'un enfant, puisque 8,5 % d'entre elles le font, contre seulement 0,4 % des hommes.

Par ailleurs, lorsque la naissance d'un enfant affecte la carrière professionnelle d'un homme, on observe une mobilité bien plus « ascendante » pour les pères que ce que l'on observe pour les mères. En effet, alors que la naissance d'un enfant conduit le plus souvent les mères à sortir du marché du travail, elle incite plutôt les hommes à modifier leurs horaires sans diminuer leur temps de travail (1,8 %) ou à augmenter leur activité ou leurs responsabilités (1,4 %) (Pailhé et Solaz, 2007).

Enfin, pour un employeur, la naissance d'un enfant peut être considérée comme un signe de stabilité, garantissant que le salarié va rester dans l'entreprise et s'y investir. Cela pourrait ainsi conduire l'employeur à investir davantage dans la formation des pères (Millimet, 2000). Si les pères peuvent bénéficier d'un « effet de signal positif », la prise d'un congé parental pourrait s'avérer particulièrement pénalisante pour les hommes cependant. En effet, comme peu d'hommes interrompent leur carrière pour s'occuper de leur enfant, un employeur pourrait interpréter la prise d'un congé paternité comme le signe d'un faible engagement de l'homme dans son métier, et le pénaliser en retour (Albrecht *et al.*, 1999). À cet effet de signal négatif, viendraient s'ajouter les effets négatifs de l'interruption sur le capital humain, décrits précédemment.

1.2. Le « family pay gap » à l'étranger

1.2.1. Le « family pay gap » : pénalité totale, effets direct et indirect

Comme nous l'avons exposé dans la section précédente, la naissance d'un enfant peut affecter le salaire des mères *via* un ensemble de mécanismes. Dans la littérature empirique, on distingue communément l'effet « indirect » des enfants (impact de la maternité sur d'autres variables déterminant le salaire) de leur effet « direct » (discrimination statistique, effet de signal ou moindre pouvoir de négociation). L'effet « total » de la maternité correspond à la somme des effets directs et indirects. Selon le type d'effet que l'on cherche à estimer, les spécifications des équations de salaire utilisées pour estimer l'écart de salaire entre les mères et les femmes sans enfant diffèrent grandement d'une étude à l'autre. Premièrement, certains choisissent de ne contrôler pour aucun des déterminants du salaire potentiellement affectés par les enfants et fournissent donc une estimation de la pénalité « totale » (Simonsen et Skipper, 2012). La plupart des études estiment cependant le « family pay gap » en estimant une fonction de salaire augmentée du capital humain, *i.e.* en contrôlant pour une partie des effets indirects (expérience accumulée et/ou dépréciation du savoir) (Waldfoegel, 1998 ; Albrecht *et al.*, 1999 ; Datta Gupta et Smith, 2002 ; Meurs *et al.*, 2010 ; Felfe, 2012). D'autres, par ailleurs, contrôlent pour l'ensemble des « effets indirects » de la maternité sur les salaires, si bien que le « family pay gap » ne capte alors que les effets de discrimination potentielle et de perte de pouvoir de négociation (Buligescu *et al.* 2009). Enfin, certaines études estiment successivement différentes spécifications afin d'examiner comment la pénalité diminue à mesure que l'on intègre dans la régression les variables potentiellement affectées par les enfants (Budig and England, 2001 ; Phipps *et al.*, 2001 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Waldfoegel 1998 ; Simonsen et Skipper, 2006 ; Gangl et Ziefle, 2009 ; Meurs *et al.*, 2010 ; Duvivier et Narcy, 2014). Ces études s'avèrent particulièrement informatives pour déterminer l'importance relative des facteurs explicatifs du « family pay gap ».

1.2.2. Évaluation du « family pay gap » par pays

Malgré ces différences de spécification des modèles empiriques, les études confirment globalement l'existence d'une pénalité salariale liée à la maternité, même si les enseignements varient selon les pays.

Aux États-Unis, les mères percevraient un salaire horaire d'environ 4 à 16 % inférieur à celui des femmes sans enfant (pénalité totale) selon les estimations (Waldfogel, 1998 ; Lundberg et Rose 2000 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Gangl et Ziefle, 2009). De plus, la pénalité serait plus forte pour les enfants de rang 2 et 3 que pour le premier enfant. Par exemple, d'après Waldfogel (1998), la pénalité serait de 7,6 % pour le premier enfant contre 13 % pour les enfants de rang 2 et plus. De même, d'après Budig et England (2001), la pénalité associée à un, deux et à trois enfants et plus, serait respectivement de 2 %, 13 % et 22 %. En outre, la pénalité serait d'autant plus forte que les femmes interrompent longtemps leur carrière suite à la naissance de leur enfant (Lundberg et Rose, 2000). D'après ces auteurs, les femmes qui interrompent leur carrière plus d'un an subiraient une perte de salaire de 23 %, alors que celles qui s'arrêtent moins d'un an ne subiraient pas de perte de salaire horaire³⁷.

Par ailleurs, plusieurs travaux ont démontré que la pénalité totale associée à la naissance d'un enfant est plus élevée en Grande-Bretagne qu'aux États-Unis (Waldfogel, 1998 ; Gangl et Ziefle, 2009), celle-ci étant de l'ordre de 11 à 27 % environ en Grande-Bretagne selon les estimations. D'après ces travaux, comme la législation est moins favorable pour les mères aux États-Unis, celles-ci seraient incitées à reprendre plus rapidement leur emploi suite à la naissance de leur enfant et auraient moins tendance à réorienter leur carrière vers des emplois peu rémunérateurs, limitant ainsi la perte en termes de salaire horaire. Récemment, Viitanen (2014) a mis en évidence que la pénalité variait de manière importante selon l'âge des mères au premier enfant au Royaume-Uni.

Outre les études sur les États-Unis et le Royaume-Uni, un certain nombre de travaux récents ont estimé le « family pay gap » en Allemagne. En effet, comme le congé-maternité y est de longue durée (Ray *et al.*, 2010), certains auteurs se demandent si ce système ne risque pas d'inciter les mères à se retirer durablement du marché du travail pour élever leur enfant, contribuant ainsi à augmenter le « family pay gap ». Guagl et Ziefle (2009) estiment que la pénalité totale est d'environ 16 à 18 %, tandis que Beblo *et al.* (2009) l'estiment à environ 26 %. Felfe (2012), en contrôlant pour l'expérience effective, estime que les mères perçoivent un salaire inférieur de 10,7 % à celui des femmes sans enfant. Enfin, Buligescu *et al.* (2009) trouvent que la pénalité associée aux enfants est non significative, une fois contrôlé pour les interruptions de carrière pour maternité, l'expérience, l'ancienneté et le temps de travail³⁸. Outre la générosité du congé-maternité, l'absence de système de garde d'enfants et le système fiscal allemand (favorable aux couples dans lequel un des conjoints est au foyer ou à temps partiel et défavorable aux couples composés de deux conjoints à temps plein) auraient aussi pour effet d'inciter les femmes à se retirer durablement du marché du travail suite à la naissance d'un enfant et pourraient donc expliquer également pourquoi le « family pay gap » est particulièrement élevé en Allemagne (Davies et Pierre, 2005).

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 et Skipper, 2006 ; 2012). Néanmoins, cette perte de salaire s'accroît avec le jeune âge des enfants. De plus, cette pénalité totale est en grande partie expliquée par des effets indirects : une fois contrôlé pour le capital humain (expérience effective et/ou dépréciation du capital humain), la pénalité n'est plus que de 1,5 % environ (Simonsen et Skipper, 2006 ; Nielsen *et al.*, 2004), voire non significative (Datta Gupta et Smith, 2002). Des résultats similaires ont été obtenus pour la Suède, où la pénalité associée aux enfants n'est pas statistiquement significative quand on contrôle par l'expérience et la durée d'interruption de carrière pour maternité (Albrecht *et al.*, 1999).

³⁷ Bien que la quasi-totalité des travaux sur l'Amérique du Nord se concentrent sur les États-Unis, Phipps *et al.* (2001) estiment le « family pay gap » au Canada. Comme pour les États-Unis, au Canada, il apparaît que les mères perçoivent un salaire significativement inférieur à celui des femmes sans enfant, la pénalité totale étant de l'ordre de 15-17 %.

³⁸ Puisque le débat en Allemagne porte sur la durée optimale du congé-maternité, la plupart des études visent à estimer la pénalité associée à l'interruption de carrière plus que la pénalité totale associée aux enfants (Kunze et Ejrnaes, 2004 ; Beblo *et al.*, 2009 ; Buligescu *et al.*, 2009).

Enfin, Davies et Pierre (2005), en utilisant le *Panel communautaire des ménages*, ont comparé le « family pay gap » de onze pays européens. D'après leurs estimations, le « family pay gap » est particulièrement élevé en Allemagne, au Royaume-Uni et en Irlande, où la pénalité totale³⁹ associée à la maternité est de 12 % pour le deuxième enfant, pour chacun de ces trois pays, et de 12 à 18 % pour trois enfants et plus selon le pays considéré. En revanche, contrairement aux résultats précédemment cités, les auteurs estiment que le « family pay gap » est également élevé au Danemark, où la pénalité serait de 8 % pour deux enfants et de 13 % pour trois enfants et plus. L'impact des enfants sur le salaire des femmes est également négatif, mais moins élevé, en Espagne et au Portugal, tandis qu'il est non significatif aux Pays-Bas, en Belgique et en Italie, et non significatif ou positif en Grèce. D'après les auteurs, l'absence d'impact négatif des enfants aux Pays-Bas et en Italie est probablement liée au fait que le système de garde d'enfant y est développé, permettant aux femmes de reprendre rapidement leur emploi suite à la naissance d'un enfant.

Parmi les travaux précédemment cités, certains ont tenté d'estimer si la pénalité associée à la maternité persistait dans le temps ou si, au contraire, il existait un phénomène de rattrapage. Dans l'ensemble, les travaux concluent qu'il existe un phénomène de rattrapage, bien que celui-ci soit plutôt faible (Datta Gupta et Smith, 2002 ; Kunze et Ejrnaes, 2004 ; Felfe, 2012). À notre connaissance, Viitanen (2014) est la seule étude qui estime l'effet de la maternité sur le salaire des femmes sur une très longue période. D'après l'auteur, même si la pénalité diminue au cours du temps, celle-ci persiste pendant de très nombreuses années et ce, surtout pour les femmes ayant eu leur premier enfant jeune. Par exemple, pour les femmes devenues mères à 23 ans, la pénalité estimée est de 15,5 % à 18,4 % à 33 ans, jusqu'à 9 % à 42 ans et d'encore jusqu'à 5,5 % à l'âge de 51 ans. Les femmes devenues mères entre 23 et 33 ans souffrent encore d'une pénalité de 10,2 à 12,5 % dix ans plus tard, mais celle-ci disparaît lorsque les femmes ont atteint le début de la cinquantaine. Enfin, les femmes devenues mères entre 33 et 42 ans ne subissent plus de pénalité de salaire dix ans plus tard.

1.2.3. Poids des durées d'interruption et des choix de carrière dans le « family pay gap »

Dans l'ensemble, les études ont non seulement cherché à estimer le « family pay gap » mais aussi à déterminer les raisons qui en sont à l'origine. Parmi les différents facteurs explicatifs, l'explication en termes de capital humain (perte d'expérience et dépréciation des connaissances) est celle qui a été le plus couramment examinée. Les études concluent de façon consensuelle que l'écart de salaire entre les mères et les femmes sans enfant s'explique, au moins en partie, par la moindre expérience accumulée par les mères (Waldfogel, 1998 ; Budig et England, 2001 ; Datta Gupta et Smith, 2002 ; Gangl et Ziefle, 2009). Par exemple, d'après Waldfogel (1998), prendre en compte la différence d'expérience effective entre les mères et les femmes sans enfants contribue à faire diminuer le « family pay gap » de 13 % à 8 % aux États-Unis, et de 27 % à 19,5 % en Grande-Bretagne. Cependant, même si la pénalité diminue en tenant compte de l'expérience effective, elle demeure généralement significative, ce qui suggère qu'il existe d'autres facteurs explicatifs au « family pay gap ». Ainsi, à l'exception de Datta Gupta et Smith (2002), les travaux montrent également que, 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 (Albrecht *et al.*, 1999 ; Phipps *et al.*, 2001 ; Kunze et Ejrnaes, 2004 ; Nielsen *et al.*, 2004 ; Buligescu *et al.*, 2009). Par exemple, en Allemagne, les femmes ayant interrompu leur carrière pendant moins de trois ans percevaient, l'année de leur retour sur le marché du travail, un salaire horaire d'environ 10 à 14 % inférieur à celui des femmes sans enfant (Buligescu *et al.*, 2009).

Si, à niveau d'expérience effective équivalent, l'effet négatif de la durée d'interruption pour maternité est généralement interprété comme le signe d'une dépréciation du savoir, plusieurs études ont

³⁹ Les auteurs introduisent un indicateur d'expérience potentielle dans leur équation. On peut donc considérer que l'expérience potentielle ne contrôle pas pour l'effet indirect de la maternité sur le salaire transitant par l'expérience (voir Waldfogel [1998] par exemple).

cependant souligné que la durée d'interruption pour maternité pouvait également capturer d'autres phénomènes, et notamment un « effet de signal » (Albrecht *et al.*, 1999 ; Phipps *et al.*, 2001 ; Kunze et Ejrnaes, 2004 ; Buligescu *et al.*, 2009). Par exemple, en Allemagne, alors que la pénalité associée à l'interruption pour maternité est relativement stable pour des interruptions d'une durée de un à trois ans, celle-ci augmente brutalement pour les femmes qui interrompent leur carrière pendant plus de trois ans (*i.e.*, au-delà de la durée maximale du congé-maternité) (Buligescu *et al.*, 2009). D'après les auteurs, cela s'explique par un effet de signal : les employeurs interpréteraient une interruption au-delà de la durée maximale du congé-maternité comme le signe d'un faible engagement de la femme dans son travail. Au contraire, en Scandinavie, où il n'existe pratiquement pas de variation dans la durée d'interruption de carrière pour maternité entre les femmes (celles-ci prenant presque toutes l'intégralité du congé-maternité), la durée d'interruption pour maternité ne permettrait pas à l'employeur de discriminer entre les femmes qui sont investies dans leur métier et celles qui ne le sont pas. De ce fait, la pénalité associée à la durée d'interruption pour maternité est moins élevée pour les mères en Scandinavie qu'ailleurs (Albrecht *et al.*, 1999 ; Datta Gupta et Smith, 2002).

Par ailleurs, le « family pay gap » semble résulter également des choix de carrière différents effectués par les mères, celles-ci choisissant de travailler dans des établissements offrant des emplois plus compatibles avec leurs responsabilités familiales, au prix d'un salaire horaire moins élevé. D'après Felfe (2012), la pénalité estimée passe de 10,7 % à seulement 2,9 % lorsque l'on exclut les mères qui ont ajusté leurs conditions de travail (moins de travail de nuit, emploi du temps plus flexible, moins de stress) suite à la naissance de leur enfant (*i.e.* lorsque l'on compare les mères qui n'ont pas ajusté leurs conditions de travail aux femmes sans enfant)⁴⁰. De plus, d'après Beblo *et al.* (2009), en comparant les mères, d'une part, avec des salariées dans n'importe quel établissement et, d'autre part, avec des salariées de leur propre établissement, la perte de rémunération liée à la naissance et au congé de maternité est plus élevée dans le premier des deux cas (26 % contre 19 %). Il existerait donc un effet spécifique à l'établissement qui, lorsqu'il est omis, conduit à négliger les pratiques de l'établissement et la sélection des travailleuses. En d'autres termes, les mères travailleraient peut-être plus fréquemment dans des établissements qui pénalisent moins les interruptions et la variation d'offre de travail.

Enfin, 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 et Ejrnaes, 2004 ; Felfe, 2013). En effet, les mères qui changent d'entreprise perdent les bénéfices de l'ancienneté accumulée et le savoir spécifique à l'entreprise. De plus, les femmes qui changent d'entreprise le font souvent pour bénéficier de conditions de travail leur permettant de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle (emploi du temps plus flexible, emploi moins stressant, etc.). En conséquence, elles acceptent de percevoir un salaire horaire moins élevé, en cohérence avec la théorie des différences compensatrices (Felfe, 2012).

1.3. Le « family pay gap » en France

À notre connaissance, seuls Davies et Pierre (2005), Meurs *et al.* (2010) et Duvivier et Narcy (2014) ont estimé l'impact de la maternité sur le salaire des femmes en France.

Comme nous l'avons indiqué précédemment, Davies et Pierre utilisent le *Panel communautaire des ménages* afin d'estimer, de manière comparable, la pénalité associée à la présence d'enfants pour onze pays européens. Pour cela, les auteurs estiment des équations de salaire augmentées du capital humain. Cependant, comme les auteurs ne contrôlent que pour l'expérience potentielle, on peut

⁴⁰ Budig et England (2001) testent également, mais de manière bien moins directe, ce canal de transmission. Contrairement à Felfe (2012), les auteurs concluent que l'introduction d'un grand nombre de caractéristiques de l'emploi des femmes (par exemple, la distance entre travail et domicile) réduit peu la pénalité estimée (celle-ci passant de 4,7 % à 3,7 %).

considérer qu'ils fournissent une estimation de la pénalité totale associée à la maternité. Pour la France, les auteurs estiment que la pénalité associée à la présence d'un ou deux enfants n'est pas significative et ce, quelle que soit la méthodologie utilisée. De plus, la pénalité associée à la présence de trois enfants ou plus, évaluée à 10 %, devient non significative lorsque l'on contrôle l'hétérogénéité inobservée entre les mères et les femmes sans enfant. D'après les auteurs, l'absence de pénalité en France, contrairement à ce que l'on observe en Allemagne, au Royaume-Uni ou en Irlande par exemple, s'explique probablement par le fait que le pays dispose d'un système de garde d'enfants particulièrement développé, permettant aux mères de retourner rapidement sur le marché du travail, à temps plein, suite à la naissance de leur enfant.

Meurs *et al.* (2010) et Duvivier et Narcy (2014) utilisent quant à eux les données issues de l'enquête *Familles et Employeurs*, réalisée par l'Ined et l'Insee en 2004-2005. Si les auteurs disposent uniquement d'informations sur le salaire perçu par les individus au moment de l'enquête, ils bénéficient cependant de données rétrospectives sur la carrière professionnelle des individus. Cela leur permet, d'une part, de calculer avec précision l'expérience effective des individus, et, d'autre part, de connaître la durée de leurs différents types d'interruptions (chômage, congé parental, formation, autres).

Afin d'estimer l'effet du nombre d'enfants et des interruptions de carrière pour maternité sur le salaire des femmes, Meurs *et al.* estiment différentes spécifications d'équations de salaire. Les résultats obtenus révèlent que, lorsque l'on contrôle notamment pour l'expérience effective et l'ancienneté, le nombre d'enfants n'a pas d'effet significatif sur le salaire horaire des femmes, alors que la durée du congé-maternité a un effet négatif et significatif. Plus précisément, une interruption d'un an pour maternité engendrerait une diminution du salaire horaire des femmes de 2,1 à 2,5 % selon le modèle considéré. Les auteurs proposent en outre une décomposition de l'écart de salaire observé entre les femmes qui ont interrompu leur carrière pour maternité et celles qui n'ont pas interrompu leur carrière. Les différences d'expérience effective et de durée d'interruption pour maternité expliquent près de deux tiers de cet écart. En effet, la différence entre les durées d'interruption pour maternité explique 42 % des différences de salaires expliquées entre les femmes et les différences en termes d'expérience effective 21 %.

Duvivier et Narcy (2014) étudient quant à eux si l'impact de la maternité sur le salaire mensuel des femmes en France varie entre le secteur privé et le secteur public. Les auteurs mettent en évidence que la présence de deux enfants ou plus est davantage pénalisée dans le secteur privé que dans le secteur public, principalement parce que les interruptions de carrière pour maternité y sont plus fréquentes et durent plus longtemps. Par ailleurs, le « family pay gap » résulte essentiellement d'un effet « offre de travail » dans le secteur public, et de la baisse de l'offre de travail des femmes et des interruptions de carrière dans le secteur privé. En revanche, dans chacun des deux secteurs, le moindre accès des femmes à des postes à responsabilités et les ajustements des conditions de travail contribuent globalement peu à expliquer le « family pay gap ».

Si les trois études précédemment citées sont les seules, à notre connaissance, à fournir une estimation directe du « family pay gap » pour la France, Lequien (2012) et Joseph *et al.* (2013) nous informent également, mais de manière indirecte, sur l'effet des enfants sur le salaire des femmes en France. Dans son étude, Lequien utilise la réforme de l'allocation parentale d'éducation (APE), survenue en juillet 1994, et étendant cette prestation aux parents d'un deuxième enfant⁴¹, pour identifier de manière causale l'effet d'une interruption de carrière pour maternité sur le salaire des femmes (voir section 1.5). En exploitant le panel DADS, l'auteur met en évidence que, suite à la réforme de l'APE, les femmes donnant naissance à un deuxième enfant interrompent plus longtemps leur carrière professionnelle que les femmes ayant donné naissance à un deuxième enfant avant la réforme. En moyenne, la réforme aurait conduit les mères d'un deuxième enfant à inter-

⁴¹ L'APE est une allocation versée afin de compenser la baisse des revenus des parents, suite à l'arrêt de travail, ou au passage à temps partiel engendré par la naissance d'un enfant. Celle-ci est versée pour une durée maximale de trois ans. Avant 1994, les parents pouvaient bénéficier de l'APE à partir de la naissance de leur troisième enfant. Depuis 1994, cette allocation est versée dès la naissance d'un deuxième enfant.

rompre leur carrière de 0,27 année supplémentaire, ce qui se serait traduit par une progression salariale plus faible de 2,8 %. Ainsi, l'auteur conclut qu'interrompre sa carrière d'une année supplémentaire suite à la naissance d'un enfant, conduirait les femmes à percevoir un salaire journalier inférieur de 10 %, suite à leur retour sur le marché du travail. Néanmoins, comme le souligne l'auteur, l'absence d'information sur le nombre d'heures travaillées l'empêche de contrôler pour le fait que, suite à la réforme de l'APE, les mères pourraient également avoir réduit le nombre d'heures travaillées. Si tel est le cas, on observerait alors une baisse du salaire journalier sans qu'il y ait pour autant de baisse du salaire horaire.

Par ailleurs, Joseph *et al.* évaluent l'effet de l'introduction du « complément libre choix d'activité » (CLCA)⁴² en 2004 sur le taux d'emploi et le salaire des mères d'un enfant à 12, 18 et 24 mois. Autrement dit, les auteurs cherchent à déterminer dans quelle mesure se sont modifiés le taux d'emploi et le salaire des mères d'un enfant suite à l'introduction de ce congé parental rémunéré de courte durée. Pour ce faire, les auteurs ont exploité les données de la quatrième vague de l'enquête *Génération 98*, réalisée par le Céreq en 2008. Ces données leur permettent de comparer le taux d'emploi et les salaires des femmes devenues mères pour la première fois avant et après 2004. Les résultats obtenus montrent qu'après 2004, plus de mères s'interrompent après la naissance de leur premier enfant. Cependant, le taux d'emploi des mères d'un enfant à 12, 18 et 24 mois après la naissance est plus élevé après 2004 qu'avant. Cet effet positif de la CLCA sur les taux d'emploi est plus prononcé pour les femmes faiblement éduquées que pour celles ayant des niveaux d'éducation élevés. Autrement dit, même si l'introduction d'un congé parental de courte durée rémunéré a incité davantage de mères à s'interrompre, il a néanmoins encouragé un retour à l'emploi plus précoce. Pour Joseph *et al.*, cela s'expliquerait par le fait qu'un congé de courte durée donnerait suffisamment de temps aux mères pour, par exemple, trouver un système de garde pour leur enfant, leur permettant ensuite de revenir sur le marché du travail. En revanche, l'introduction du CLCA a eu un impact négatif et significatif sur le salaire mensuel des mères moyennement ou hautement qualifiées à 12, 18 et 24 mois après la naissance. Comme cela ne concerne que les mères ayant bénéficié d'un « CLCA partiel », les auteurs estiment que ces mères, incitées par le CLCA à passer à temps partiel pendant les 6 mois suivant la naissance, le restent durablement même après l'arrêt du versement de l'allocation en considérant, finalement, que ce type d'horaire permet une meilleure conciliation entre vie familiale et vie professionnelle.

1.4. Effet pour les hommes

Si la plupart des travaux se sont attachés à évaluer l'effet des enfants sur le salaire des femmes, quelques rares études ont également considéré leur impact sur le salaire des hommes. Globalement, les hommes semblent bénéficier d'une « prime à la paternité ». Par exemple, au Danemark, les pères bénéficieraient d'un salaire horaire d'environ 4 % supérieur à celui des hommes sans enfant (Simonsen et Skipper, 2012). Aux États-Unis, les pères bénéficieraient quant à eux d'une prime d'environ 9 % suite à la naissance de leur premier enfant (Lundberg et Rose, 2000). De même, en France, Meurs *et al.* (2010) mettent en évidence un effet positif du nombre d'enfants sur le salaire des hommes. Dans l'ensemble, il apparaît donc que la naissance d'un enfant engendre une pénalité pour les mères et une prime pour les pères. D'après Waldfogel (1998), le statut familial (statut marital et présence d'enfants) serait ainsi le facteur explicatif le plus important des écarts de salaire entre les femmes et les hommes, tant aux États-Unis, où il explique à lui seul 45 % des écarts de salaire,

⁴² Depuis le 1^{er} janvier 2004, suite à la naissance de leur premier enfant, les parents peuvent bénéficier d'une allocation, le CLCA, qui leur est versée pour compenser la baisse des revenus liés à l'arrêt de travail (« CLCA plein ») ou au passage à temps partiel (« CLCA partiel »). Cette allocation est de courte durée puisqu'elle est versée pendant une durée maximale de six mois. Avant la réforme de 2004, les parents d'un enfant avaient la possibilité de prendre un congé parental de trois ans, à l'issue duquel ils étaient garantis de retrouver leur emploi, mais non rémunéré. De ce fait, avant 2004, la plupart des mères retournaient au travail à la fin de leur congé-maternité.

qu'au Royaume-Uni, où il en explique 48 %⁴³. Seules deux études estiment que les pères ne bénéficient pas d'une prime à la paternité. D'une part, Phipps *et al.* (2001) estiment qu'avoir des enfants n'a pas d'impact robuste sur le salaire des hommes au Canada. D'autre part, Albrecht *et al.* (1999) estiment que la durée d'interruption de carrière pour paternité a un impact négatif sur le salaire des hommes en Suède. D'après les auteurs, cela s'explique par un « effet de signal » négatif. En effet, en Suède, comme il existe une grande variabilité dans la prise du congé-paternité, les employeurs auraient tendance à interpréter la prise d'un congé paternité comme le signe d'un faible engagement du salarié dans son travail.

1.5. Résultats non consensuels : explications

1.5.1 Différences de mesures et d'échantillon

Si la littérature existante a globalement confirmé l'existence d'une pénalité salariale liée à la maternité, les résultats varient parfois de manière importante d'une étude à l'autre, et ce, même lorsque celles-ci portent sur le même pays. Par exemple, pour les États-Unis, Waldfogel (1998) estime que le « family pay gap » est de 7,6 % pour le premier enfant et de 13 % pour deux enfants ou plus, tandis que Lundberg et Rose (2000) estiment que la pénalité est à la fois moins élevée et constante pour les enfants de rang différent (pénalité totale de 5 % environ par enfant). Plusieurs raisons peuvent expliquer l'absence de consensus sur l'ampleur du « family-pay gap ». D'une part, comme nous l'avons indiqué en début de section, les spécifications employées (variables de contrôle) pour estimer l'écart de revenu entre les mères et les femmes sans enfant changent beaucoup d'une étude à l'autre. D'autre part, la définition des variables (notamment celle de la maternité et du salaire horaire) et l'échantillon considéré diffèrent d'une étude à l'autre.

La mesure de la « maternité » varie de manière importante d'une étude à l'autre. Par exemple, certains considèrent simplement la présence d'enfants dans le foyer, quel que soit leur âge (Budig and England, 2001 ; Phipps *et al.*, 2001 ; Nielsen *et al.*, 2004 ; Davies et Pierre, 2005 ; Simonsen et Skipper, 2006 ; Gangl et Ziefle, 2009 ; Duvivier et Narcy, 2014). Dans ce cas, la pénalité estimée équivaut à un écart de rémunération lié à la présence et non à la naissance d'un enfant. D'autres considèrent également la présence d'enfants dans le foyer mais étudient cependant si l'effet diffère pour les enfants en bas âge (Datta Gupta et Smith, 2002 ; Simonsen et Skipper, 2012). Enfin, certaines études testent véritablement l'impact de la naissance d'un enfant en examinant le salaire des femmes, l'année où celles-ci reviennent sur le marché du travail suite à leur interruption de carrière pour maternité (Beblo *et al.*, 2009 ; Buligescu *et al.*, 2009 ; Felfe, 2012). Par ailleurs, certains travaux se concentrent exclusivement sur l'effet de la première naissance (Kunze et Ejrnaes, 2004 ; Beblo *et al.*, 2009 ; Lundberg et Rose ; 2000 ; Fitzenberger *et al.*, 2013), alors que d'autres considèrent également les naissances suivantes. De plus, parmi les études considérant plusieurs naissances, certains considèrent seulement le nombre d'enfants total (Gangl et Ziefle, 2009 ; Meurs *et al.*, 2010), tandis que d'autres testent explicitement si la pénalité estimée varie avec le rang de l'enfant (Waldfogel, 1998 ; Budig and England, 2001 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Davies et Pierre, 2005 ; Felfe, 2012 ; Viitanen, 2014 ; Duvivier et Narcy, 2014).

La mesure du nombre d'heures, et donc du salaire horaire, change également selon les études⁴⁴. Par exemple, Felfe (2012) préfère utiliser le nombre d'heures contractuelles plutôt que le nombre d'heures effectives afin de se protéger contre les erreurs de mesure. Cependant, le nombre d'heures contractuelles ne tient pas compte du fait que les mères effectuent probablement moins d'heures

⁴³ Les résultats sont obtenus en considérant l'expérience comme un facteur explicatif distinct des écarts de salaires entre les femmes et les hommes, c'est-à-dire, en contrôlant pour un des effets indirects du statut familial.

⁴⁴ À notre connaissance, seuls Phipps *et al.* (2001) ne disposent pas d'information sur le nombre d'heures de travail des femmes. Par conséquent, en estimant le « family pay gap » à partir du revenu annuel des femmes, les auteurs captent non seulement l'effet des enfants sur le salaire horaire mais également leur effet sur l'offre de travail des mères. Pour limiter ce problème, les auteurs se concentrent sur un échantillon de femmes travaillant à temps plein.

supplémentaires et qu'elles sont souvent davantage absentes, ce qui pourrait surestimer le « family pay gap ». Ainsi, au Danemark, alors que la pénalité totale est de 5,7 % lorsque l'on utilise les heures contractuelles pour calculer le salaire horaire, elle devient non significative lorsque l'on utilise les heures effectives, c'est-à-dire que l'on tient compte du plus grand nombre d'absences des mères (Simonsen et Skipper, 2012).

Enfin, les échantillons de salariées considérées diffèrent d'une étude à l'autre, ce qui peut affecter de manière importante la magnitude de la pénalité estimée. Plusieurs études excluent ainsi de leur analyse les travailleurs à temps partiel (Phipps *et al.*, 2001 ; Datta Gupta et Smith, 2002 ; Kunze et Ejrnaes, 2004 ; Beblo *et al.*, 2009) : cette non-prise de l'effet potentiellement négatif du passage à temps partiel sur le salaire horaire des mères pourrait conduire à sous-estimer le « family pay gap ».

Les différences de spécifications des équations de salaire, de mesure des variables et d'échantillon expliquent probablement en partie pourquoi le « family pay gap » estimé varie parfois de manière importante d'une étude à l'autre. Cependant, alors que Nielsen *et al.* (2004) et Simonsen et Skipper (2006) utilisent la même base de données, les conclusions de ces deux études s'opposent. Les différences de méthodologies sont sans doute pour beaucoup dans l'absence de résultats convergents sur les effets de la maternité en matière de rémunération. La section suivante propose donc une revue des méthodologies utilisées et de leur évolution au cours du temps.

1.5.2. Revue des méthodes mobilisées

1.5.2.1. Méthodes d'estimation paramétriques

La plupart des études visant à estimer le « family pay gap » ont eu recours à l'estimation d'équations de salaire. Parmi ces travaux, plusieurs études ont réalisé des estimations en coupe transversale, en utilisant des informations rétrospectives sur la carrière professionnelle des salariées pour calculer leur expérience effective (Phipps *et al.*, 2001 ; Nielsen *et al.*, 2004 ; Meurs *et al.*, 2010 ; Duvivier et Narcy, 2014). Cependant, les estimations en coupe transversale ne peuvent pas contrôler l'hétérogénéité inobservée entre les mères et les femmes sans enfant, ce qui risque de conduire à une surestimation de la pénalité. En effet, les femmes ont des caractéristiques inobservables (telles que la motivation, l'implication dans le travail, l'envie de faire carrière), qui peuvent être corrélées positivement avec le salaire et négativement avec la probabilité d'avoir des enfants. De ce fait, la majorité des études ont estimé des équations de salaire avec des données de panel, en utilisant la méthode des différences premières et/ou des effets fixes⁴⁵ (Waldfogel, 1998 ; Albrecht *et al.*, 1999 ; Lundberg et Rose, 2000 ; Budig and England, 2001 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Datta Gupta et Smith, 2002 ; Kunze et Ejrnaes, 2004 ; Buligescu *et al.*, 2009 ; Gangl et Ziefle, 2009 ; Felfe, 2012). En comparant les résultats obtenus en « pooling » avec ceux obtenus par les différences premières ou les effets fixes, ces études sont en mesure de déterminer la part de l'écart de salaire entre les mères et les femmes sans enfant qui provient de l'existence d'une hétérogénéité inobservée. La majorité de ces études concluent qu'il existe effectivement de l'hétérogénéité inobservée entre les femmes, et donc, qu'il est nécessaire d'en tenir compte afin d'obtenir une estimation non biaisée de la pénalité. Par exemple, d'après Lundberg et Rose (2000), il existerait un phénomène de sélection négative dans la maternité, puisque les parents gagnent, avant la naissance de leur premier enfant, environ 9 % de moins que les couples sans enfant. De plus, d'après Anderson *et al.* (2002), la pénalité estimée se réduit considérablement quand l'on contrôle pour l'hétérogénéité inobservée, celle-ci passant de 16 % pour le premier enfant, et 29 % pour deux enfants ou plus, à environ 4 % seulement par enfant.

⁴⁵ Simonsen et Skipper (2012) et Duvivier et Narcy (2014), bien que mobilisant des données en coupe transversale, proposent cependant des méthodes pour contrôler l'hétérogénéité inobservée entre mères et femmes sans enfant.

1.5.2.2. Méthodes d'estimation non paramétriques

À partir de la seconde moitié des années 2000, l'estimation du « family pay gap » s'est tournée vers l'utilisation de méthodes économétriques d'évaluation⁴⁶. Le principe général de ces méthodes consiste à estimer les effets d'un traitement quelconque, qu'il s'agisse de la mise en place d'une politique publique ou d'un choix privé réalisé par une partie de la population observée.

Dans le cas particulier du « family pay gap », le traitement considéré est le fait d'avoir un enfant. L'évaluation parfaite de l'effet de la parentalité sur les salaires des mères (ou des pères) consisterait à comparer pour chacune d'elles le salaire qu'elles obtiennent après la naissance de leur enfant avec celui qu'elles auraient obtenu si elles n'en avaient pas eu. Bien évidemment, ce contrefactuel est non observable. Dans le cadre de l'évaluation d'une politique publique, ce problème est corrigé pour partie en ayant recours à une affectation aléatoire des individus à la mesure évaluée. La performance entre les groupes de « traités » et « non traités » peut alors être comparée, puisque les résultats observés du traitement sont parfaitement indépendants de l'affectation à celui-ci.

Parce que cette forme d'expérience contrôlée ne peut se réaliser pour le choix de la parentalité qui relève du libre-arbitre des parents, les chercheurs ont tenté d'utiliser des méthodes d'évaluation se rapprochant de cet « idéal expérimental ». Parmi celles-ci, les plus fréquemment usitées sont celles appartenant à la famille des méthodes d'appariement. Leur principe est d'évaluer le « family pay gap » en comparant les rémunérations des mères (les « traitées »), avec celle des femmes sans enfant (les « non traitées ») mais ayant les mêmes caractéristiques observables. Ce groupe de femmes sans enfant joue ainsi le rôle de contrefactuel et on peut considérer que leur rémunération est égale à celle que les mères auraient perçue si elles n'avaient pas eu d'enfant.

Deux types d'appariement sont possibles : l'appariement exact et l'appariement basé sur le score de propension. L'appariement exact consiste à rechercher des femmes sans enfant exactement semblables aux mères pour un ensemble de variables expliquant la maternité et les salaires. Du fait du nombre de variables observables potentiellement utilisables et de la taille des échantillons nécessaires pour trouver des individus si semblables, la majorité des études renonce toutefois à l'appariement exact et s'appuie sur un appariement fondé sur un score de propension. Ce score est obtenu par l'estimation de la probabilité d'être mère à une date donnée expliquée par cet ensemble de variables déterminant la maternité et les salaires.

Considérant l'évaluation empirique du « family pay gap », Simonsen et Skipper (2006) ont, les premiers, choisi de recourir à la méthode d'appariement par score de propension. Ils apparièrent, pour l'année 1997, les mères danoises avec les Danoises sans enfant et comparent leur niveau de rémunération. Dans un premier temps, les auteurs réalisent une évaluation de l'ensemble des effets affectant les salaires, ou effet total, y compris ceux qui passent par des variables affectées par la maternité comme, par exemple, l'expérience effective⁴⁷. Dans un second temps, les auteurs cherchent à isoler l'effet « direct », c'est-à-dire celui demeurant lorsque sont retirés les effets induits par l'expérience, la durée d'interruption de carrière, le niveau d'éducation et la catégorie socio-professionnelle. Pour ce faire, les auteurs réalisent un appariement ajusté par régression. Plus précisément, ils comparent, entre les mères et leurs « jumelles » sans enfant, leurs salaires conditionnels, qui correspondent aux salaires observés auxquels on a retiré la partie conditionnée par les variables de capital humain supposées être influencées par la maternité (expérience, durée d'interruption de

⁴⁶ Les méthodes d'appariement ont le grand avantage de relâcher plusieurs hypothèses restrictives qu'il est nécessaire d'émettre lors de l'estimation d'équations de salaire, ce qui explique l'utilisation croissante de ces méthodes pour évaluer le « family pay gap ». Tout d'abord, elles s'affranchissent d'imposer une forme linéaire aux équations de salaire. Ensuite, elles ne présupposent pas de la séparabilité des effets des variables observables et inobservables. Enfin, elles ne font pas d'hypothèses sur les distributions des termes d'erreur.

⁴⁷ Les auteurs disposent de données rétrospectives permettant de distinguer notamment les interruptions de carrière, et donc, de calculer une expérience effective.

carrière...) ⁴⁸. Enfin, Simonsen et Skipper évaluent l'effet « total » et l'effet « direct » de la présence d'enfants sur les salaires en distinguant les secteurs public et privé. Pour tenir compte des effets de sélection, l'appariement se fait par estimation des déterminants de la maternité et du choix entre les secteurs public et privé (estimation d'un modèle biprobit).

Des études ultérieures ont cherché à apporter des améliorations à la méthode de façon à mettre en évidence des effets spécifiques. Contrairement à Simonsen et Skipper (2006), Beblo *et al.* (2009) mobilisent des données de panel, ce qui leur permet non pas de mesurer l'effet de la présence d'enfants sur les salaires à une date donnée, mais d'évaluer l'effet de l'interruption d'activité associée à la naissance d'un premier enfant sur les salaires, douze mois après le retour en emploi des mères. Par ailleurs, l'originalité de leur étude est de procéder, en plus de l'appariement par score de propension, à un appariement de chacune des mères avec une salariée du même établissement de manière à contrôler les effets spécifiques liés à une sélection volontaire des mères dans des établissements offrant une meilleure conciliation vie familiale-vie professionnelle, en contrepartie d'une rémunération moins élevée.

Viitanen (2014) utilise, pour les salariées britanniques, une méthodologie d'appariement par score de propension mais bénéficie de données permettant de suivre une cohorte de femmes nées la première semaine de mars 1958 pendant huit vagues d'interrogation, la dernière étant réalisée en 2008-2009 lorsque les répondantes ont atteint l'âge de 50-51 ans. De cette manière, l'effet de la première naissance est mesuré à l'âge correspondant aux différentes vagues d'interrogation, c'est-à-dire 23 ans, 33 ans, 42 ans et 51 ans, illustrant la variation du « family pay gap » avec l'âge de la première naissance. De plus, le suivi des femmes lui permet d'estimer des effets de très long terme, à presque trente ans d'horizon pour les mères les plus jeunes.

L'étude de Fitzenberger *et al.* (2013) quant à elle n'estime pas un « family pay gap » mais une sorte de « family employment gap », c'est-à-dire la différence en termes de taux d'emploi liée à la première maternité. L'intérêt de cette étude est la prise en compte d'un « traitement dynamique ». Les auteurs insistent en effet sur la nécessité de prendre en compte l'endogénéité de la fertilité ⁴⁹. Pour ce faire, le traitement considéré est le fait d'avoir un enfant à un âge donné contre le fait de décider d'attendre. À un âge donné, les auteurs comparent les taux d'emploi entre les femmes devenues mères à cet âge et celles qui ne le sont pas encore. L'originalité de ce raisonnement est de considérer que le groupe de contrôle contient à la fois des femmes qui n'auront jamais d'enfant et celles qui en auront à un âge plus tardif. Utiliser un tel groupe de contrôle évite aux auteurs de conditionner leurs estimations sur les événements futurs et donc d'introduire un biais de sélection, qui viendrait d'un groupe de contrôle constitué uniquement de femmes ayant une faible propension à avoir des enfants, femmes qui peuvent avoir des comportements spécifiques, par exemple, en termes d'offre de travail.

Par ailleurs, Joseph *et al.* (2013) utilisent la méthode de l'appariement par score de propension afin de tester l'impact de l'introduction, en 2004, d'un congé parental de courte durée (le CLCA) sur le taux d'emploi et le salaire des femmes. Pour estimer l'effet du CLCA, les auteurs doivent déterminer un contrefactuel pour les femmes qui ont eu un premier enfant après 2004 et qui ont bénéficié du CLCA (« groupe de traitées »). D'après les auteurs, le meilleur groupe de contrôle est composé des femmes qui ont eu un premier enfant avant 2004 et qui auraient bénéficié du CLCA si elles en avaient eu l'occasion. De ce fait, et reconnaissant que la probabilité de prendre le CLCA dépend principalement de caractéristiques observables, les auteurs recourent à la méthode de l'appariement par score de propension, afin de comparer le taux d'emploi, et les salaires, des femmes qui ont bénéficié du CLCA et des femmes qui en auraient pu en bénéficier si elles en avaient eu l'occasion. Comme la méthode de l'appariement par score de propension ne permet pas de contrôler pour les

⁴⁸ Par rapport aux avantages des méthodes d'appariement, cet appariement ajusté par régression a nécessité l'estimation d'équations de salaire où les variables explicatives sont les variables de capital humain endogènes à la maternité.

⁴⁹ Certaines études ont montré que le fait de retarder l'âge du premier enfant a des effets positifs sur l'emploi et les salaires après la naissance (Miller, 2011 ; Troske et Voicu, 2013 ; Wilde *et al.*, 2010).

caractéristiques inobservables des femmes, les auteurs mettent en place, à titre de robustesse, la méthode des doubles différences avec appariement par score de propension. Dans ce cas, l'effet du CLCA est obtenu en faisant la différence entre (i) l'évolution du salaire (12 mois avant et après la naissance) des femmes qui ont bénéficié du CLCA et (ii) l'évolution du salaire (12 mois avant et après la naissance) des femmes qui auraient bénéficié du CLCA si elles en avaient eu l'occasion.

Enfin, parmi les travaux qui se sont attachés à tester spécifiquement l'effet de la durée d'interruption sur le salaire des femmes, certaines études ont utilisé les changements de législation du congé-maternité (allongement de la durée de protection de l'emploi et/ou de la durée d'indemnisation) comme stratégie d'identification. Par exemple, Lequien (2012) utilise la réforme de juillet 1994, qui a consisté à étendre l'allocation parentale d'éducation (APE) aux parents d'un deuxième enfant. Comme cette réforme a conduit un grand nombre de femmes à augmenter significativement leur durée d'interruption de carrière suite à la naissance de leur deuxième enfant (Pailhé et Solaz, 2006), l'auteur parvient à identifier l'effet de la durée d'interruption, en comparant les femmes qui ont eu un deuxième enfant *juste avant* la réforme à celles qui en ont eu un *juste après*. En effet, d'après l'auteur, comme ces deux sous-populations sont similaires en tout point, à l'exception que la deuxième a été affectée par la réforme, une double différence, sans appariement, suffit pour estimer l'effet de la réforme. La méthode des doubles différences consiste à calculer la différence entre (i) l'évolution du salaire (avant et après la naissance) des femmes qui ont eu un deuxième enfant *après* la réforme et (ii) l'évolution du salaire (avant et après la naissance) des femmes qui ont eu un deuxième enfant *avant* la réforme. Ainsi, l'auteur parvient à isoler le fait que les femmes ont, probablement, des caractéristiques individuelles corrélées à la fois avec le salaire et la durée d'interruption (par exemple, l'engagement dans le travail, la motivation). Par ailleurs, afin de vérifier que l'effet identifié provient bien de la réforme et non d'un changement macroéconomique contemporain à celle-ci (qui aurait donc affecté uniquement les femmes ayant un deuxième enfant après la réforme), l'auteur effectue une triple différence. L'hypothèse est que, si un tel choc macroéconomique s'est produit, alors il a également affecté les femmes ayant eu un premier enfant après la réforme. Ainsi, en calculant la différence entre l'évolution du salaire des mères ayant eu un deuxième enfant avant et après la réforme (double différence), et en lui déduisant la différence entre l'évolution du salaire des mères ayant eu un premier enfant avant et après la réforme (triple différence), l'auteur s'assure que l'effet estimé provient bien uniquement de la réforme et non d'un choc macroéconomique contemporain à la réforme.

1.6. Évaluation du « family pay gap » au sein du secteur public

1.6.1. Quelques études à l'étranger

À notre connaissance, seules quatre études ont estimé le « family pay gap » de manière séparée pour le secteur public et le secteur privé à l'étranger. 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 mettent 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 de 3 % plus élevé que les femmes sans enfant dans le secteur public mais de 6 % plus faible dans le 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 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 font 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 % dans le secteur public et non significatif dans le 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 ils contrôlent en outre 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.

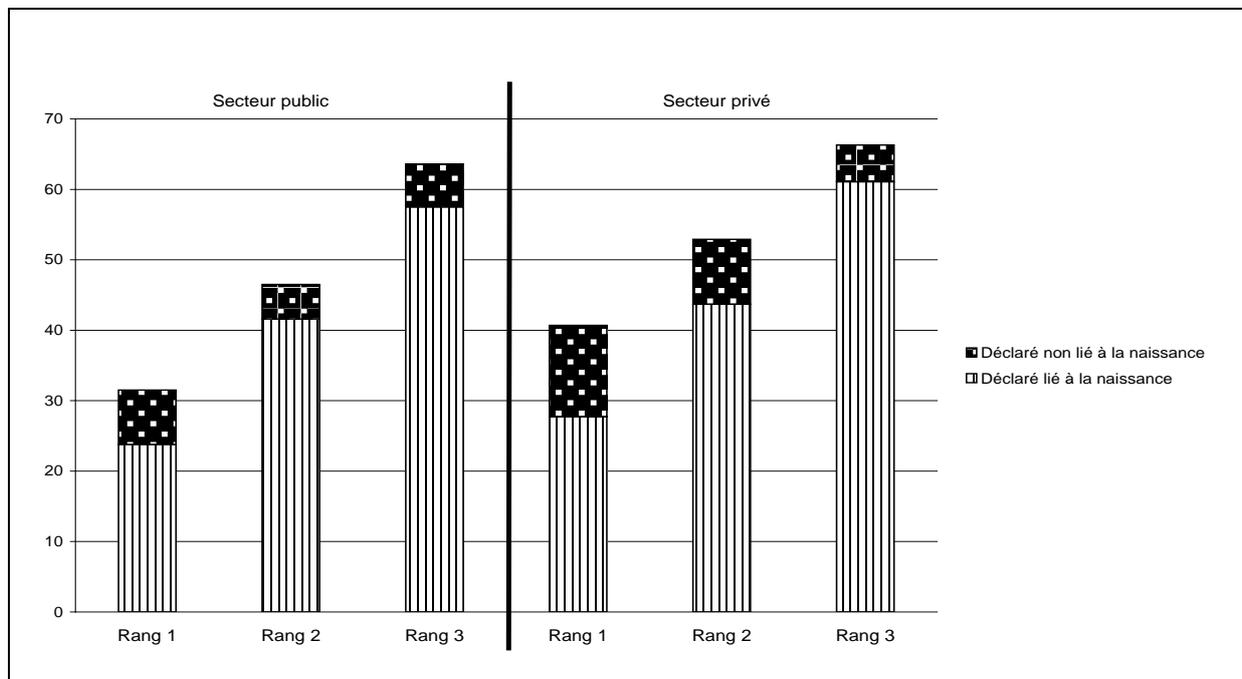
1.6.2. Une seule étude en France

En France, seuls Duvivier et Narcy (2014) comparent l'effet de la maternité sur les salaires entre les secteurs public et privé. Comme expliqué précédemment, les auteurs concluent qu'avoir deux enfants ou plus engendre une pénalité salariale plus marquée pour les salariées du secteur privé que pour celles du public, principalement parce que les premières interrompent plus fréquemment et plus longtemps leur carrière suite à la naissance d'un enfant. L'existence d'un plus grand nombre de mesures de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle dans le secteur public explique

vraisemblablement en partie pourquoi les mères du public interrompent moins leur carrière suite à la naissance d'un enfant. L'exploitation de l'enquête *Familles et Employeurs* révèle en effet que les transitions professionnelles effectuées par les mères l'année suivant la naissance d'un enfant diffèrent très largement selon qu'elles appartiennent au secteur public ou au secteur privé.

L'enquête *Familles et Employeurs* a été réalisée par l'Ined et l'Insee en 2004-2005. Elle porte sur la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle et a été menée en France métropolitaine auprès de 9 745 individus âgés de 20 à 49 ans et auprès de leurs employeurs. Seules les données issues du questionnaire « familles » sont mobilisées ici. Un des grands intérêts de cette enquête est de nous informer sur les types de transitions professionnelles effectuées par les enquêtés l'année suivant la naissance de chaque enfant. On demande, en effet, à chaque enquêté s'il a connu, l'année suivant la naissance de chaque 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. On leur demande en outre de préciser si ces changements sont liés ou non à la naissance. De plus, nous connaissons le statut d'emploi du salarié juste avant la naissance, ce qui permet de comparer la fréquence et le type de transitions professionnelles réalisées par les salariés selon qu'ils appartiennent au secteur public ou au secteur privé. Le secteur public considéré ici regroupe les salariés de l'État, des collectivités locales, des hôpitaux et de la Sécurité sociale. Le secteur privé rassemble à la fois les salariés des entreprises privées et des entreprises publiques, les données ne nous permettant pas de distinguer ces deux types de salariés. Enfin, les enquêtés sont également interrogés sur le statut d'emploi de l'autre parent juste avant la naissance ainsi que sur le type de changements de situation professionnelle qu'il a pu effectuer l'année suivant la naissance⁵⁰. Par conséquent, les résultats obtenus utilisent, non seulement l'information déclarée par l'enquêté, mais également l'information concernant l'autre parent.

Graphique 1. Proportion de mères en emploi salarié connaissant un changement de situation professionnelle l'année suivant une naissance selon le rang de naissance et le secteur d'appartenance



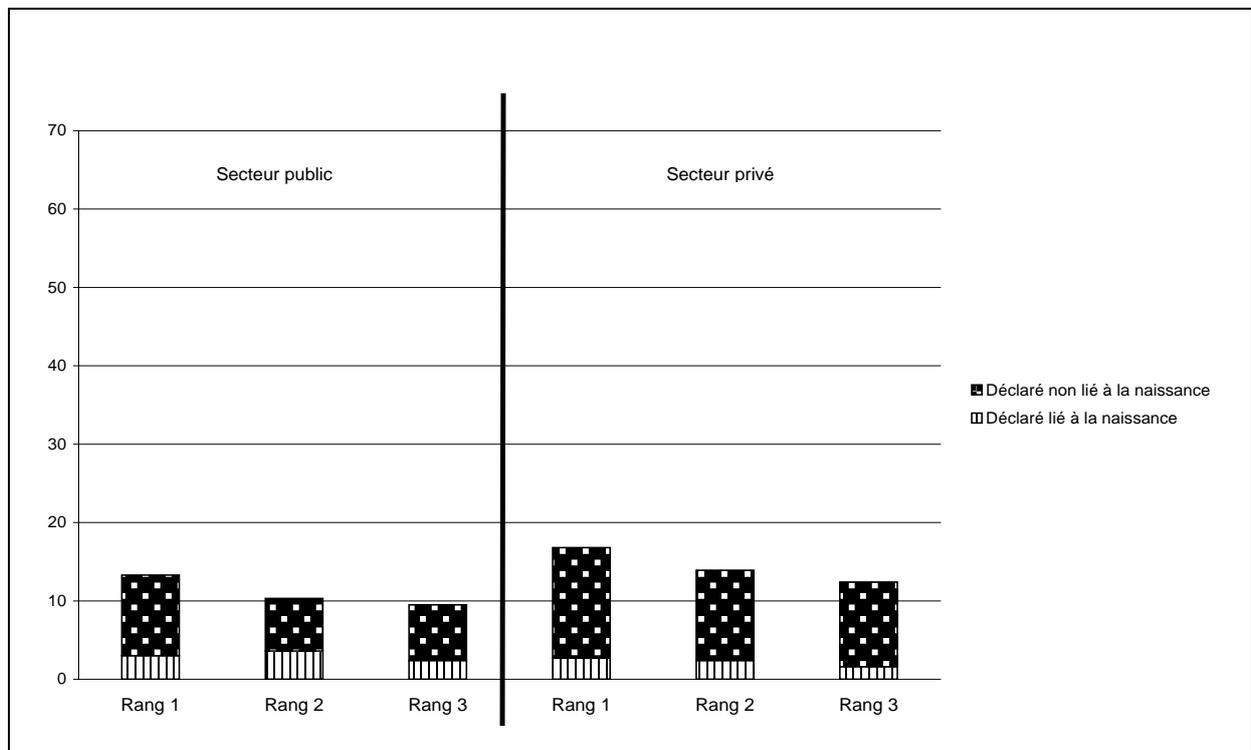
Source : Ined-Insee, *Familles et Employeurs*, 2004-2005.

⁵⁰ La formulation des questions concernant la situation de l'autre parent et celle de l'enquêté est identique.

D'après le graphique 1 ci-dessus, quel que soit le rang de naissance, les mères salariées du secteur public sont moins nombreuses à déclarer un changement de situation professionnelle l'année suivant une naissance que les salariées du secteur privé, que ce changement soit lié ou non à la naissance. Cette différence n'est toutefois pas significative pour la troisième naissance. Si l'on considère uniquement la proportion de mères ayant déclaré un changement de situation professionnelle spécifiquement lié à la naissance, cette proportion est également plus faible dans le secteur public mais la différence n'est significative que pour la première naissance.

Qu'en est-il de la situation des pères ? Le graphique 2 révèle qu'ils connaissent des changements de situation professionnelle l'année suivant une naissance beaucoup moins fréquemment que les mères. Vraisemblablement en raison de la stabilité de leur emploi, les pères du public connaissent significativement moins de changements que ceux du privé, quel que soit le rang de naissance de l'enfant. La très grande majorité des changements déclarés par les pères est non liée à la naissance. Concernant les changements liés à la naissance, les résultats obtenus ne révèlent aucune différence significative entre les deux secteurs.

Graphique 2. Proportion de pères en emploi salarié connaissant un changement de situation professionnelle l'année suivant une naissance selon le rang de naissance et le secteur d'appartenance

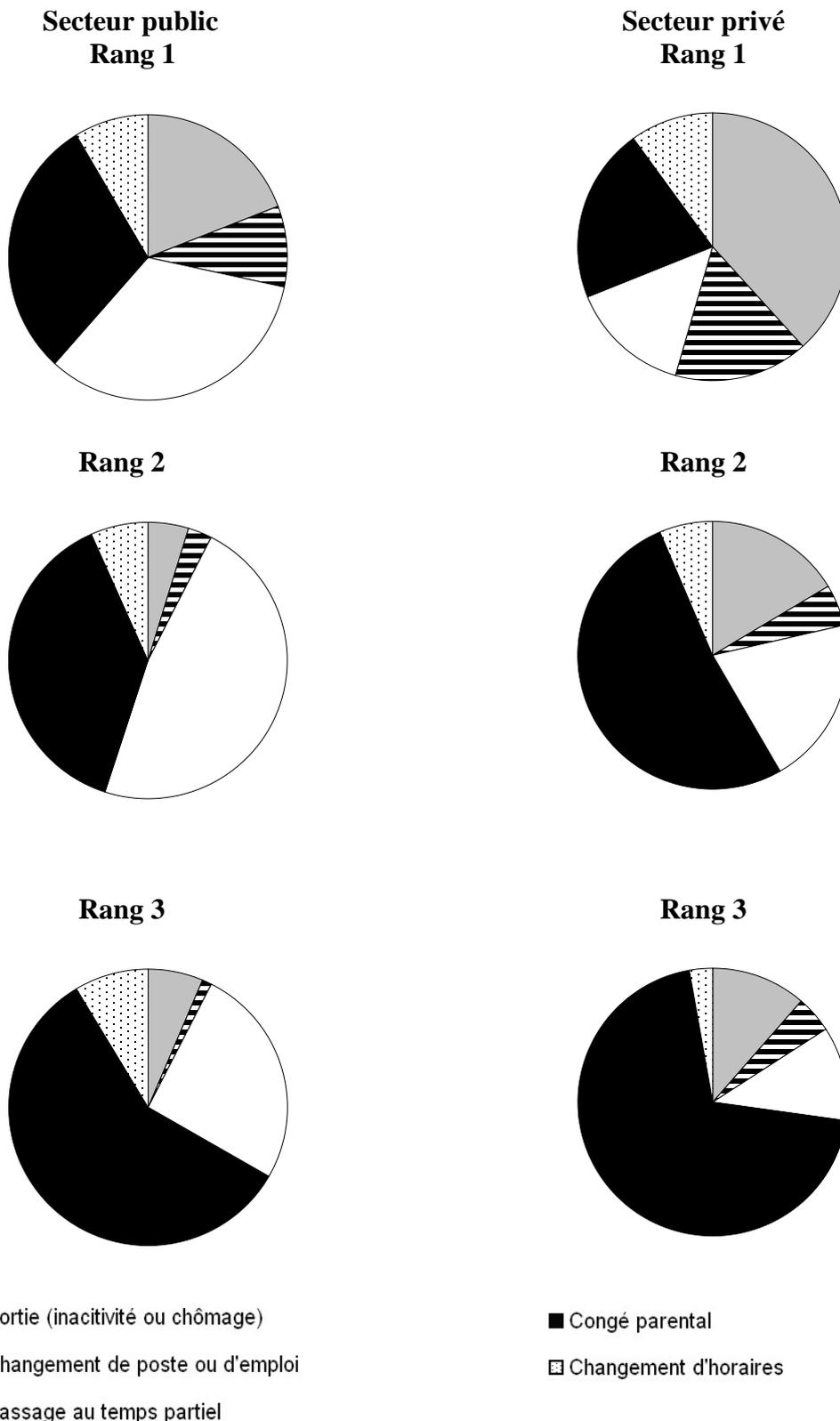


Source : Ined-Insee, *Familles et Employeurs*, 2004-2005.

À ce stade de l'analyse, il semble que la trajectoire professionnelle des mères salariées du secteur public soit légèrement moins affectée par la naissance des enfants que celles de mères du secteur privé. Outre la fréquence des transitions professionnelles, le type de transitions professionnelles réalisées après une naissance est susceptible d'affecter le niveau de rémunération des mères.

Le graphique 3 ci-dessous compare les différents types de transitions professionnelles liées à la naissance réalisés par les mères l'année suivant une naissance entre les secteurs public et privé, selon le rang de naissance.

Graphique 3. Types de transitions professionnelles liées à la naissance l'année suivant la naissance selon le rang de naissance et le secteur d'appartenance pour les mères



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

Champ : Femmes salariées avant la naissance et ayant déclaré un changement de situation professionnelle lié à la naissance.

Quel que soit le rang de naissance, les transitions professionnelles des mères du public suite à une naissance sont très différentes de celles des mères du privé. Concernant la première naissance, le passage à temps partiel est le type de transition professionnelle privilégié par les mères du secteur public. En effet, plus d'une transition sur trois correspond à un passage à temps partiel, cette proportion ne s'élevant qu'à 14,4 % dans le privé. Les sorties d'activité (inactivité ou chômage) sont en revanche privilégiées par les mères du privé⁵¹. Les sorties d'activité sont néanmoins non négligeables dans le secteur public puisqu'elles représentent environ deux transitions sur cinq. De plus, si, au sein des deux secteurs, une proportion importante de mères décide de prendre un congé parental à temps plein, cette proportion est cependant plus élevée dans le public que dans le privé (29,5 % contre 21,1 %). Les changements d'emploi ou de poste sont davantage privilégiés par les mères du secteur privé que par celles du secteur public. Concernant ce type de transition, ce sont en grande majorité des changements d'emploi dans le privé (plus de trois cas sur quatre) et des changements de poste dans le public (plus de deux cas sur trois). La proportion de mères optant pour un changement d'horaires chez le même employeur n'est pas significativement différente entre les deux secteurs.

Les deux types de transitions professionnelles les plus fréquents après une deuxième naissance sont la prise d'un congé parental et le passage à temps partiel pour les mères des secteurs public et privé. Néanmoins, pour les mères du public, le passage à temps partiel est préféré au congé parental alors qu'on observe l'inverse pour les mères du privé. 16,5 % des mères du privé ayant changé de situation professionnelle l'année suivant la naissance de leur deuxième enfant ont connu une sortie d'activité, alors que cette proportion est extrêmement faible dans le public. Concernant les deux derniers types de transitions (changement d'horaires et changement de poste ou d'emploi), elles sont peu choisies par les mères des deux secteurs et de manière non différenciée.

Concernant les naissances de rang 3, une très grande majorité des transitions professionnelles effectuées par les mères du public ou du privé (plus de quatre sur cinq) correspond à la prise d'un congé parental ou à un passage à temps partiel. Les mères du public optent toutefois davantage que celles du privé pour le temps partiel, alors que ces dernières choisissent plus fréquemment de prendre un congé parental. Pour les autres types de transitions, la seule différence significative entre les deux secteurs concerne les changements d'horaires qui sont plus fréquents pour les mères du public que pour celles du privé.

Bien que les types de transitions professionnelles diffèrent fortement entre les secteurs public et privé quel que soit le rang de naissance, leur évolution au fil des naissances est relativement similaire d'un secteur à l'autre. En effet, le recours au congé parental se développe très fortement au fil des naissances au sein des deux secteurs, mais cette augmentation est plus prononcée au sein du secteur privé. Cette évolution s'explique en toute vraisemblance par la possibilité de pouvoir bénéficier de l'allocation parentale d'éducation (APE) qui est une prestation versée aux mères ou aux pères d'au moins deux enfants depuis juillet 1994⁵², dont l'un a moins de trois ans, ayant interrompu totalement ou partiellement leur activité professionnelle. Au sein des deux secteurs, le passage à temps partiel est plus prisé après la naissance du deuxième enfant qu'après les naissances de rang 1 ou de rang 3, même si ce type de transition est très largement préféré par les mères du public que par celles du privé. Les changements d'emploi ou de poste sont plus fréquents pour les naissances de rang 1 que pour celles de rang 2 ou de rang 3. Les sorties d'activité diminuent au fil des naissances au sein du secteur privé mais seulement entre les naissances de rang 1 et 2 pour le public. Enfin, l'intensité de recours à des changements d'horaires ne diffère pas selon le rang de naissance au sein du secteur public, alors qu'elle diminue au fil des naissances au sein du secteur privé.

⁵¹ Les transitions vers le chômage sont rares, non seulement pour les salariées du secteur public mais également pour celles du secteur privé. En effet, au sein de ces deux secteurs, les transitions vers le chômage ne représentent que deux sorties sur dix et moins d'une sur dix, si l'on considère uniquement les salariés en CDI juste avant la naissance.

⁵² Créée en 1985 pour l'un ou l'autre des parents de trois enfants, dont l'un a moins de trois ans, l'APE a été étendue aux familles de deux enfants le 1^{er} juillet 1994. L'objectif de cette prestation est de compenser en partie la perte de revenu résultant de l'interruption d'activité.

Le tableau 1 ci-dessous résume les types de transitions professionnelles réalisées par les mères des secteurs public et privé l'année suivant la naissance en distinguant le rang de naissance. En se référant aux facteurs explicatifs du « family pay gap » énoncés dans la section 1.1., les différentes transitions professionnelles ont été regroupées en trois grandes catégories : interruptions d'activité (congé parental, inactivité ou chômage), passage au temps partiel qui correspond à une réduction de l'offre de travail des mères et ajustement des conditions de travail (changements d'horaires, d'emploi ou de poste) que peuvent faire les mères afin de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle. Quel que soit le rang de naissance, les interruptions d'activité sont significativement plus fréquentes au sein du secteur privé qu'au sein du secteur public. Les mesures de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle plus nombreuses dans le public que dans le privé (Narcy *et al.*, 2012) peuvent expliquer cette différence. À l'inverse, le passage à temps partiel est davantage choisi par les mères du secteur public. Cela peut s'expliquer par le fait que le temps partiel est sur-rémunéré dans la Fonction publique. Par exemple, les salariés travaillant à 80 % touchent 85,7 % de la rémunération d'un agent travaillant à temps plein. En outre, les périodes d'emploi à temps partiel sont comptabilisées comme des périodes à temps plein pour le calcul de la retraite. De plus, le passage à temps partiel est automatiquement accordé dans le secteur public, ce qui n'est pas le cas dans le secteur privé. Enfin, les ajustements de conditions de travail sont plus fréquents dans le privé que dans le public après la première naissance. Pour les autres naissances, les différences ne sont pas significatives.

Tableau 1. Les transitions professionnelles réalisées par les mères l'année suivant la naissance entre les secteurs public et privé selon le rang de naissance

	Rang 1		Rang 2		Rang3	
	Public	Privé	Public	Privé	Public	Privé
Interruptions	48,6	59,5	42,9	68,5	64,5	81,3
Temps partiel	33,5	14,4	47,6	20,4	25,8	11,3
Ajustements	17,9	26,1	9,5	11,1	9,7	7,4

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

Champ : Femmes salariées avant la naissance et ayant déclaré un changement de situation professionnelle lié à la naissance.

Les choix professionnels différents que font les mères du public et du privé suite à une naissance suggèrent un effet différencié de la maternité sur leur rémunération. Plus particulièrement, on peut penser que le salaire horaire des mères du privé est davantage affecté par la maternité que celui des mères du public en raison de leurs interruptions d'activité plus fréquentes et des effets néfastes de ces interruptions sur l'accumulation et le rendement de leur capital humain. Cela peut être d'autant plus le cas que, lorsque les mères du public s'interrompent suite à une naissance, leur durée d'interruption est plus courte que celle de leurs homologues du secteur privé, toutes choses égales par ailleurs (Pailhé et Solaz, 2012).

2. DONNÉES

2.1. Bases de données mobilisées

2.1.1. Le panel tous salariés

Le « panel tous salariés » permet de suivre les évolutions annuelles de rémunération des salariés, du public et du privé, de 1988 à 2011. Ce panel résulte de la concaténation du panel DADS (déclaration annuelle de données sociales) et du panel des agents de l'État. Comme ces données sont issues

d'une base administrative, elles sont protégées, contrairement aux interrogations rétrospectives des salariés, contre une source d'erreur de mesure importante liée à la mémoire de ces derniers.

Le panel DADS

Seul le panel DADS permet de retracer les évolutions annuelles de rémunération des salariés du secteur privé, de la Fonction publique hospitalière et de la Fonction publique territoriale⁵³. Ce panel, qui fournit un ensemble de renseignements sur les salariés et leur employeur, est constitué à partir des fichiers annuels DADS. La déclaration annuelle de données sociales est une formalité déclarative à laquelle est tenu tout établissement employant des salariés : les employeurs ont pour obligation de remplir un formulaire administratif afin de communiquer, aux organismes de Sécurité sociale et à l'administration fiscale, un ensemble de renseignements sur l'établissement et sur chacun de ses salariés. Ce sont donc les établissements qui sont enquêtés. Pour constituer le panel, les fichiers de niveau « poste » (fournissant des informations sur le salarié et son établissement) sont agrégés au niveau de l'entreprise. Par ailleurs, le champ couvert par les DADS a évolué au cours du temps. Premièrement, la taille de l'échantillon a été doublée en 2002. En effet, jusqu'en 2001 le panel couvrait uniquement les salariés nés en octobre des années paires, alors que depuis 2002 tous les salariés nés en octobre, quelle que soit leur année de naissance, sont présents dans le panel. On est donc passé à un échantillon au 1/12^e de la population. Deuxièmement, des salariés supplémentaires sont apparus au cours du temps dans les DADS. En 1991 et 1992, les salariés de France Télécom et de La Poste ont été intégrés dans les DADS. De plus, les chômeurs indemnisés et les salariés agricoles sont apparus respectivement en 2002 et en 2003.

Le panel des agents de l'État

Seul le panel des agents de l'État permet de retracer les évolutions annuelles de rémunération des agents de la Fonction publique d'État depuis 1978. Le panel couvre les agents de la Fonction publique d'État en poste en France métropolitaine, dans les DOM et à l'étranger. Il s'agit d'un échantillon au 1/12^e des agents de l'État. Ce panel est constitué à partir des fichiers de paie annuels des agents de l'État (ces fichiers proviennent de la Direction générale des finances publiques et, pour les militaires, du ministère de la Défense).

Afin de disposer d'information sur le niveau de diplôme des salariés et sur les dates de naissance de leurs enfants, le panel tous salariés est apparié avec un extrait de l'échantillon démographique permanent (EDP).

2.1.2. L'échantillon démographique permanent (EDP)

L'EDP, qui est collecté par l'Insee, rassemble des informations sociodémographiques sur l'ensemble des individus nés un des quatre premiers jours d'octobre et résidant en France⁵⁴. Il s'agit donc d'un échantillon au 1/100^e de la population.

Les informations fournies dans l'EDP proviennent de deux sources : des bulletins d'état civil (naissances, mariages et décès) et des recensements (recensements de la population totale de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999 et enquêtes annuelles de recensement depuis 2004). Dans l'EDP, les individus sont suivis au fil du temps et l'information les concernant s'accumule progressivement au cours de leur vie, *via* l'établissement de nouveaux bulletins d'état civil (à l'occasion d'un mariage, de la naissance d'un enfant ou d'un décès) ou *via* de nouveaux recensements (fournissant des informations supplémentaires sur l'individu, son logement et les personnes de son ménage). Ainsi, et comme cela

⁵³ Les années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas renseignées.

⁵⁴ Alors qu'au départ l'EDP couvrait uniquement les individus résidant en France métropolitaine, en 2004 l'échantillon a été élargi aux résidents des DOM.

est le cas pour le panel tous salariés, les informations ne sont pas entachées d'effets de mémoire puisqu'elles ne sont pas collectées en interrogeant les individus sur leur parcours passé.

Par ailleurs, la taille de l'échantillon augmente avec le temps. En effet, les individus nés en France un des quatre premiers jours d'octobre sont automatiquement intégrés dans l'EDP à leur naissance, assurant ainsi le renouvellement de l'échantillon. De plus, les individus nés un des quatre premiers jours d'octobre à l'étranger mais résidant en France sont intégrés dans l'EDP grâce aux recensements ou *via* l'établissement d'un bulletin d'état civil. Au contraire, si un individu émigre hors de métropole, son suivi cesse (aucune information supplémentaire ne sera recueillie à son sujet) mais l'individu demeure dans l'échantillon (les informations sur son parcours en France sont conservées). Enfin, les individus décédés sont également conservés dans l'échantillon. Notons que l'appariement entre le panel tous salariés et l'EDP est impossible à réaliser pour les individus nés à l'étranger⁵⁵, qui ont donc été exclus de l'échantillon.

2.1.3. Limitation de la période d'analyse

Bien que le panel tous salariés couvre la période 1988-2011, nous avons choisi, dans notre étude, de nous concentrer sur la période 1994-2011, et ce, pour deux raisons. D'une part, la réforme de l'APE en 1994 a incité les femmes à interrompre plus longtemps leur carrière suite à la naissance de leur deuxième enfant (Pailhé et Solaz, 2006 ; Lequien, 2012). De ce fait, la naissance d'un deuxième enfant ne devrait pas avoir le même impact sur le salaire des femmes, avant et après la réforme de l'APE. Nous avons donc souhaité étudier l'effet de la maternité sur les salaires des mères confrontées aux mêmes dispositifs législatifs. D'autre part, l'information sur le nombre d'heures travaillées, nécessaire pour calculer le salaire horaire, n'est correctement renseignée qu'à partir de 1994.

2.2. Nettoyage de la base de données

2.2.1. « Doublons »

Un certain nombre de salariés occupent successivement ou simultanément plusieurs emplois au cours d'une même année (par exemple, deux emplois à temps partiel tout au long de l'année ou une succession d'emplois de courte durée). De ce fait, dans le panel tous salariés, on peut observer plusieurs fois le même individu au cours d'une même année. Le panel tous salariés n'a donc pas de *structure* panel (une observation par individu par année). Afin de reconstituer une structure panel, nous avons utilisé la même règle que celle adoptée par l'Insee pour gérer les individus travaillant dans deux établissements différents d'une même entreprise au cours d'une année :

- On définit, pour chaque année, l'emploi principal d'un individu comme l'emploi pour lequel la durée de paie est la plus longue et, en cas de durée de paie équivalente, l'emploi pour lequel le salaire est le plus élevé⁵⁶.
- On conserve les caractéristiques de l'emploi principal de l'individu (secteur, CSP, taille de l'établissement, temps plein ou temps partiel, région de travail, etc.).
- On additionne les salaires, les avantages en nature et le nombre d'heures travaillées associés à l'ensemble des différents emplois occupés par un individu au cours de l'année⁵⁷.

⁵⁵ Les individus nés à l'étranger n'ont pas le même identifiant dans l'EDP et le panel tous salariés et ne peuvent donc être appariés (Lequien, 2012).

⁵⁶ Dans de très rares cas, les différents emplois de l'individu ont la même durée de paie et le même salaire. Dans ce cas, nous avons considéré que l'emploi qui apparaissait le premier dans la base était le seul emploi occupé par l'individu au cours de l'année. Nous avons créé une variable afin de repérer ces cas particuliers.

⁵⁷ Dès lors que l'information sur le salaire, les avantages en nature ou les heures travaillées est manquante pour un des emplois, on attribue une valeur manquante à l'individu.

Nous avons créé plusieurs variables permettant d'identifier ces individus et de caractériser leurs différents emplois occupés au cours d'une même année. D'une part, nous avons construit une variable signalant le nombre d'emplois occupés par chaque salarié au cours de l'année. D'autre part, comme l'un des objectifs de l'étude est de comparer l'effet de la maternité dans les différents secteurs, nous avons créé des variables indiquant si le salarié a occupé au cours de l'année des emplois appartenant à la fois aux secteurs public et privé ou bien à différents versants de la Fonction publique.

2.2.2. Dates de naissance

Grâce à l'appariement du panel tous salariés avec l'EDP, nous disposons des dates de naissance (jour, mois et année) des enfants des salariés. Cette information sur les dates de naissance des enfants provient de trois sources différentes : les bulletins de naissance issus de l'état civil, le recensement de la population de 1990, le recensement de la population de 1999.

Après avoir effectué des recherches sur l'historique des enregistrements des naissances dans l'EDP, nous avons constaté qu'entre 1982 et 1997, les bulletins d'état civil des individus nés les 2 et 3 octobre n'ont pas été enregistrés⁵⁸. Par conséquent, pour ces individus (soit la moitié de l'échantillon), seuls les recensements de la population de 1990 et de 1999 fournissent les informations sur les naissances des enfants survenues pendant cette période. En effet, les enfants concernés sont en toute vraisemblance recensés car encore présents dans le ménage étant donné leur jeune âge⁵⁹.

Construction des dates de naissance

Conscients du problème d'absence d'enregistrement des bulletins d'état civil, nous avons choisi de combiner les informations sur les dates de naissance issues des différentes sources de la manière suivante :

- Nous considérons que l'information à privilégier est celle issue des bulletins de naissance (*a priori* plus sûre car non déclarative). Par conséquent, nous considérons exclusivement l'information issue des bulletins pour toutes les naissances ayant eu lieu avant 1982 et après 1997.
- Pour la période entre 1982 et 1997, nous combinons les trois sources d'information (bulletins de naissance, recensements de 1990 et de 1999) : aux naissances déclarées dans les bulletins de naissance, nous ajoutons celles qui apparaissent dans les recensements mais pas dans les bulletins (naissances « manquantes »).

Cette méthode permet d'obtenir ainsi, pour chaque salarié, les informations complètes sur les dates de naissance de ses enfants. Notons cependant que, contrairement aux bulletins de naissance qui attribuent l'enfant aux parents géniteurs (ou adoptifs), les données des recensements peuvent, en cas de familles recomposées, attribuer une naissance à un parent non géniteur (par exemple, un homme marié ou en couple avec une femme ayant la garde de deux enfants d'une précédente union se verra attribuer ces deux enfants). Néanmoins, cela concerne davantage les hommes que les femmes, ces dernières ayant plus souvent la garde.

Enfin, nous avons créé une variable indiquant la (les) source(s) d'information utilisée(s) pour obtenir les dates de naissance des enfants de chaque individu (bulletin de naissance, recensement, les deux).

⁵⁸ Plus précisément, de 1982 à 1989, seuls certains départements ont intégré dans l'EDP les bulletins d'état civil des individus nés les 2 et 3 octobre. En revanche, de 1990 à 1997 aucun bulletin d'état civil n'a été intégré pour ces individus.

⁵⁹ Étant donné la définition d'un enfant dans le recensement, seules les informations sur les dates de naissance des « jeunes » enfants sont disponibles dans les recensements. La définition d'un enfant au sens du recensement est la suivante : « Personne célibataire qui habite avec au moins un de ses parents et qui n'est lui-même ni parent, ni conjoint d'un autre habitant de sa résidence principale. En cas de séparation des parents, même si l'enfant est hébergé tantôt chez l'un tantôt chez l'autre parent, il n'est rattaché qu'à un seul ménage, pour ne compter chacun qu'une fois. C'est le ménage du parent chez qui il séjourne le plus souvent. À défaut, il est rattaché au ménage où il est présent le jour du recensement. »

Nettoyage des données sur les dates de naissance

Nous avons choisi de considérer à la fois les informations sur les mois et sur les années de naissance des enfants, les mois de naissance nous permettant de faire la différence entre la naissance de jumeaux et le cas de plusieurs naissances distinctes au cours d'une même année (par exemple, une en janvier et une en décembre).

Nous avons supprimé un certain nombre d'individus de la base pour les raisons suivantes :

- valeurs aberrantes concernant les dates de naissance ;
- information partielle sur les dates de naissance (mois ou année de naissance manquant) ;
- chronologie des naissances incohérente (par exemple, premier enfant né après le deuxième) ;
- âge à la première naissance inférieur à 16 ans ;
- naissances espacées de moins de 9 mois.

2.2.3. Autres variables

Nous avons également supprimé les observations aberrantes pour les autres variables de la base et notamment pour le salaire journalier brut, le salaire horaire brut et le nombre d'heures mensuelles, nos trois principales variables d'intérêt.

Comme, au cours d'une année, les salariés peuvent avoir des durées de paie différentes, nous avons considéré un salaire journalier plutôt qu'un salaire annuel qui ne tient pas compte de ces différences. Le salaire journalier est calculé en rapportant le salaire annuel brut fiscal à la durée de paie exprimée en nombre de jours. Pour le champ DADS, c'est-à-dire pour les salariés du secteur privé et ceux de la FPH et de la FPT, le salaire horaire brut est calculé en rapportant le salaire annuel brut fiscal au nombre d'heures travaillées dans l'année. Cependant, dans le panel tous salariés, ce nombre d'heures n'est renseigné que pour le champ DADS. Nous ne disposons donc pas de ce nombre d'heures pour les salariés de la FPE. Plus précisément, on connaît seulement le nombre d'heures de travail des agents de la FPE pour la période 2009-2011 mais pas pour les années précédentes. Cependant, il nous est possible de recalculer le nombre d'heures de travail des agents de la FPE entre 1994 et 2008, puisque nous disposons de la variable « durée de paie en équivalent temps plein ». Nous avons donc recalculé le nombre d'heures de travail de chaque agent i de la FPE à l'année t (avec $t=1994-2008$) de la manière suivante :

$$\text{Nombre d'heures}_{it} = \text{nombre d'heures TP}_t * eqtp_{it}$$

Où *nombre d'heures TP_t* correspond au nombre d'heures de travail effectué par un agent travaillant à temps plein. En raison du passage aux 35 heures, ce nombre d'heures varie en fonction des années. Il est fixé à 2 028 heures pour la période 1994-2001 puis à 1 820 heures à partir de 2002. Le coefficient *eqtp* est obtenu en divisant la durée de paie en équivalent temps plein par la durée de paie. Ainsi, un agent travaillant toute l'année à mi-temps aura donc une durée de paie de 360 jours mais une durée de paie en équivalent temps plein de seulement 180 jours, soit un *eqtp* égal à 0,5.

Afin d'éliminer les valeurs aberrantes pour le salaire journalier, le salaire horaire et le nombre d'heures mensuelles, nous avons procédé de la manière suivante :

- Nous classons les valeurs de chaque variable par ordre croissant.
- Nous considérons qu'une valeur est aberrante dès lors qu'elle s'écarte de plus de 3 % de la valeur qui la précède.

2.3. Quelques statistiques descriptives

2.3.1. Âge moyen des parents à la naissance

D'après le tableau 2, l'âge moyen des hommes à la naissance d'un enfant est en moyenne de deux ans et demi plus élevé que celui des femmes, quel que soit le rang de naissance. Cette différence est cependant légèrement plus faible dans la FPE que dans les autres secteurs. Concernant l'âge moyen des femmes, il est de 27 ans au moment de la première naissance, de 30 ans au moment de la deuxième naissance et de 32 ans au moment de la troisième naissance.

Par ailleurs, on observe que l'âge moyen des parents à la naissance varie selon le secteur d'appartenance. Le secteur privé et la Fonction publique territoriale sont les deux secteurs où les parents sont les plus jeunes à la naissance de leur enfant, quel que soit le rang de la naissance. Au contraire, c'est dans la Fonction publique d'État que l'âge moyen des mères à la naissance de leur enfant est le plus élevé, quel que soit le rang de naissance.

Tableau 2. Âge des parents à la naissance selon le genre, le rang de naissance et le secteur d'appartenance

	Premier enfant			Deuxième enfant			Troisième enfant		
	N	Age moyen	Age médian	N	Age moyen	Age médian	N	Age moyen	Age médian
Femmes									
Ensemble	107 249	27,3	27	72 049	30,1	30	25 316	32,2	32
FPT	8 181	27,0	26	5 805	29,7	29	2 306	32,0	32
FPE	8 529	28,8	28	5 811	31,5	31	1 817	34,0	34
FPH	6 273	27,6	27	4 514	30,5	30	1 497	33,1	33
Privé	84 266	27,2	27	55 919	30,0	30	19 696	32,0	32
Hommes									
Ensemble	114 480	29,6	29	78 001	32,5	32	29 433	35,2	35
FPT	4 789	29,4	29	3 464	32,2	32	1 353	34,7	34
FPE	6 589	30,5	30	4 710	33,4	33	1 710	36,3	36
FPH	1 875	30,3	29	1 372	33,2	33	591	36,0	36
Privé	101 227	29,5	29	68 455	32,4	32	25 779	35,1	35

Source : Panel tous salariés, 1994-2011.

Note : Seuls les individus n'ayant pas changé de secteur d'appartenance durant leur période d'observation sont considérés. Par ailleurs, pour les naissances survenues en dehors de la période d'observation de l'individu considéré, nous avons émis l'hypothèse qu'il appartenait au même secteur d'appartenance que celui caractérisant leur période d'observation au moment de ces naissances.

2.3.2. Écart de salaire journalier entre femmes et hommes selon l'âge

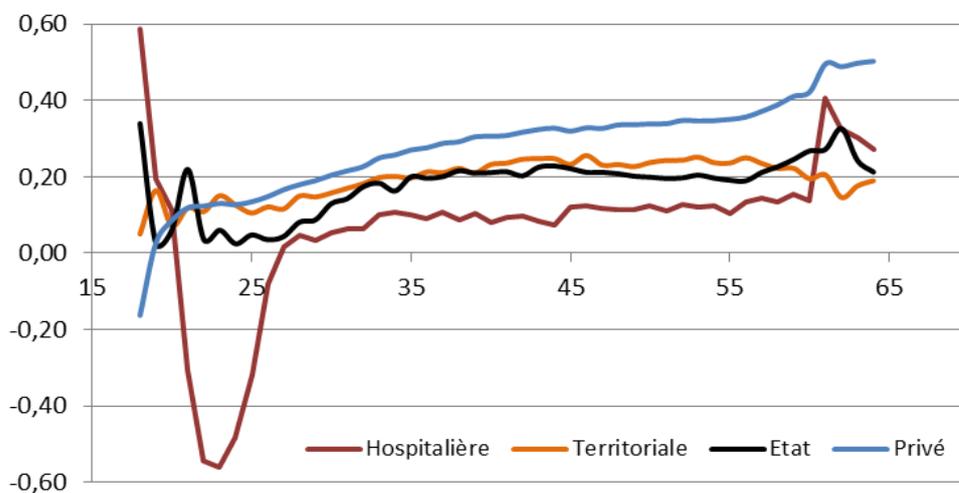
Le graphique 4 représente l'évolution de l'écart de salaire journalier entre les hommes et les femmes, en fonction de leur âge. Avant 25 ans, les différences de salaire journalier entre les hommes et les femmes sont assez erratiques⁶⁰. En revanche, à partir de 25 ans, nous pouvons constater, dans les quatre secteurs considérés, une croissance importante de la différence de salaire au détriment des femmes, croissance qui semble s'arrêter autour de 35 ans dans les trois versants de la

⁶⁰ La même observation peut être faite pour l'écart de salaire après 60 ans. Cela provient vraisemblablement de la petite taille des échantillons pour ces classes d'âge.

Fonction publique mais qui se maintient jusqu'à l'âge de la retraite dans le secteur privé. Par exemple, dans la FPE, alors qu'à l'âge de 25 ans les femmes gagnent environ 5 % de moins que les hommes, ces derniers ont un salaire journalier d'environ 20 % supérieur à celui des femmes à l'âge de 35 ans. Cette période de 25 à 35 ans correspond à la période de plus forte fécondité des femmes dans notre échantillon, comme l'a montré l'analyse des âges moyens et médians des femmes au moment des naissances (tableau 1). On peut s'interroger alors sur le rôle éventuel joué par la maternité dans l'accroissement de cet écart.

L'écart de salaire journalier entre hommes et femmes salariés est clairement hiérarchisé par secteur. La pénalité salariale supportée par les femmes est la plus forte dans le secteur privé. La Fonction publique territoriale et la Fonction publique d'État viennent immédiatement après. Enfin, l'écart salarial est le plus faible dans la Fonction publique hospitalière.

Graphique 4. Évolution de l'écart de salaire journalier (exprimé en log) entre hommes et femmes selon l'âge



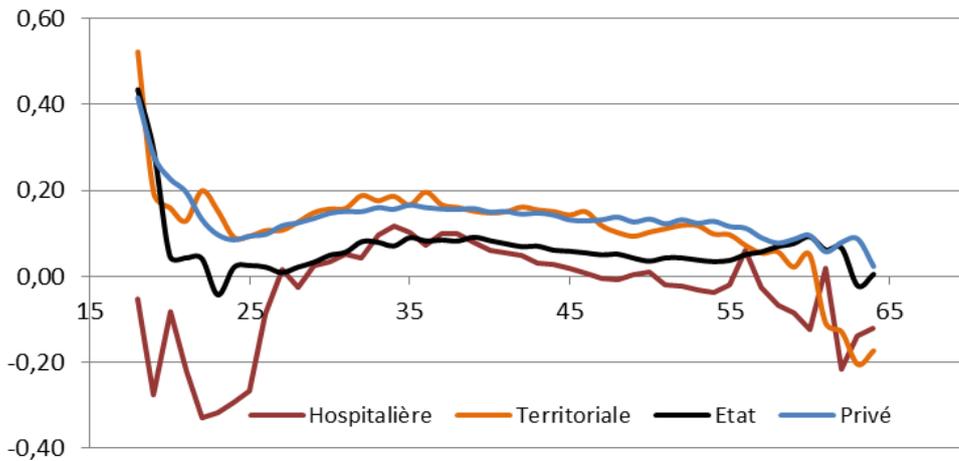
Source : Panel tous salariés, 1994-2011.

2.3.3. Écart de temps de travail entre femmes et hommes selon l'âge

Les écarts de salaire journalier observés entre les femmes et les hommes peuvent s'expliquer en partie par des comportements d'offre de travail différents. En effet, le graphique 5 indique que les écarts de temps de travail entre les femmes et les hommes augmentent de manière importante entre 25 et 35 ans, période à laquelle les écarts de salaire journalier se creusent. De plus, l'écart de temps de travail atteint son maximum aux alentours de 35-40 ans, c'est-à-dire au moment où les femmes ont le plus grand nombre d'enfants en bas âge. Passé 40 ans, la différence de temps de travail entre les femmes et les hommes diminuent progressivement, mais ce n'est que vers 55 ans que l'écart retombe au même niveau que celui observé à l'âge de 25 ans. Cela laisse penser que la présence d'enfants dans le foyer a un impact durable sur l'offre de travail des mères en France, comme cela a déjà été mis en évidence par Moschion (2009).

Enfin, comme les écarts de salaire journalier, les écarts de temps de travail sont hiérarchisés par secteur : les écarts sont les plus élevés dans le secteur privé et la Fonction publique territoriale, suivis par la Fonction publique d'État et, finalement, la Fonction publique hospitalière.

Graphique 5. Évolution de l'écart du nombre d'heures travaillées (exprimé en log) entre hommes et femmes selon l'âge



Source : Panel tous salariés, 1994-2011.

2.3.4. Écart de salaire horaire entre femmes et hommes selon l'âge

Les écarts de salaire journalier observés entre les femmes et les hommes peuvent également s'expliquer en partie par des écarts de salaire horaire. Tout d'abord, comme les écarts de salaire journalier et de temps de travail, les écarts de salaire horaire sont hiérarchisés : ils sont les plus élevés dans le secteur privé, suivi de la Fonction publique d'État, de la Fonction publique territoriale et, enfin, de la Fonction publique hospitalière. Ainsi, la hiérarchie des écarts de salaire horaire est la même que celle observée pour le salaire journalier et le temps de travail, à l'exception que les écarts de salaire horaire sont plus élevés dans la Fonction publique d'État que dans la Fonction publique territoriale.

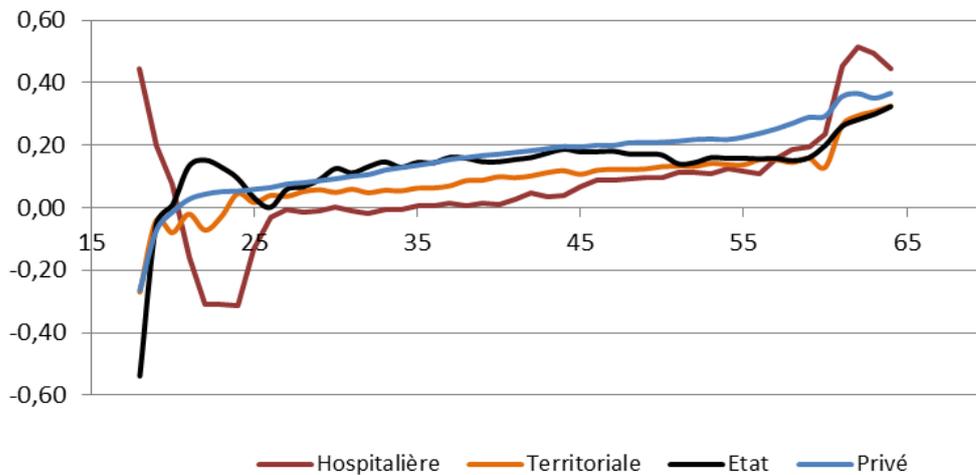
Par ailleurs, alors que les écarts de salaire journalier et de temps de travail se creusent fortement entre 25 et 35 ans dans l'ensemble des secteurs, pour le salaire horaire, cela n'est vrai que dans le secteur privé et la Fonction publique d'État. Dans les deux secteurs, l'écart de salaire horaire passe d'environ 5 % à l'âge de 25 ans à 15 % à l'âge de 35 ans. La hausse de l'écart est donc légèrement moins prononcée en termes de salaire horaire qu'en termes de salaire journalier. En revanche, entre 25 et 35 ans, les écarts de salaire horaire se maintiennent à un niveau très faible dans la Fonction publique territoriale (5 %) et à un niveau nul dans la Fonction publique hospitalière.

Enfin, contrairement aux écarts de salaire journalier, après 35 ans, les écarts de salaire horaire augmentent doucement, mais de manière continue, jusqu'à l'âge de la retraite, et ce, quel que soit le secteur. Ainsi, à l'âge de 60 ans, les hommes perçoivent un salaire horaire environ 30 % supérieur à celui des femmes dans le privé, et environ 18 à 20 % supérieur dans la Fonction publique. Étant donné les écarts en termes d'offre de travail, il est cohérent que les écarts en termes de salaire horaire soient plus faibles que ceux en termes de salaire journalier (40 % dans le privé et d'environ 20-25 % dans le public à l'âge de 60 ans).

Pour résumer, ces statistiques descriptives indiquent que les écarts de salaire journalier entre les femmes et les hommes augmentent de manière très prononcée entre 25 et 35 ans, principalement en raison d'un effet offre de travail (auquel s'ajoute, dans le privé et la Fonction publique d'État, une hausse de l'écart en termes de salaire horaire). Après 35-40 ans, alors que les écarts de temps de travail diminuent, les écarts de salaire journalier se maintiennent dans la Fonction publique, et con-

tinuent même d'augmenter dans le privé. Cela provient du fait que les écarts de salaire horaire entre les femmes et les hommes augmentent passé 35 ans.

Graphique 6. Évolution de l'écart de salaire horaire (exprimé en log) entre hommes et femmes selon l'âge



Source : Panel tous salariés, 1994-2011.

3. MISE EN ŒUVRE D'UNE MÉTHODE DE DOUBLES DIFFÉRENCES AVEC APPARIEMENT EXACT ET DYNAMIQUE

Pour évaluer l'impact de la naissance d'un enfant sur le salaire des femmes et des hommes, nous mettons en œuvre une méthode de doubles différences avec appariement exact et dynamique. Cette méthode nous permet de tenir compte de plusieurs problèmes méthodologiques majeurs (cf. section 1.5.2) et donc, d'obtenir une estimation particulièrement fiable de l'impact de la naissance d'un enfant sur les salaires.

D'une part, le recours à l'appariement exact permet de comparer des femmes ayant exactement les mêmes caractéristiques observables (ce qui constitue une amélioration par rapport à la méthode basée sur le score de propension) sans faire d'hypothèse de forme sur l'équation de salaire (ce qui constitue une amélioration par rapport aux méthodes paramétriques). D'autre part, la méthode des doubles différences permet de contrôler l'hétérogénéité inobservée constante dans le temps entre mères et femmes sans enfant, dont la non-prise en compte risque de biaiser à la hausse la pénalité estimée. Troisièmement, cette méthode permet également de contrôler l'hétérogénéité temporelle commune à tous les individus pouvant être corrélée aux variables explicatives. Enfin, nous procédons à un appariement dynamique puisque nous comparons des femmes qui ont un enfant à la date t à des femmes qui n'en ont *pas encore* à cette date. De ce fait, notre groupe de contrôle évolue selon la période considérée. Contrairement aux méthodes plus classiques qui comparent les mères aux femmes qui n'auront jamais d'enfant, introduisant ainsi un biais de sélection important, cette approche nous permet de constituer un groupe de contrôle bien plus comparable aux mères.

Nous rappelons dans la section 3.1 le principe général de la méthode des doubles différences puis, dans la section 3.2, nous revenons plus en détails sur la manière dont nous appariions les femmes entre elles. La section 3.3. décrit la manière dont nous avons pris en compte l'absence de données sur la rémunération perçue par les salariées du secteur privé pendant leur congé-maternité. Enfin, la

justification de la non considération des naissances successives dans l'analyse fait l'objet de la section 3.4.

3.1. Rappel sur la méthode des doubles différences

Pour évaluer l'effet de la naissance d'un premier enfant⁶¹ sur le salaire des mères⁶², l'idéal serait de pouvoir comparer le salaire perçu par les mères après la naissance de leur enfant au salaire qu'elles auraient perçu si elles n'avaient pas eu d'enfant. Évidemment, ce dernier n'est pas observable. Le principe des méthodes d'évaluation consiste à comparer le salaire des mères à celui de femmes en tous points comparables (même niveau de diplôme, même âge...) à l'exception du fait que ces dernières n'ont pas d'enfant au moment de la comparaison. Ce groupe de femmes sans enfant joue ainsi le rôle de contrefactuel : on peut considérer que leur rémunération est égale à celle que les mères auraient perçue si elles n'avaient pas eu d'enfant.

Avant de décrire la façon dont nous apparions les mères et les femmes sans enfant (section suivante), nous rappelons d'abord ici la méthode générale des doubles différences. Pour cela, considérons deux femmes, i et j , toutes deux observées sur la période $[t^-; t^+]$ ⁶³. La femme j n'a aucun enfant en début de période et n'en a pas non plus jusqu'à la fin de celle-ci. La femme i n'a pas non plus d'enfant en début de période mais donne naissance à un premier enfant en t ($t \in [t^-; t^+]$). Par la suite, on se réfère à cette naissance par le terme de « traitement ». On distingue alors communément les individus appartenant au « groupe de traitement », qui ont reçu le traitement (femme i), des individus appartenant au « groupe de contrôle », qui servent de contrefactuel (femme j). Ces deux femmes sont supposées identiques en tous points, à l'exception que i a un enfant sur la période alors que j n'en a pas.

On note y_i^0 et y_j^0 le salaire perçu l'année avant le traitement (t^0) par les femmes i et j respectivement. On note y_i^1 et y_j^1 le salaire perçu l'année après le traitement (t^1) par les femmes i et j respectivement. Pour la femme i du groupe de traitement, le salaire y_i^0 est le salaire de référence, supposé non affecté par la maternité, contrairement au salaire perçu après le traitement, y_i^1 , qui capte l'effet du traitement. Le salaire des femmes i et j , identiques en tous points avant la naissance de l'enfant, est supposé évoluer de la même manière avant la survenue du traitement. En d'autres termes, en l'absence de traitement, le salaire de ces deux femmes devrait suivre la même tendance (hypothèse des tendances égales).

La méthode des doubles différences permet d'estimer l'effet de la naissance d'un enfant sur le salaire d'une femme i en trois étapes⁶⁴ :

1. On calcule la différence de salaire entre les femmes i et j avant le traitement :

$$D_i^0 = y_i^0 - y_j^0$$

Puisque la différence entre les femmes s'effectue pour la même année (t^0), on élimine ainsi les effets temporels communs aux individus.

2. On calcule la différence de salaire entre les femmes i et j après le traitement :

$$D_i^1 = y_i^1 - y_j^1$$

⁶¹ Par souci de simplicité, on présente la méthode en se basant sur le cas de l'évaluation de l'effet de la naissance d'un premier enfant.

⁶² Nous procédons de la même façon lorsque l'on évalue l'effet d'une naissance sur le salaire des pères.

⁶³ $t \in \mathbb{N}$ puisque nous avons des données annuelles.

⁶⁴ Pour une présentation plus formalisée, voir Dugué et Le Clainche (2012).

À nouveau, puisque la différence s'effectue pour la même année (t^1), on élimine les effets temporels communs aux individus.

3. On calcule la différence des différences :

$$D_i = D_i^1 - D_i^0$$

Cette dernière différence nous permet d'éliminer les caractéristiques propres à chaque femme, qui sont constantes dans le temps.

La valeur de D_i donne donc l'effet de la naissance du premier enfant de la femme i à l'année t sur le salaire de cette femme. Cette double différence D_i est calculée pour l'ensemble des femmes appartenant au groupe de traitement, *i.e.* ayant eu une première naissance au cours de la période étudiée. L'effet salarial global de la première naissance (\bar{D}_i) est donc obtenu en calculant la moyenne des D_i sur l'ensemble de l'échantillon.

À ce stade, nous avons présenté la méthode générale employée pour estimer l'impact salarial d'une naissance. Nous revenons dans la section suivante sur la manière dont nous apparions les femmes i et j entre elles en appliquant la méthode de l'appariement exact et dynamique.

3.2. Méthode d'appariement exact et dynamique

3.2.1. Définition des groupes de contrôle et de traitement

La difficulté principale de la méthode consiste à trouver le meilleur contrefactuel possible, de sorte que le salaire des femmes du groupe de contrôle corresponde bien au salaire qu'auraient perçu les femmes du groupe de traitement si elles n'avaient pas eu d'enfant.

Dans cette étude, nous souhaitons évaluer l'impact de la naissance d'un premier, d'un deuxième et d'un troisième enfant sur le salaire des femmes, et des hommes, un an, deux ans et trois ans après la naissance⁶⁵. Pour évaluer l'impact salarial des naissances de rang 1, 2 et 3, nous considérons respectivement les trois groupes de traitement suivants⁶⁶ :

- (i) Les femmes donnant naissance à leur premier enfant à l'année $t \in (1994; 2011)$
- (ii) Les femmes donnant naissance à leur deuxième enfant à l'année $t \in (1994; 2011)$
- (iii) Les femmes donnant naissance à leur troisième enfant à l'année $t \in (1994; 2011)$

Pour évaluer l'effet *additionnel* de ces trois naissances (*i.e.* l'évolution salariale engendrée par le fait d'avoir un enfant supplémentaire), nous comparons les femmes du groupe de traitement à des femmes ayant un enfant de moins à l'année t (groupe de contrôle). De ce fait, pour évaluer l'effet des naissances de rang 1, 2 et 3, nous mobilisons à chaque fois un groupe de traitement et un groupe de contrôle différent :

Tableau 3. Groupes de traitement et de contrôle selon le rang de naissance

Effet évalué	Groupe de traitement (i)	Groupe de contrôle (j)
1 ^{ère} naissance	Femmes ayant eu leur 1 ^{er} enfant en t	Femmes sans enfant en t
2 ^e naissance	Femmes ayant eu leur 2 ^e enfant en t	Mères d'un enfant en t
3 ^e naissance	Femmes ayant eu leur 3 ^e enfant en t	Mères de deux enfants en t

⁶⁵ Dans cette étude, nous excluons les naissances de jumeaux et de triplés.

⁶⁶ On applique également cette démarche au cas des hommes lorsque l'on évalue l'impact salarial de la paternité.

3.2.2. Appariement exact et dynamique

Par ailleurs, pour appairier les femmes du groupe de traitement et du groupe de contrôle, nous recourons à une méthode d'appariement exact et dynamique. L'appariement exact consiste à comparer une femme i du groupe de traitement à un ensemble de femme j du groupe de contrôle ayant exactement les mêmes caractéristiques observables. Plus précisément, nous appairons les femmes traitées et non traitées lorsqu'elles ont exactement les mêmes valeurs pour les variables qualitatives et des valeurs similaires pour les variables continues. Pour l'âge, nous autorisons un écart de trois ans entre les femmes appariées. Concernant la variable endogène retardée, les mères ayant eu un enfant en t sont appariées avec des femmes ayant un enfant de moins à l'année t pour lesquelles le salaire observé en $t-1$ est moins de 10 % plus élevé (ou plus faible) que celui des femmes devenues mères.

Le tableau 4 présente les variables d'appariement utilisées dans chacun des secteurs et selon le rang de naissance.

Tableau 4. Variables d'appariement selon le secteur

	FPE	FPH	FPT	Secteur privé
Rang 1	Age	Age	Age	Age
	Diplôme ⁽¹⁾	Diplôme ⁽¹⁾	Diplôme ⁽¹⁾	Diplôme ⁽¹⁾
	Catégorie de l'agent (A, B et C)	Catégorie de l'agent (A, B et C)	Catégorie de l'agent (A, B et C)	CSP
	Poste localisé en Ile de France			
				Secteur d'activité ⁽²⁾
				Taille de l'établissement ⁽³⁾
	Variable endogène retardée	Variable endogène retardée	Variable endogène retardée	Variable endogène retardée

Pour les naissances de rang 2 et de rang 3, on utilise les mêmes variables d'appariement que pour la naissance du premier enfant mais on ajoute une (des) variable(s) afin de tenir compte de l'année de naissance de (des) l'enfant(s) précédent(s) :

Rang 2	+ année de naissance du 1 ^{er} enfant	+ année de naissance du 1 ^{er} enfant	+ année de naissance du 1 ^{er} enfant	+ année de naissance du 1 ^{er} enfant
Rang 3	+ année de naissance du 1 ^{er} enfant	+ année de naissance du 1 ^{er} enfant	+ année de naissance du 1 ^{er} enfant	+ année de naissance du 1 ^{er} enfant
	+ année de naissance du 2 ^e enfant	+ année de naissance du 2 ^e enfant	+ année de naissance du 2 ^e enfant	+ année de naissance du 2 ^e enfant

Note : (1) Niveaux diplôme considérés : aucun ; BEPC, CAP ; BEP ; Bac ; Bac+2 ; diplôme supérieur.

(2) Secteurs d'activités considérés : Agriculture et pêche ; industrie ; construction ; commerce ; services.

(3) Tailles de l'établissement considérées : de 1 à 19 ; de 20 à 99 ; de 100 à 499 ; 500 et plus.

Comme précisé dans le tableau ci-dessus, pour évaluer l'effet additionnel sur les salaires d'une naissance de rang 2 et d'une naissance de rang 3, nous considérons des variables d'appariement supplémentaires afin de tenir compte de l'année de naissance des enfants précédents. Autrement dit, pour évaluer l'effet additionnel de la deuxième naissance, nous comparons le salaire des mères ayant eu un deuxième enfant avec celui obtenu par des mères identiques ayant eu pour le moment un seul enfant, toutes ces mères ayant eu leur premier enfant au cours de la même année. De même, pour évaluer l'impact additionnel d'une troisième naissance, nous comparons des mères ayant eu

trois enfants avec des mères ayant eu pour le moment deux enfants, toutes ces mères ayant eu leurs deux premiers enfants aux mêmes années.

L'appariement dynamique désigne quant à lui le fait que les groupes de contrôle et de traitement évoluent au cours du temps. En effet, pour chaque année t du panel, on définit le groupe de traitement comme l'ensemble des femmes donnant naissance à un $k^{\text{ème}}$ ($k = 1, 2$ ou 3) enfant en t et le groupe de contrôle comme l'ensemble des femmes ayant $k-1$ enfants en t . Prenons par exemple le cas d'une femme donnant naissance à un $k^{\text{ème}}$ enfant au cours de sa période d'observation. Afin d'évaluer l'effet de la naissance de rang k , cette femme sera successivement classée dans deux groupes : elle appartiendra d'abord au groupe de contrôle (tant qu'elle aura $k-1$ enfants), puis au groupe de traitement (à partir du moment où elle a k enfants). Enfin, elle sortira du groupe de traitement dès lors qu'elle aura $k+1$ enfant.

3.2.3. Conditions d'appartenance aux groupes de traitement et de contrôle

3.2.3.1. Groupe de traitement

Pour être prises en compte dans l'analyse, les femmes du groupe de traitement (*i.e.* donnant naissance à un enfant de rang k à l'année t^k) doivent remplir les deux conditions suivantes :

- (i) Elles doivent être observées dans le panel à deux points précis du temps, avant (t_0^k) et après (t_1^k) la naissance de l'enfant k , afin de pouvoir calculer la double différence.

En règle générale, on retient comme année de référence l'année précédant celle de la naissance de l'enfant ($t_0^k = t^k - 1$). Le salaire de l'année de référence est supposé non affecté par le traitement⁶⁷.

Concernant l'année post-traitement, celle-ci varie selon l'horizon auquel on souhaite évaluer l'effet de la naissance. Dans cette étude, on souhaite évaluer l'effet de la naissance d'un enfant à trois moments du temps : un an, deux ans et trois ans après la naissance. On retient donc trois valeurs pour t_1^k : $t_1^k = t^k + 1$; $t_1^k = t^k + 2$; $t_1^k = t^k + 3$.

- (ii) Le traitement k ne doit pas être entaché d'un autre traitement.

Au cours de la période d'évaluation du traitement k , les femmes du groupe de traitement doivent avoir reçu uniquement le traitement k : aucun autre traitement (qu'il soit antérieur, $k-1$, ou postérieur, $k+1$) ne doit survenir. En d'autres termes, les femmes du groupe de traitement ne doivent pas avoir de $k-1^{\text{ème}}$ naissance ni de $k+1^{\text{ème}}$ naissance au cours de la période d'évaluation $[t_0^k; t_1^k]$. La naissance de l'enfant précédent ($k-1$) doit donc intervenir avant l'année de référence (t_0^k) et celle de l'enfant suivant ($k+1$) après l'année à laquelle on estime l'effet de la naissance de rang k (t_1^k). Ainsi, si l'on souhaite estimer l'impact salarial de la naissance de l'enfant k un an après sa naissance ($t_0^k = t^k - 1$ et $t_1^k = t^k + 1$), alors la naissance de l'enfant précédent doit avoir lieu au plus tard deux ans avant la naissance de l'enfant k ($t^{k-1} \leq t^k - 2$) et celle de l'enfant suivant doit avoir lieu au plus tôt deux ans après la naissance de l'enfant k ($t^{k+1} \geq t^k + 2$).

3.2.3.2. Groupe de contrôle

Pour être prises en compte dans l'analyse, les femmes du groupe de contrôle (*i.e.* ayant $k-1$ enfants à l'année t^k) doivent remplir les deux conditions suivantes :

- (i) Comme les femmes du groupe de traitement, celles du groupe de contrôle doivent être observées dans le panel à deux points précis du temps afin de pouvoir calculer la double différence.

⁶⁷ Nous verrons cependant que le point de référence peut varier en raison de la structure de nos données. Cela sera le cas dans le secteur privé, puisque nous n'avons pas les données sur la rémunération perçue pendant le congé-maternité (voir section 3.3). Cela sera également le cas pour les naissances successives (voir section 3.4).

Ces deux points d'observations dépendent de la date de traitement des femmes avec lesquelles elles sont appariées. Ainsi, les femmes du groupe de contrôle doivent être observées aux années t_0^k et t_1^k telles que définies ci-dessus.

(ii) Les femmes du groupe de contrôle doivent avoir $k-1$ enfants tout au long de la période d'évaluation.

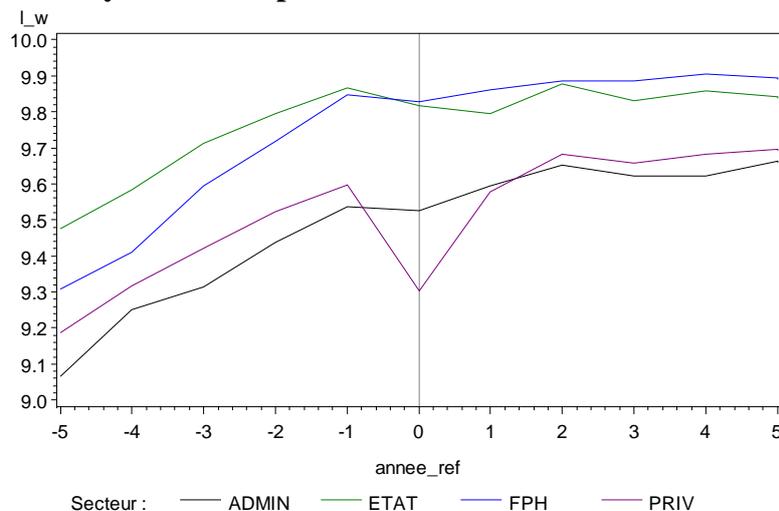
La naissance de leur $k-1^{\text{ème}}$ enfant doit donc avoir lieu avant l'année de référence (t_0^k) et celle de leur $k^{\text{ème}}$ enfant après l'année à laquelle on estime l'effet de la naissance de rang k de leur jumelle traitée (t_1^k).

3.3. Prise en compte des périodes de congé-maternité dans le secteur privé

3.3.1. Report de la rémunération perçue pendant le congé-maternité dans le panel tous salariés : différences public-privé et conséquences méthodologiques

Pendant leur congé-maternité, les salariées du secteur public qui travaillent depuis au moins six mois dans leur administration continuent à percevoir l'intégralité de leur salaire. Dans le cas contraire, les salariées perçoivent des indemnités de la sécurité sociale⁶⁸. Pour la majorité des salariées du public, le congé-maternité n'implique donc pas de perte de salaire. Par ailleurs, l'ensemble de la rémunération perçue pendant la période du congé-maternité est reporté dans le panel tous salariés.

Graphique 7. Évolution du salaire annuel des femmes ayant eu leur premier enfant durant l'année 0



En revanche, dans le secteur privé, les salariées en congé-maternité ne perçoivent généralement que des indemnités journalières, versées par la caisse de Sécurité sociale. Lorsque la convention collective le prévoit, les salariées de ce secteur perçoivent cependant un complément de rémunération de la part de leur employeur, qui peut aller jusqu'au maintien intégral de leur salaire⁶⁹. Par ailleurs, contrairement aux salariées du public pour lesquelles toute la rémunération perçue pendant le congé-maternité est reportée dans le panel tous salariés, seule la partie complémentaire de la rémunération des travailleurs du privé (c'est-à-dire celle versée par l'employeur) est reportée dans le panel tous salariés.

⁶⁸ Voir le site <http://vosdroits.service-public.fr/particuliers/F519.xhtml>.

⁶⁹ Voir le site <http://vosdroits.service-public.fr/particuliers/F2265.xhtml>.

Le report partiel, dans le panel tous salariés, des rémunérations perçues par les travailleurs du secteur privé a des conséquences importantes concernant la fiabilité des données de salaires dans ce secteur pour les années contenant une période de congé-maternité, comme cela est illustré dans le graphique 7. Le graphique présente l'évolution du salaire annuel (en logarithme) des femmes ayant eu un premier enfant à une année normalisée de référence, notée 0. Il apparaît clairement que, dans le secteur privé, le niveau de rémunération chute très fortement l'année de la naissance de l'enfant, ce qui provient principalement du non-report de la rémunération perçue par les femmes dans le panel tous salariés. En revanche, dans la Fonction publique, on n'observe pas de chute de salaire l'année de la naissance de l'enfant puisque le niveau de rémunération est maintenu et intégralement reporté dans le panel tous salariés.

Par conséquent, pour estimer de façon non biaisée l'impact salarial de la naissance d'un enfant dans le secteur privé, il est nécessaire de reconnaître que l'information sur les salaires des travailleurs du privé pendant leur période de congé-maternité est incomplète. La sous-section suivante présente en détails comment nous adaptons la procédure d'appariement pour le secteur privé, afin de tenir compte de cette difficulté.

3.3.2. Prise en compte des périodes de congé-maternité dans le secteur privé

Dans les sections précédentes, nous avons expliqué que l'impact salarial de la naissance d'un enfant de rang k est obtenu par une double différence. Pour réaliser cette dernière, il convient, d'une part, de définir deux groupes (un groupe de traitement et un groupe de contrôle) et, d'autre part, de comparer les salaires perçus par ces groupes d'individus à deux points du temps : l'année de référence, avant le traitement notée t_0^k , et l'année à laquelle on évalue l'effet du traitement notée t_1^k . Concernant l'année de référence, nous avons retenu l'année précédant la naissance de l'enfant ($t_0^k = t^k - 1$). Concernant l'année à laquelle nous évaluons l'effet du traitement, nous avons retenu trois dates différentes afin d'évaluer l'effet de la naissance à un an ($t_1^k = t^k + 1$), deux ans ($t_1^k = t^k + 2$) et trois ans ($t_1^k = t^k + 3$).

Bien évidemment, pour obtenir une estimation fiable de l'impact salarial de la naissance d'un enfant, il est crucial que les salaires soient reportés sans erreur pour les années t_0^k et t_1^k . Ceci est le cas dans les trois versants de la Fonction publique, et donc, nous appliquerons la méthode présentée jusqu'ici pour ces trois secteurs. En revanche, dans le secteur privé, le salaire n'est pas reporté de manière satisfaisante pour les années contenant une période de congé-maternité, ce dernier pouvant avoir lieu au cours des années t_0^k ou t_1^k . Par exemple, une femme ayant son $k^{ème}$ enfant en janvier de l'année t débutera son congé-maternité l'année précédente ($t^k - 1$). Dans ce cas, on ne pourra pas calculer de double différence en prenant comme salaire de référence le salaire perçu à l'année $t_0^k = t^k - 1$. À l'inverse, une femme donnant naissance à son $k^{ème}$ enfant en décembre de l'année t commencera son congé-maternité l'année de naissance de l'enfant (t^k) mais le finira l'année suivante ($t^k + 1$). Dans ce cas, la rémunération perçue par cette femme l'année suivant la naissance de l'enfant ($t_1^k = t^k + 1$) n'est pas intégralement reportée dans le panel.

Pour le secteur privé, nous modifions donc la méthodologie présentée précédemment en considérant que la variable de salaire est uniquement disponible pour les années pendant lesquelles les femmes n'ont pas été en congé-maternité. Cela nous assure ainsi de calculer des doubles différences en exploitant une information fiable sur les salaires. Pour savoir quelles sont les années pendant lesquelles les salariées ont été en congé-maternité, nous croisons deux types d'informations : celle sur les années et les mois de naissance de leurs enfants (contenue dans l'échantillon démographique permanent) et celle sur la durée légale du congé-maternité⁷⁰. Comme l'indique le tableau 5, le con-

⁷⁰ Source : <http://vosdroits.service-public.fr/particuliers/F2265.xhtml>. Rappel: les naissances de jumeaux et de triplés sont exclues de l'analyse.

gé-maternité se compose de deux parties : un congé prénatal et un congé postnatal dont la durée varie selon le rang de naissance de l'enfant.

Tableau 5. Durée légale du congé-maternité

Rang de la naissance	Durée du congé prénatal	Durée du congé postnatal
Rang 1 ou 2	6 semaines	10 semaines
Rang 3	8 semaines	18 semaines

3.3.2.1. Correction pour les naissances de rang 1 et de rang 2 ($k=1$ ou 2)

On considère qu'une femme i donne naissance à son premier ou à son deuxième enfant ($k=1$ ou 2) à l'année t . Étant donné la durée légale du congé-maternité reportée dans le tableau 5, on peut distinguer trois cas de figure :

- La naissance a eu lieu en janvier ou février.

Dans ce cas, le congé-maternité débute l'année précédant la naissance de l'enfant ($t^k - 1$) et s'achève l'année de la naissance de l'enfant (t^k). Le salaire de l'année de référence ($t_0^k = t^k - 1$) n'est donc pas bien reporté dans le panel tous salariés, ce qui nous empêche de calculer une double différence comme dans le cas standard. Afin de conserver ces femmes dans l'analyse, la solution consiste alors à prendre comme année de référence non pas l'année précédant la naissance de l'enfant ($t^k - 1$) mais l'année antérieure à celle-ci ($t^k - 2$) de sorte que le salaire de référence ne soit pas entaché du congé-maternité. Comparé au cas standard, on calcule donc la double différence sur une année de plus. Le fait de calculer la double différence entre ($t^k - 1$) et ($t^k + 1$), ou entre ($t^k - 2$) et ($t^k + 1$), n'affecte pas nos estimations. En effet, puisque les salaires du groupe de traitement et du groupe de contrôle poursuivent la même tendance avant le traitement (hypothèse des tendances égales), on obtient les mêmes résultats que l'on calcule la double différence en prenant comme salaire de référence (y^o) le salaire perçu un an, ou deux ans, avant la naissance.

- La naissance a eu lieu entre mars et septembre

Dans ce cas, le congé-maternité débute et s'achève l'année de la naissance de l'enfant (t^k). Le salaire de l'année de référence ($t_0^k = t^k - 1$) et de l'année à laquelle on évalue l'effet de la naissance ($t_1^k = t^k + 1$ ou $t_1^k = t^k + 2$ ou $t_1^k = t^k + 3$) est donc correctement reporté dans le panel tous salariés. Les doubles différences sont donc calculées comme dans le cas standard.

- La naissance a eu lieu entre octobre et décembre

Dans ce cas, le congé-maternité débute l'année de la naissance de l'enfant (t^k) et s'achève l'année suivante ($t^k + 1$). Cette fois-ci, si le salaire de l'année de référence est fiable ($t_0^k = t^k - 1$), en revanche, le salaire de l'année suivant la naissance de l'enfant ne l'est pas. On ne pourra donc pas calculer l'impact salarial de la naissance à un an pour les femmes qui ont une naissance après le mois de septembre. On pourra cependant réintégrer ces femmes dans l'analyse pour calculer l'impact deux et trois ans après la naissance ($t_1^k = t^k + 2$ et $t_1^k = t^k + 3$).

3.3.2.2. Correction pour les naissances de rang 3 ($k=3$)

Pour les naissances de rang 3, on applique le même raisonnement que pour les naissances de rang 1 et 2 mais en tenant compte du fait que la durée de congé-maternité est plus longue (tableau 5).

On distingue à nouveau trois cas de figure :

- La naissance a eu lieu entre janvier et février

Le congé-maternité débute alors l'année précédant la naissance de l'enfant et s'achève l'année de la naissance de celui-ci. On utilise donc comme salaire de référence le salaire perçu deux ans avant la naissance ($t_0^k = t^k - 2$) et on calcule la double différence sur une année de plus que dans le cas standard.

- La naissance a eu lieu entre mars et juillet

La totalité du congé-maternité a lieu pendant l'année de naissance de l'enfant. On calcule donc la double différence comme dans le cas standard.

- La naissance a eu lieu entre août et décembre

Le congé-maternité débute l'année de la naissance de l'enfant et s'achève l'année suivant sa naissance, de sorte que le salaire reporté en $t^k + 1$ n'est pas fiable. On ne peut calculer pour ces femmes que l'impact de la naissance à deux et trois ans.

3.4. Naissances successives

Comme nous l'avons expliqué à la section 3.1., pour estimer correctement l'impact salarial d'une naissance de rang k , les femmes du groupe de traitement ne doivent avoir reçu que le traitement k au cours de la période d'évaluation de ce traitement $[t_0^k; t_1^k]$: aucun autre traitement (qu'il soit antérieur, $k-1$, ou postérieur, $k+1$) ne doit survenir au cours de la période d'évaluation. Cependant, dans de certains cas, cette condition n'est pas remplie.

On distingue ici deux types de naissances : les naissances « séparables » et les naissances « successives ». Une naissance k est séparable s'il est possible de calculer une double différence qui commence après la naissance de l'enfant précédent ($k-1$) et qui finit avant la naissance de l'enfant suivant ($k+1$). Pour qu'une naissance soit séparable, deux conditions doivent donc être remplies : la naissance de l'enfant précédent doit survenir avant l'année de référence ($t^{k-1} < t_0^k$) et la naissance de l'enfant suivant doit intervenir après la date à laquelle on estime l'effet de la naissance k ($t_1^k < t_1^{k+1}$). Dans ce cas, on est en mesure de calculer l'effet additionnel (*i.e.* l'effet spécifique) de la naissance k .

Cependant, certaines naissances surviennent à des dates trop rapprochées pour que l'on puisse disposer, pour chacune d'entre elles, d'un salaire de référence (y_0) et/ou d'un salaire post-traitement (y_1) non entaché de l'effet des naissances précédentes et/ou suivantes. Dans le cas de ces naissances, dites « successives », nous ne disposons donc pas des données suffisantes (y_0^k et y_1^k) pour calculer l'effet additionnel de chaque naissance de rang k . Prenons, par exemple, le cas d'une femme i ayant deux enfants, le premier à l'année t^1 et le deuxième l'année suivante : $t^2 = t^1 + 1$. Dans ce cas, la naissance du deuxième enfant intervient à la date à laquelle on aimerait estimer l'effet du premier enfant. Le salaire perçu un an après la naissance du premier enfant (y_1^1) capte donc également l'effet de la naissance du deuxième enfant. De même, le salaire perçu un an avant la naissance du deuxième enfant (et qui pourrait donc servir de salaire de référence pour calculer l'impact de la naissance du deuxième enfant) est entaché par la naissance du premier enfant. De ce fait, pour cette femme, l'effet du traitement peut être uniquement mesuré en calculant une double différence entre l'année précédant la naissance du premier enfant ($t^1 - 1$) et l'année suivant la naissance du deuxième enfant ($t^2 + 1$). On estime alors l'effet *cumulé* des deux naissances puisque la double différence est calculée en comparant le revenu de la femme lorsqu'elle n'a aucun enfant à son revenu lorsqu'elle en a deux.

Néanmoins, l'objectif de cette étude est de calculer l'effet *additionnel* des naissances de rang 1, 2 et 3. Par conséquent, étant donné la difficulté d'évaluer l'effet additionnel d'une naissance lorsqu'elles sont successives, nous avons considéré exclusivement les naissances séparables. En toute vraisemblance, cette restriction n'a que peu de conséquence pour l'évaluation de l'effet des naissances de rang 2 et de rang 3 sur les salaires au sein des différents versants de la Fonction publique. En effet,

seuls les hommes et les femmes de la Fonction publique ayant eu des naissances au cours de deux années consécutives ne sont pas pris en compte, ce qui est assez rarement le cas. En revanche, concernant les salariés du secteur privé, cette restriction peut s'avérer plus problématique en raison de la nécessité de prendre en compte les périodes de congé-maternité. Cela implique d'avoir plus de cas de naissances dites successives que dans la Fonction publique. Par exemple, une mère ayant eu son premier enfant au mois de décembre de l'année t et son second enfant en janvier de l'année $t+3$ ne sera pas considérée dans l'analyse pour évaluer l'effet de la seconde naissance, alors que ces deux naissances sont espacées de plus de 2 ans.

4. RÉSULTATS

4.1. Effet d'une première naissance

Le tableau 6 présente l'effet de la naissance d'un premier enfant sur le salaire journalier, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire des mères et des pères, un an, deux ans et trois ans après la naissance de l'enfant. Les résultats sont reportés séparément pour chacun des secteurs.

Tout d'abord, il apparaît que la naissance d'un premier enfant a un impact négatif sur le salaire journalier des femmes. L'effet est le plus prononcé dans le secteur privé où, un an après la naissance de leur premier enfant, les femmes perçoivent un salaire journalier 9,1 % inférieur au salaire qu'elles auraient perçu en l'absence de la naissance de leur enfant. L'effet est moins élevé dans la FPT (-6,5 %), suivi de la FPE (-5,7 %) et de la FPH (-3,5 %).

En outre, bien que l'effet a tendance à diminuer au cours du temps, la naissance d'un premier enfant exerce toujours un impact négatif sur le salaire journalier des femmes trois ans après la naissance de celui-ci. Si, au bout de trois ans, l'effet a été divisé par plus de deux dans la FPE (passant de -5,7 % à -2,6 %), celui-ci ne diminue que faiblement dans les autres secteurs. En France, il existerait donc bien un phénomène de rattrapage, mais de faible ampleur⁷¹, comme cela a été démontré pour l'Allemagne et le Danemark (Datta Gupta et Smith, 2002; Kunze et Ejrnaes, 2004; Felfe, 2012). En moyenne, sur trois ans, la pénalité annuelle associée à la naissance du premier enfant s'élève ainsi à 2,4 % dans le privé, 1,8 % dans la FPT, 0,9 % dans la FPE et dans la FPH.

Par ailleurs, dans le secteur privé l'impact négatif de la naissance d'un enfant sur le salaire journalier des femmes résulte d'une double pénalité : la naissance a un effet négatif à la fois sur le nombre d'heures travaillées et sur le taux de salaire horaire. En revanche, dans le secteur public, la perte de salaire journalier résulte exclusivement de la diminution du temps de travail des femmes, à l'exception de la FPE un an après la naissance d'un premier enfant. Contrairement au secteur privé, dans le public, la naissance d'un premier enfant a un impact très légèrement positif sur le taux de salaire horaire des femmes, ce qui atténue l'effet négatif de la naissance de l'enfant sur le salaire journalier dans ce secteur. Une des raisons de cet impact positif tient à l'existence, dans la Fonction publique, d'un temps partiel « long » sur-rémunéré⁷². Comme une partie des femmes passe à temps partiel suite à la naissance de leur enfant, cela se traduit donc par une perte de salaire journalier, mais par un gain en termes de salaire horaire. À notre connaissance, cette étude est la première à mettre en évidence que la naissance d'un premier enfant a un impact sur le taux de salaire horaire des mères du secteur public en France. En effet, les études précédentes ont conclu qu'en France, les

⁷¹ Néanmoins, la méthodologie que nous avons mise en œuvre est susceptible de sous-estimer ce phénomène de rattrapage. En effet, même si la durée d'un congé parental peut aller jusqu'à trois ans, il est vraisemblable qu'un certain nombre de mères s'étant interrompues après la naissance de leur premier enfant reprennent leur activité professionnelle en $t+2$ et $t+3$. Si l'interruption de carrière est pénalisante en termes de salaire, l'effet de la première naissance en $t+2$ et en $t+3$ mesure tout à la fois un éventuel effet de rattrapage des mères ne s'étant pas arrêtées et l'effet pénalisant des interruptions de carrière pour les femmes ayant repris leur activité professionnelle.

⁷² Par exemple, les salariés travaillant à 80 % touchent 85,7 % de la rémunération d'un agent travaillant à temps plein.

mères d'un enfant percevaient un salaire horaire semblable à celui des femmes sans enfant (Davies et Pierre, 2005 ; Duvivier et Narcy, 2014). Cette différence provient vraisemblablement du fait que les études précédentes ont estimé l'effet de la présence d'un enfant dans le ménage, tandis que cette étude estime l'impact de la naissance d'un enfant.

Alors que la naissance d'un enfant a un impact négatif sur le salaire journalier des femmes, celle-ci a un impact faible mais positif pour les hommes, à la fois en termes de salaire journalier, de salaire horaire et de temps de travail⁷³. Ces résultats sont cohérents avec les conclusions de Pailhé et Solaz (2007), qui observent que les hommes modifient globalement peu leur activité professionnelle suite à la naissance d'un enfant, et que, lorsque c'est le cas, ils effectuent des transitions professionnelles plus ascendantes que les femmes (hausse de leur activité professionnelle ou de leurs responsabilités professionnelles). Nos estimations confirment également les résultats de Meurs *et al.* (2010), d'après lesquels la présence d'un enfant dans le foyer affecte légèrement mais positivement le taux de salaire horaire des hommes.

Enfin, ces premières estimations laissent penser que les inégalités salariales entre les femmes et les hommes devraient s'accroître avec la naissance d'un premier enfant et ce, quel que soit le secteur. En effet, dans l'ensemble des secteurs, l'arrivée d'un premier enfant a un impact opposé sur le salaire journalier des femmes et des hommes : elle diminue celui des femmes, alors qu'elle a tendance à augmenter celui des hommes.

Tableau 6. Effet d'une première naissance (exprimé en pourcentage) survenue en *t* sur le salaire journalier, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire des femmes et des hommes selon le secteur d'appartenance et durant les trois années suivant cette naissance

	FEMMES			HOMMES		
	Sal. jour	Heures	Sal. horaire	Sal. jour	Heures	Sal. horaire
FPE						
En t+1	-5,7*** (0,002)	-5,8*** (0,001)	-4,5*** (0,004)	-1,1*** (0,002)	-0,1 (0,001)	+0,1 (0,003)
En t+2	-3,8*** (0,003)	-4,6*** (0,002)	+0,9** (0,004)	-0,2 (0,004)	-0,7*** (0,001)	+1,3*** (0,004)
En t+3	-2,6*** (0,003)	-5,4*** (0,002)	+2,1*** (0,004)	+1,3** (0,005)	0,1 (0,002)	+0,9 (0,006)
FPH						
En t+1	-3,5*** (0,002)	-5,5*** (0,002)	+0,6*** (0,002)	-0,3 (0,006)	+1,3** (0,006)	0,1 (0,002)
En t+2	-2,0*** (0,003)	-4,0*** (0,003)	+1,2*** (0,002)	+3,1*** (0,009)	+3,6*** (0,008)	+1,4* (0,007)
En t+3	-2,6*** (0,004)	-5,8*** (0,004)	+2,1*** (0,003)	+1,5 (0,015)	+2,1** (0,009)	+0,8 (0,012)
FPT						
En t+1	-6,5*** (0,006)	-11,1*** (0,006)	+0,4* (0,002)	+0,5* (0,003)	+0,1 (0,002)	+1,1*** (0,002)
En t+2	-3,6*** (0,006)	-4,8*** (0,005)	+0,8*** (0,003)	+0,8** (0,004)	-0,2 (0,002)	+1,2*** (0,002)
En t+3	-5,5***	-6,9***	+0,8**	+1,4***	-0,6	+2,6***

⁷³ Deux exceptions dans le secteur public toutefois : la naissance d'un premier enfant a un impact négatif sur l'offre de travail des hommes dans la FPE, deux ans après la naissance, tandis qu'elle impacte négativement le salaire journalier un an après la naissance. Elle a également un impact négatif sur l'offre de travail des pères dans le secteur privé.

	(0,006)	(0,005)	(0,003)	(0,005)	(0,003)	(0,003)
	Secteur privé					
En t+1	-9,1*** (0,002)	-14,6*** (0,002)	-2,1*** (0,001)	+0,9*** (0,001)	-1,5*** (0,001)	+0,1 (0,001)
En t+2	-6,8*** (0,002)	-7,1*** (0,003)	-1,6*** (0,001)	+0,7*** (0,001)	-2,0*** (0,001)	+0,1 (0,001)
En t+3	-7,1*** (0,003)	-9,4*** (0,004)	-1,5*** (0,001)	+1,9*** (0,002)	-1,3*** (0,002)	+0,8*** (0,001)

Source : Panel tous salariés, 1994-2011.

Note : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses et ont été obtenus par bootstrap (1000 répliquions). L'effet est significatif à : *** 1 %, **5 %, * 10 %.

Lecture : Au sein de la FPE, les mères ayant donné naissance à un premier enfant connaissent une perte de salaire journalier de 5,7 % après un an, 3,8 % après deux ans et 2,6 % après 3 ans par rapport aux femmes n'ayant pas encore d'enfant.

4.2. Effet additionnel d'une seconde naissance

Le tableau 7 présente l'effet additionnel de la naissance d'un deuxième enfant sur le salaire journalier, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire des mères et des pères, un an, deux ans et trois ans après la naissance de l'enfant. Les estimations ont été obtenues en comparant les mères qui donnent naissance à leur deuxième enfant avec des mères d'un enfant parfaitement identiques, toutes ces mères ayant eu leur premier enfant la même année. Les résultats obtenus informent donc sur l'effet additionnel de la naissance d'un deuxième enfant.

Tout d'abord, quel que soit le secteur considéré, la naissance d'un deuxième enfant engendre une pénalité pour les femmes, en termes de salaire journalier, plus forte que la naissance d'un premier enfant, plus particulièrement au sein du secteur privé. Ainsi, dans le secteur privé, alors que la naissance d'un premier enfant engendre une pénalité annuelle moyenne sur les trois années suivant cette naissance de 2,4 %, celle associée à la naissance d'un deuxième enfant s'élève à 5,7 % (+3,3 points de pourcentage). La pénalité estimée augmente également, mais dans une moindre mesure, dans le secteur public : +1,1 point de pourcentage dans la FPT, +1,3 points de pourcentage dans la FPH et +0,3 point de pourcentage dans la FPE. Ces estimations confirment les résultats des études existantes, d'après lesquelles la pénalité salariale associée à la naissance d'un enfant augmente proportionnellement avec le rang de l'enfant (Waldfoegel, 1998 ; Anderson *et al.*, 2002 ; Davies et Pierre, 2005). Comme dans le cas de la première naissance, la pénalité estimée diminue au cours du temps mais demeure encore assez élevée trois ans après la naissance du deuxième enfant.

Par ailleurs, c'est parce que les femmes réduisent beaucoup plus leur temps de travail suite à la naissance de leur deuxième enfant que la naissance de ce dernier engendre une pénalité plus élevée que celle d'un premier enfant. Le cas le plus frappant est celui de la FPT : alors que la naissance d'un premier enfant engendre une baisse du temps de travail d'environ 11,1 % (un an après la naissance), la naissance d'un deuxième enfant entraîne quant à elle une réduction du temps de travail de près de 35,7 % (un an après la naissance). La naissance d'un deuxième enfant a un impact particulièrement négatif sur l'offre de travail des femmes dans la FPT (-10,0 % en moyenne sur trois ans), dans le secteur privé (-9,4 % en moyenne). L'effet est également négatif, mais de plus faible ampleur, dans la FPH (-3,9 % en moyenne) et dans la FPE (-2,0 % en moyenne). Ceci s'explique par le fait qu'au sein de ces deux versants de la Fonction publique, la réduction de l'offre de travail diminue au cours du temps, alors qu'au sein de la FPT et du secteur privé, on observe uniquement une baisse temporaire en t+2.

La naissance d'un deuxième enfant a un impact positif sur le salaire horaire des mères du secteur public mais aucun sur celui des mères du secteur privé. En effet, la naissance d'un deuxième enfant

engendre un supplément de salaire horaire qui s'élève en moyenne sur les trois années suivant cette naissance à 1,1 % dans la FPE, 1,5 % dans la FPH et 2,2 % dans la FPT. Ce supplément de salaire horaire, déjà observé lors de la première naissance, est cependant plus élevé dans le cas d'une deuxième naissance. Deux principales raisons peuvent expliquer cet effet plus positif de la deuxième naissance sur le salaire horaire des mères. D'une part, alors que le montant du supplément familial de traitement (SFT) est négligeable pour un enfant (2,29 euros bruts par mois), celui-ci augmente de manière significative à partir de l'arrivée d'un deuxième enfant (10,67 euros bruts par mois + 3 % du traitement brut avec un plancher fixé à 73,04 euros et un plafond à 110,27 euros par mois⁷⁴). De par son mode de calcul, il contribue à augmenter davantage, en pourcentage, le salaire horaire des agents ayant des indices faibles que celui des agents ayant des indices élevés. Par exemple, le SFT augmente de 5,5 % le salaire horaire d'une mère de deux enfants (travaillant à temps plein) ayant un indice de 288 et de 3 % celui d'une mère ayant un indice de 783. D'autre part, un nombre plus élevé de mères passent à temps partiel suite à la naissance d'un deuxième enfant, ce qui engendre une hausse de salaire horaire pour celles passant à 80 % et 90 % car le temps partiel « long » est surrémunéré dans la Fonction publique. Ainsi, une mère ayant un indice de 288 passant à 80 % après la naissance de son deuxième enfant et bénéficiant du SFT bénéficie d'une augmentation de son salaire horaire de 13,6 %⁷⁵.

Dans la Fonction publique, l'existence du SFT et de temps partiels longs surrémunérés compense donc en partie l'effet négatif de la baisse du temps de travail des mères de deux enfants sur leur salaire journalier. Ainsi, même si les mères de la FPT diminuent davantage leur temps de travail que celles du secteur privé suite à la naissance de leur deuxième enfant, cela a malgré tout un effet moins important sur leur salaire journalier comparativement aux mères du secteur privé.

Au sein du secteur privé, alors que la première naissance a un effet négatif sur le salaire horaire des mères, la deuxième n'a pas d'impact additionnel significatif. Cette différence peut s'expliquer par le fait que la prise d'un congé parental (d'une durée maximale de trois ans) est beaucoup plus fréquente après une deuxième naissance qu'après une première. En effet, d'après les données issues de l'enquête *Familles & Employeurs*, les mères du privé avec deux enfants sont 24 % à prendre un tel congé, contre seulement 6 % des mères d'un enfant. Par conséquent, comme les mères d'un enfant sont celles qui possèdent les moins bonnes caractéristiques productives (Pailhé et Solaz, 2012) et donc le coût d'opportunité de s'interrompre le plus faible, leur non-prise en compte pour le calcul de l'effet d'une deuxième naissance en t+1, t+2 et t+3 explique en toute vraisemblance cette différence d'effet entre les première et deuxième naissances.

À la différence des femmes, on observe, pour les hommes, que la naissance d'un deuxième enfant a un impact positif sur leur salaire journalier, quel que soit le secteur considéré. Ceci s'explique par le fait que, contrairement aux mères, les pères, qu'ils appartiennent aux différents versants de la Fonction publique ou bien au secteur privé, ne réduisent pas ou très faiblement leur offre de travail après l'arrivée d'un deuxième enfant.

En raison notamment du SFT, la naissance d'un deuxième enfant augmente plus fortement le salaire horaire des pères au sein de la Fonction publique qu'au sein du secteur privé. Cependant, au bout des trois années suivant la naissance, au sein de la FPT et de la FPH, le salaire horaire des hommes a moins augmenté que celui des femmes : 3,3 % contre 4,5 % dans la FPT et 5,1 % contre 6,6 % dans la FPH. Cette différence entre les hommes et les femmes s'explique vraisemblablement par le passage à temps partiel fréquent chez les femmes de la FPT et de la FPH suite à une deuxième naissance conduisant à une augmentation du salaire horaire pour les temps partiels longs. D'après l'enquête *Familles & Employeurs*, les pères de la FPH et de la FPT ne sont que respectivement 3,2 % et 1,6 % à passer à temps partiel l'année suivant la naissance de leur deuxième enfant.

⁷⁴ Autrement dit, le supplément familial de traitement ne peut être inférieur à l'indice majoré 449 et supérieur à l'indice majoré 717.

⁷⁵ Un agent travaillant à temps partiel perçoit un SFT dont le montant est déterminé au prorata du temps travaillé sans toutefois que son montant ne puisse être inférieur au montant minimal versé à un agent à temps complet, soit 73,04 euros bruts par mois.

Tableau 7. Effet additionnel d'une seconde naissance (exprimé en pourcentage) survenue en t sur le salaire journalier, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire des femmes et des hommes selon le secteur d'appartenance et durant les trois années suivant cette naissance

	FEMMES			HOMMES		
	Sal. jour	Heures	Sal. horaire	Sal. jour	Heures	Sal. horaire
FPE						
En t+1	-7,9*** (0,013)	-10,6*** (0,009)	-3,9*** (0,012)	+1,5*** (0,008)	-1,3*** (0,003)	+3,3*** (0,008)
En t+2	-6,6*** (0,015)	-7,5*** (0,009)	+1,3 (0,009)	+1,1 (0,010)	-1,5** (0,007)	+4,3*** (0,016)
En t+3	-3,5*** (0,017)	-6,1*** (0,010)	+3,4*** (0,008)	+2,3 (0,015)	-2,5*** (0,008)	+7,7*** (0,024)
FPH						
En t+1	-9,2*** (0,013)	-22,5*** (0,024)	+6,7*** (0,005)	+3,5 (0,028)	+1,6 (0,022)	+3,2 (0,027)
En t+2	-6,7*** (0,013)	-17,2*** (0,012)	+7,3*** (0,008)	-1,8 (0,028)	+1,3 (0,033)	+0,6 (0,039)
En t+3	-6,6*** (0,014)	-11,6*** (0,014)	+4,5*** (0,012)	+3,0** (0,013)	+4,9* (0,030)	+3,3** (0,014)
FPT						
En t+1	-15,5*** (0,030)	-35,7*** (0,059)	+4,9*** (0,006)	+2,9*** (0,009)	-3,1*** (0,010)	+5,4*** (0,010)
En t+2	-11,7*** (0,020)	-26,5*** (0,037)	+5,9*** (0,009)	+2,7** (0,012)	-1,3 (0,008)	+4,1*** (0,015)
En t+3	-8,7*** (0,017)	-29,9*** (0,046)	+6,6*** (0,017)	+5,7*** (0,021)	-4,8*** (0,015)	+5,1*** (0,013)
Secteur privé						
En t+1	-20,7*** (0,012)	-30,7*** (0,015)	-0,5 (0,005)	-0,7 (0,006)	-2,3*** (0,007)	+0,8* (0,004)
En t+2	-14,5*** (0,011)	-20,2*** (0,015)	+0,2 (0,005)	+1,1* (0,006)	-0,4 (0,007)	+1,7*** (0,005)
En t+3	-17,0*** (0,018)	-28,2*** (0,020)	+0,2 (0,006)	+1,3 (0,008)	+0,7 (0,009)	+0,8 (0,006)

Source : Panel tous salariés, 1994-2011.

Note : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses et ont été obtenus par bootstrap (1000 répliquions). L'effet est significatif à : *** 1 %, **5 %, * 10 %.

Lecture : Au sein de la FPE, les mères ayant donné naissance à un deuxième enfant connaissent une perte de salaire journalier de 7,9 % après un an, 6,6 % après deux ans et 3,5 % après 3 ans par rapport aux mères d'un enfant n'en ayant pas encore de deuxième.

En revanche, au sein de la FPE, ce sont les hommes qui bénéficient d'une augmentation de salaire horaire supérieure à celle des femmes. Deux raisons peuvent être avancées pour expliquer cette spécificité de la FPE. Tout d'abord, d'après l'enquête *Familles & Employeurs*, les femmes de la FPE passent moins fréquemment à temps partiel que celles de la FPT ou de la FPH. Elles sont donc potentiellement moins nombreuses à pouvoir bénéficier de la surrémunération des temps partiels longs. Ensuite, selon une étude menée par la DGAFP en 2011 (Davie, 2011), l'homogamie, définie comme le fait d'être en couple avec une personne travaillant dans le même versant de la Fonction publique, est plus forte dans la FPE que dans les deux autres versants. En effet, dans la FPE, 24 %

des agents en couple ont un conjoint travaillant également dans la FPE. Cette proportion ne s'élève qu'à 13 % dans la FPH et dans la FPT. Par conséquent, il est nettement plus probable qu'un agent de la FPE soit en couple avec un autre agent de la Fonction publique que pour un agent de la FPH ou de la FPT. Or, il n'est versé qu'un seul SFT par enfant. Pour les couples de fonctionnaires, il faut donc choisir le bénéficiaire de ce SFT. Comme le SFT est proportionnel à l'indice de l'agent, il est vraisemblable que ce soit en moyenne plus souvent les hommes qui le perçoivent que les femmes, car ils possèdent en moyenne des indices de rémunération plus élevés. Il est ainsi probable que, dans la FPE, les hommes bénéficient plus souvent de ce SFT que ceux de la FPH et de la FPT.

Les résultats obtenus révèlent qu'au sein des différents secteurs, la naissance d'un deuxième enfant contribue davantage que la naissance d'un premier enfant à creuser l'écart de salaire journalier entre les hommes et les femmes. Ceci s'explique principalement par une perte de salaire journalier importante pour les mères de deux enfants, alors que le salaire journalier des pères de deux enfants augmente légèrement. Le rôle joué par la naissance d'un deuxième enfant dans l'écart de rémunération selon le genre apparaît plus important dans la FPT et dans le secteur privé où la perte de salaire journalier des mères est plus élevée que dans la FPE et dans la FPH.

4.3. Effet additionnel d'une troisième naissance

Le tableau 8 présente l'effet additionnel de la naissance d'un troisième enfant sur le salaire journalier, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire des mères et des pères, un an, deux ans et trois ans après la naissance de l'enfant.

La naissance d'un troisième enfant engendre, pour les mères de la Fonction publique, une diminution de leur salaire journalier beaucoup plus importante que celle engendrée par la naissance d'un deuxième enfant. Ainsi, dans la FPE, la perte de salaire journalier après les trois années suivant la naissance passe de 3,5 % dans le cas de la naissance d'un deuxième enfant à 12,4 % dans le cas de la naissance d'un troisième enfant (soit une hausse de 8,9 points de pourcentage). Dans la FPH, cette perte passe de 6,6 % à 13,2 %. Enfin, au sein de la FPT, elle passe 8,7 % à 17,9 %. Au sein de la FPE et de la FPH, l'explication de cet effet plus négatif d'une troisième naissance sur le salaire journalier est que les mères réduisent beaucoup plus leur temps de travail que lors de la naissance de leur deuxième enfant. En moyenne, sur les trois années suivant la naissance, le temps de travail des mères de la FPE et de la FPH se réduit respectivement de 5,9 % (contre 2,0 % pour une deuxième naissance) et de 7,9 % (contre 3,9 % pour une deuxième naissance). Contrairement aux autres versants de la Fonction publique, les mères de la FPT réduisent en moyenne moins leur temps de travail suite à la naissance d'un troisième enfant que suite à la naissance d'un deuxième enfant. Cette différence peut s'expliquer par le fait qu'au sein de la FPT, les mères de trois enfants choisissent davantage que celles de la FPE et de la FPH de s'interrompre suite à cette naissance. En effet, les données issues de l'enquête *Familles & Employeurs* révèlent qu'elles sont 38 % à prendre un congé parental, contre 30 % au sein de la FPE et de la FPH.

Concernant les mères de trois enfants du secteur privé, la perte de salaire journalier qu'elles subissent trois ans après la naissance n'est que très légèrement supérieure à celle associée à la deuxième naissance. En effet, cette perte de salaire journalier s'élève à 17,7 % trois ans après à la naissance d'un troisième enfant, contre 17,0 % pour une deuxième naissance.

Comme pour les naissances précédentes, au sein des trois versants de la Fonction publique, la perte de salaire journalier que subissent les mères de trois enfants est en partie compensée par un effet positif de la troisième naissance sur leur salaire horaire : 1,8 % dans la FPE et dans la FPH et 1,4 % dans la FPT (en moyenne sur les trois années suivant la naissance).

Tableau 8. Effet additionnel d'une troisième naissance (exprimé en pourcentage) survenue en t sur le salaire journalier, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire des femmes et des hommes selon le secteur d'appartenance et durant les trois années suivant cette naissance

	FEMMES			HOMMES		
	Sal. jour	Heures	Sal. horaire	Sal. jour	Heures	Sal. horaire
FPE						
En t+1	-9,6*** (0,014)	-13,5*** (0,010)	+1,5 (0,010)	+2,9*** (0,009)	+0,5 (0,005)	+3,5*** (0,013)
En t+2	-15,9*** (0,018)	-20,5*** (0,012)	+3,2*** (0,008)	+1,5 (0,011)	-1,0** (0,005)	+4,1*** (0,013)
En t+3	-12,4*** (0,015)	-17,8*** (0,013)	+5,3*** (0,005)	+3,3** (0,015)	+0,1 (0,004)	+3,5*** (0,012)
FPH						
En t+1	-15,7*** (0,018)	-36,3*** (0,040)	+6,8*** (0,009)	+34,6*** (0,158)	+0,0 (0,023)	+12,0* (0,069)
En t+2	-16,8*** (0,021)	-26,3*** (0,021)	+9,0*** (0,011)	+26,4** (0,125)	+0,3 (0,023)	+10,6 (0,074)
En t+3	-13,2*** (0,022)	-23,7*** (0,026)	+5,3*** (0,010)	+41,8*** (0,115)	+2,3 (0,015)	+28,7*** (0,093)
FPT						
En t+1	-16,7*** (0,050)	-30,0*** (0,049)	+3,9** (0,017)	+6,3*** (0,015)	+0,6 (0,005)	+3,2** (0,013)
En t+2	-4,3 (0,043)	-13,1*** (0,049)	+4,8*** (0,015)	+4,2*** (0,016)	-0,4 (0,007)	+5,3*** (0,019)
En t+3	-17,9*** (0,072)	-13,9*** (0,040)	+4,3*** (0,012)	+2,8* (0,015)	-7,5** (0,031)	+5,2*** (0,018)
Secteur privé						
En t+1	-18,4*** (0,033)	-51,6*** (0,057)	-1,7 (0,016)	-1,0 (0,009)	-4,3*** (0,010)	-1,7** (0,008)
En t+2	-20,0*** (0,040)	-28,4*** (0,048)	-0,1 (0,016)	-1,3* (0,008)	-2,1** (0,009)	-1,3** (0,007)
En t+3	-17,7*** (0,033)	-36,8*** (0,064)	-0,2 (0,011)	-3,0** (0,012)	-3,2** (0,013)	-3,9*** (0,009)

Source : Panel tous salariés, 1994-2011.

Note : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses et ont été obtenus par bootstrap (1000 répliquions). L'effet est significatif à : *** 1 %, **5 %, * 10 %.

Lecture : Au sein de la FPE, les mères ayant donné naissance à un troisième enfant connaissent une perte de salaire journalier de 9,6 % après un an, 15,9 % après deux ans et 12,4 % après 3 ans par rapport aux mères de deux enfants n'en ayant pas encore de troisième.

Au sein du secteur privé et comme pour la deuxième naissance, la naissance d'un troisième enfant n'a aucun effet significatif additionnel sur le salaire horaire des mères. On peut penser que cette absence d'effet significatif résulte d'un biais de sélection : les mères de trois enfants qui choisissent de ne pas s'interrompre sont celles qui ont les meilleures caractéristiques productives. Cet effet de sélection est potentiellement important puisque, suite à une troisième naissance, plus d'une mère sur deux du secteur privé interrompt temporairement ou définitivement son activité professionnelle. En

effet, d'après l'enquête *Familles & Employeurs*, 44,4 % prennent un congé parental et 7,9 % démissionnent.

Concernant les hommes, au sein des trois versants de la Fonction publique, la naissance d'un troisième enfant a un impact positif sur leur salaire journalier. Contrairement à leurs homologues féminines, ils ne réduisent pas ou peu leur offre de travail suite à cette troisième naissance (à l'exception des pères de la FPT en $t+3$). Les résultats concernant la FPH sont à considérer avec précaution en raison du faible nombre de pères de trois enfants considérés (moins de 50). Par conséquent, les effets particulièrement élevés d'une troisième naissance sur les salaires journalier et horaire peuvent résulter de la présence, parmi ce faible nombre de pères de trois enfants, d'un ou de quelques pères ayant des profils très spécifiques donnant lieu à des rémunérations très élevées. Concernant la FPE et la FPT, nous constatons que, malgré le SFT plus conséquent dans le cas d'une troisième naissance, cette naissance n'a pas plus d'effet sur le salaire horaire des pères que celui observé pour une deuxième naissance. Par conséquent, si l'on était en mesure de retirer ce SFT de leur rémunération, il se pourrait que l'on constate un effet négatif d'une troisième naissance sur le salaire horaire des pères. Cet effet négatif pourrait s'expliquer par une réduction de leur activité et/ou de leurs responsabilités, réduction qui deviendrait, pour certains pères, inévitable à partir du troisième enfant. D'ailleurs, au sein du secteur privé, l'effet négatif de la troisième naissance sur le salaire horaire des pères peut résulter d'un tel comportement. En résumé, à partir du troisième enfant, certains pères seraient obligés de réduire leur activité et/ou leurs responsabilités conduisant à une diminution de leur salaire horaire, diminution qui serait toutefois plus que compensée dans la Fonction publique en raison de l'existence du SFT.

Concernant les inégalités de salaire entre les hommes et les femmes, la naissance d'un troisième enfant continue de les creuser de manière similaire à la naissance d'un deuxième enfant au sein de la FPT et du secteur privé. En revanche, au sein de la FPE et de la FPH, la naissance d'un troisième enfant contribue davantage que celle d'un deuxième enfant à les creuser.

CONCLUSION

L'objectif de cette seconde partie du rapport était d'évaluer l'effet de la naissance d'un enfant sur le salaire des mères et des pères au cours des trois années suivant cette naissance et de comparer cet effet entre les différents versants de la Fonction publique et le secteur privé.

Pour évaluer cet effet, nous avons mobilisé le panel tous salariés qui nous a permis de suivre les évolutions annuelles de rémunération de 1994 à 2011, non seulement en distinguant les secteurs public et privé mais également en distinguant, au sein du secteur public, ses trois versants : FPE, FPH et FPT.

Cette analyse des effets de la naissance d'un enfant sur le salaire est originale et se distingue de la littérature existante à plusieurs titres.

Tout d'abord, ce type de comparaison entre le secteur public et le secteur privé n'a jamais été réalisé en France, alors que l'offre plus importante de mesures de conciliation du secteur public suggère un effet différencié de la naissance d'un enfant sur les salaires entre ces deux secteurs. En effet, à notre connaissance, seule l'étude de Duvivier et Narcy (2014) a comparé l'écart de salaire entre mères et femmes sans enfant dans les secteurs public et privé. Cependant, notre analyse se distingue de cette étude pour trois raisons. D'une part, alors que la taille importante du panel tous salariés nous permet de distinguer les trois versants de la Fonction publique, celle de Duvivier et Narcy ne peut effectuer une telle distinction en raison de la trop petite taille de l'échantillon des salariés du secteur public qu'ils mobilisent⁷⁶. D'autre part, disposant de données en coupe instantanée, ils ne

⁷⁶ Pour réaliser leur étude, les auteurs mobilisent l'enquête *Familles & Employeurs* réalisée conjointement par l'Ined et l'Insee en 2004-2005.

peuvent adopter une approche dynamique et estiment, pour une date donnée, l'effet de la présence d'enfants sur les salaires des femmes. Enfin, ils n'examinent pas l'effet que peut avoir la présence d'enfants sur le salaire des pères.

À l'étranger, seules quatre études ont estimé l'écart de salaire entre mères et femmes sans enfant de manière distincte pour le secteur public et le secteur privé (Albrecht *et al.*, 1999, pour la Suède ; Datta Gupta et Smith, 2000 ; Nielsen *et al.*, 2004 ; Simonsen et Skipper, 2006, pour le Danemark). Néanmoins, aucune de ces études ne compare l'effet de la naissance d'un enfant sur les salaires entre les mères et les pères. En outre, seuls Albrecht *et al.* et Datta Gupta et Smith mobilisent des données de panel.

Ensuite, l'originalité de notre analyse réside dans ses apports méthodologiques. Premièrement, nous avons mis en œuvre une méthode en doubles différences avec un appariement exact. Par conséquent, à la différence des méthodes adoptant un appariement se fondant sur le score de propension, nous comparons le salaire des mères (respectivement des pères) suite à la naissance d'un enfant avec celui de femmes (respectivement d'hommes) ayant exactement les mêmes caractéristiques observables (à l'exception près des variables d'appariement continues).

Deuxièmement, nous avons eu recours à un appariement dynamique, à l'instar de Fitzenberg *et al.* (2013) qui comparent les taux d'emploi des femmes devenues mères et à ceux des femmes qui ne le sont pas encore. Contrairement aux méthodes plus classiques qui considèrent un appariement statique en comparant les mères aux femmes qui n'auront jamais d'enfant, ce qui introduit un biais de sélection important, considérer un traitement dynamique permet de constituer un groupe de contrôle beaucoup plus comparable aux mères. En effet, ce groupe de contrôle évolue selon la période considérée puisque nous comparons des femmes (respectivement des hommes) qui ont eu un enfant à la date t à des femmes (respectivement des hommes) qui n'en ont pas encore eu à cette date.

Troisièmement, à la différence de toutes les études ayant adopté une approche non paramétrique pour évaluer l'effet d'une naissance sur les salaires et l'emploi des mères, nous ne nous sommes pas contentés d'évaluer l'effet de la première naissance mais avons également considéré l'effet d'une deuxième et d'une troisième naissance. Ceci est particulièrement important car la très grande majorité des études ont montré que la maternité devenait réellement pénalisante à partir du deuxième enfant.

Les résultats obtenus révèlent que la naissance d'un enfant est probablement un facteur important des inégalités salariales entre les femmes et les hommes, puisque celle-ci engendre une perte de salaire journalier pour les femmes mais un salaire journalier plus élevé pour les hommes. L'effet est d'autant plus marqué que les individus ont un nombre élevé d'enfants, puisque tant cette pénalité que cette prime augmentent avec le nombre d'enfants (à l'exception des pères du secteur privé). Par ailleurs, c'est la réduction de l'offre de travail des mères suite à une naissance qui est la principale cause de l'effet négatif de la naissance d'un enfant sur leur salaire journalier et la raison majeure pour laquelle la maternité peut contribuer à accentuer les écarts de rémunération entre hommes et femmes, puisque les pères ne modifient que très faiblement leur offre de travail. La naissance d'un enfant, quel que soit le rang, semble moins creuser les inégalités de salaire selon le genre dans la FPE que dans les autres secteurs. Au sein du secteur privé, à l'exception du troisième enfant, la naissance d'un enfant accentue davantage les inégalités de salaire entre hommes et femmes que dans les différents versants de la Fonction publique.

Toutefois, l'étude que nous avons menée est susceptible d'avoir sous-estimé la pénalité salariale associée à la maternité pour au moins trois raisons.

Tout d'abord, la méthode mobilisée ne permet d'évaluer des effets qu'à court terme. Or, la maternité a potentiellement des effets négatifs sur les salaires à plus long terme, notamment car elle peut avoir un impact négatif sur l'attribution de promotions et l'accès à des postes à responsabilités. Par conséquent, il faudrait idéalement être en mesure d'étudier l'effet de la naissance d'un enfant sur l'ensemble de la carrière des femmes et des hommes.

Ensuite, comme nous n'évaluons l'effet de la naissance d'un enfant qu'au cours des trois années suivant cette naissance, certaines mères ayant pris un congé parental de trois ans ne sont pas du tout prises en compte dans l'analyse⁷⁷. Or, comme il a été montré dans la littérature que ce sont les mères qui s'interrompent qui connaissent les pertes de salaire les plus importantes, la non-prise en compte des mères ayant interrompu leur activité au moins trois ans conduit en toute vraisemblance à une sous-estimation de la pénalité salariale associée aux naissances de rang 2 et de rang 3.

Enfin, les hommes et les femmes ayant connu des naissances successives (par exemple, deux naissances au cours de deux années consécutives) ont été exclus de l'analyse. Or, ces naissances successives sont susceptibles d'être plus pénalisantes pour la carrière des mères que celles survenues à intervalle de temps plus long. Néanmoins, cette non-prise en compte est plus problématique pour évaluer l'effet des naissances dans le privé que dans le public.

⁷⁷ Plus précisément, les mères de deux enfants ayant pris un congé parental de trois ans suite à la naissance de leur deuxième enfant et non prises en compte dans l'analyse correspondent à celles dont la naissance est survenue en octobre, novembre ou décembre d'une année. Ces mères disparaissent en effet du panel tous salariés les trois années suivant cette naissance. Pour les mères ayant pris un congé parental de trois ans suite à la naissance de leur troisième enfant, il suffit que cette naissance ait eu lieu à partir du mois de septembre pour qu'elles ne fassent pas partie du champ d'étude.

BIBLIOGRAPHIE

- 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. ET 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.
- ARULAMPALAM W., BOOTH A. L., BRYAN M. L., 2007, "Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution", *Industrial and Labor Relations Review*, 60(2), p. 163-186.
- BARON J. D., COBB-CLARK D. A., 2010, "Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in Private-and Public-Sector Employment: A Distributional Analysis", *Economic Record*, 86(273), p. 227-246.
- BEBLO M., BENDER S., WOLF E., 2009, "Establishment-level Wage Effects of Entering Motherhood", *Oxford Economic Papers*, 61, i11-i34.
- BECKER G., 1985, "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor", *Journal of Labor Economics*, 3(1), p. S33-S58.
- BLINDER A.S., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables", *Journal of Human Resources*, 8, p. 436-455.
- BLAU F. D., KAHN L. M., 2000, "Gender Differences in Pay", *The Journal of Economic Perspectives*, 14, p. 75-99.
- BRADLEY S., GREEN C., MANGAN J., 2014, "Gender wage gaps within a public sector: Evidence from personnel data", *The Manchester School*, DOI: 10.1111/manc.12061.
- BRINDUSA A., DE LA RICA S., DOLADO J.J., 2011, "The Effect of Public Sector Employment on Women's Labour Market Outcomes", *IZA DP*, n° 5825.
- BUDIG M.J., ENGLAND P., 2001, "The Wage Penalty for Motherhood", *American Sociological Review*, 66, p. 204-225.
- BULIGESCU B. DE CROMBRUGGHE D., MENTESOGLU G., MONTIZAN R., 2009, "Panel Estimates of the Wage Penalty for Maternal Leave", *Oxford Economic Papers*, 61, p. i35-i55.
- DATTA GUPTA N., SMITH N., 2002, "Children and Career Interruptions", *Economica*, 69, p. 609-629.
- DAVIE E., 2011, « Les agents de la fonction publique et leur famille en 2011 », *Point Stat* n° 9, DGAFP.
- DAVIES R., PIERRE G., 2005, "The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-country Study", *Labour Economics*, 12, p. 469-486.
- DUGUET E., LE CLAINCHE C., 2012, "The impact of health events on individual labor market histories: the message from difference in differences with exact matching", *Document de travail CEE*, n° 156, mai. 19 p.
- DUVIVIER C., NARCY M., 2014, "The Motherhood Wage Penalty and its Determinants: a Public-Private Comparison", *Document de travail du CEE*, 172.
- FELFE C., 2012, "The Motherhood Wage Gap: What about Job Amenities?", *Labour Economics*, 19, p. 59-67.
- FITZENBERGER B., SOMMERFELD K., STEFFES S., (2013), "Causal Effects on Employment after First Birth-A Dynamic Treatment Approach", *Labour Economics*, 25, p. 49-62.
- FORTIN N., LEMIEUX T., FIRPO S., 2010, *Decomposition Methods in Economics*, In: Ashenfelter O., Card D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North-Holland, Elsevier, vol. 4A, p. 1-102.
- 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.
- GOVILLOT S., 2013, « Après une naissance, un homme sur neuf réduit ou cesse temporairement son activité contre une femme sur deux », *Insee Première*, n° 1454.
- GREGORY R. G., BORLAND J., 1999, "Recent developments in public sector labor markets", *Handbook of Labor Economics*, 3, p. 3573-3630.
- GROSHEN E. L., 1991, "The Structure of the Female/Male Wage Differential: Is It Who You Are, What You Do, or Where You Work?", *The Journal of Human Resources*, 26, p. 457-472.
- INSEE, 2014, *Tableaux de l'Économie Française - Édition 2014 - avril 2014*.
- JANN B., 2008, The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models, *Stata Journal*, 8(4), p. 453-479.

- JOSEPH O., PAILHE A., RECOTILLET I., SOLAZ, A., 2013, "The Economic Impact of Taking Short Parental Leave: Evaluation of a French Reform", *Labour Economics*, 25, pp. 63-75.
- KERJOSSE R., N. REMILA N., 2013, « Les trajectoires professionnelles des agents de la fonction publique d'État », *Emploi et salaires*, édition 2013.
- KUNZE A., ERJNAES M., 2004, "Wage Dips and Drops around First Birth", *IZA Discussion Paper No. 1011*.
- LANFRANCHI J., NARCY M., 2013, Overrepresentation of women in public and nonprofit sector jobs: Evidence from a French national survey, *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* (à paraître).
- LEFEVRE C., PAILHE A., SOLAZ, A., 2007, « Comment les employeurs aident-ils leurs salariés à concilier travail et famille ? », *Population et Sociétés*, 440.
- LEQUIEN L., 2012, « Durée d'une interruption de carrière à la suite d'une naissance: impact sur les salaires - L'exemple de la réforme de l'APE », *Politiques sociales et familiales*, 108, p. 59-72.
- LUNDBERG S., ROSE E., 2000, "Parenthood and the Earnings of Married Men and Women", *Labour Economics*, 7, p. 689-710.
- KEE H. J., 2006, "Glass ceiling or sticky floor? Exploring the Australian gender pay gap", *Economic Record*, 82(259), p. 408-427.
- LEWIS G. B., 1996, "Gender integration of occupations in the federal civil service: Extent and effects on male-female earnings", *Industrial and Labor Relations Review*, 49(3), p. 472-483.
- 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.
- MEURS D., PONTHEUX S., 2000, « Une mesure de la discrimination salariale dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n°337-338, pp. 135-158.
- MEURS D., PONTHEUX S., 2006, « L'écart de salaire entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? », *Economie et Statistique*, n° 398-399, p. 99-129.
- MILLER A.R., 2011, "The Effects of Motherhood Timing on Career Path", *Journal of Population Economics*, 24 (3), p. 1071-1100.
- MILLER P. W., 2009, "The gender pay gap in the US: does sector make a difference?", *Journal of Labor Research*, 30(1), p. 52-74.
- MILLIMET D.L., 2000, "The Impact of Children on Wages, Job Tenure, and the Division of Household Labor", *The Economic Journal*, 110, p. C139-157.
- MINCER J., POLACHEK S., 1974, "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of Political Economy*, 82(2), p. S76-S108.
- MORIN T., REMILA N., 2013, « Le revenu salarial des femmes reste inférieur à celui des hommes, » *Insee Première* n° 1436, mars.
- 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.
- NEUMARK D., 1988, "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *Journal of Human Resources*, 23, p. 279-295.
- 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.
- NOPO H., 2008, "Matching as a tool to decompose wage gaps", *Review of Economics and Statistics*, 90, p. 290-299.
- OAXACA R.L., 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14(3), p. 693-709.
- OAXACA R.L., M.R. RANSOM, 1994, "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61, p. 5-21.
- OCDE, 2010, « Le travail à temps partiel : une bonne option ? », in *Perspectives de l'Emploi de l'OCDE 2010. Sortir de la crise de l'emploi*.
- PAILHE A., A. SOLAZ, 2006, « Vie professionnelle et naissance : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes », *Population et Sociétés*, 426.
- PAILHE A., SOLAZ A., (2007), *Entre famille et travail. Des arrangements de couples aux pratiques des employeurs*, La Découverte, Paris.

- PAILHE A., A. SOLAZ, 2007, « Inflexions des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes après la naissance d'enfants », *Recherches et Prévisions*, 90, p. 5-16.
- 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.
- PLANTENGA J., REMERY C., 2006, *The gender pay gap: origins and policy responses. A comparative review of thirty European countries*, Luxembourg, OPEC.
- PONTHIEUX S., MEURS D., 2005, "The gender wage gap in Europe: women, men and the public sector", *Insee, WP*, NF0502.
- PONTHIEUX S., SCHREIBER A., 2006, « Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste très inégale », *Données Sociales : La société française*, 43-52.
- RAY R., GORNICK J. C., SCHMITT J., 2010, "Who cares? Assessing Generosity and Gender Equality in Parental Leave Policy Designs in 21 Countries", *Journal of European Social Policy*, 19(5), p. 196-214.
- REGNIER-LOLLIER A., 2009, « L'arrivée d'un enfant modifie-t-elle la répartition des tâches domestiques au sein du couple », *Population et sociétés*, n° 461.
- RICROCH L., 2012, « En 25 ans, moins de tâches domestiques pour les femmes, l'écart de situation avec les hommes se réduit », in *Femmes et hommes. Regards sur la Parité*. Edition 2012.
- 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.
- SPENCE M., 1973, "Job Market Signaling", *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), p. 355-374.
- TROSKE K., VOICU A., 2013, "The Effect of the Timing and Spacing of Births on the Level of Labor Market Involvement of Married Women", *Empirical Economics*, 45(1), p. 483-521.
- VIITANEN T., 2014, "The Motherhood Wage Gap in the UK over the Life Cycle", *Review of the Economics of the Household*, 12(2), p. 259-276.
- WAHLBERG R., 2010, "The gender wage gap across the wage distribution in the private and public sectors in Sweden", *Applied Economics Letters*, 17(15), p. 1465-1468.
- Waldfoegel 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.
- WEICHELBAUMER D., WINTER-EBMER R., 2005, "A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap", *Journal of Economic Surveys*, 19(3), p. 479-511.
- WILDE E.T., BATCHELDER L., D.T. ELLWOOD, 2010, "The Mommy Track Divides: the Impact of Childbearing on Wages of Women of Differing Skill Levels", *NBER Working Paper*, n° 16582.
- ZWEIMÜLLER J., WINTER-EBMER R., 1994, "Gender wage differentials in private and public sector jobs", *Journal of Population Economics*, 7(3), p. 271-285.

DERNIERS NUMEROS PARUS :

(Téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>)

- N° 88** *Travail passé, activité et santé d'aujourd'hui : quels impacts des situations de travail ? Actes du séminaire « Âges et Travail », mai 2012*
CREAPT-CEE
décembre 2014
- N° 87** *Entrer dans la banque par la voie de l'alternance. Une enquête auprès d'étudiants en master 2 Banque-Finance dans un IAE*
STEPHANIE MIGNOT-GERARD, CONSTANCE PERRIN-JOLY, FRANÇOIS SARFATI, NADEGE VEZINAT
septembre 2014
- N° 86** *Les arrivants en milieu de travail : accueil, fidélisation, échanges de savoirs. Actes du séminaire Âges et Travail, mai 2011*
CREAPT-CEE
juillet 2014
- N° 85** *Le travail indépendant : conditions de travail et santé. Actes du colloque du 18 septembre 2013*
SYLVIE CELERIER
mai 2014
- N° 84** *Le rôle de l'expérience dans les contextes de changement de travail. Actes du séminaire Âges et travail, mai 2010*
CREAPT-CEE
juin 2013
- N° 83** *L'impact des dispositifs collectifs de partage des bénéfices sur les rémunérations en France. Une analyse empirique sur la période 1999-2007*
NOÉLIE DELAHAIE, RICHARD DUHAUTOIS
avril 2013
- N° 82** *Libres ou prolétarisés ? Les travailleurs intellectuels précaires en Île-de-France*
CYPRIEN TASSET, THOMAS AMOSSÉ, MATHIEU GRÉGOIRE
mars 2013
- N° 81** *Ressources humaines (RH) et tarification à l'activité (T2A.) Entretiens avec des membres des directions des hôpitaux*
MIHAI DINU GHEORGHIU, DANIÈLE GUILLEMOT, FRÉDÉRIC MOATTY
décembre 2012
- N° 80** *Des ruptures conventionnelles vues par des salariés. Analyse d'un échantillon de cent une ruptures conventionnelles signées fin 2010*
RAPHAËL DALMASSO, BERNARD GOMEL, DOMINIQUE MÉDA, ÉVELYNE SERVERIN, collab. LAETTITIA SIBAUD
octobre 2012