

TRAVAIL  
ET EMPLOI

## Travail et Emploi

144 | octobre-décembre 2015  
Varia

---

# Le salaire moindre des femmes : une question d'individu ou de profession ?

*The Women's Wage Penalty: Individual or Occupational Issue?*

Arnaud Dupray et Stéphanie Moullet

---



### Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6760>

DOI : 10.4000/travailemloi.6760

ISSN : 1775-416X

### Éditeur

DARES - Ministère du Travail

### Édition imprimée

Date de publication : 1 octobre 2015

Pagination : 81-107

ISSN : 0224-4365

### Référence électronique

Arnaud Dupray et Stéphanie Moullet, « Le salaire moindre des femmes : une question d'individu ou de profession ? », *Travail et Emploi* [En ligne], 144 | octobre-décembre 2015, mis en ligne le 01 octobre 2017, consulté le 19 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6760> ; DOI : 10.4000/travailemloi.6760

---

# Le salaire moindre des femmes : une question d'individu ou de profession ?

Arnaud Dupray\*, Stéphanie Moullet\*\*

Dans quelle mesure le handicap salarial des femmes dans la vie professionnelle relève-t-il de leur condition ou renvoie-t-il à la pénalité salariale attachée au degré de féminisation des professions ? Et comment l'articulation entre les deux niveaux (individu et profession) évolue-t-elle entre le tout début de vie active et au terme de dix ans de carrière, période où la construction d'une cellule familiale influe sur les salaires des femmes et des hommes ? Une approche multiniveau est appliquée au secteur concurrentiel à partir de données issues de l'enquête *Génération 98* et des *recensements de la population*. Nous montrons que, toutes choses égales par ailleurs, l'appartenance à une profession féminisée s'accompagne en début de vie active d'un salaire inférieur de 8 %, pour les hommes comme pour les femmes, ces dernières enregistrant en outre une pénalité de l'ordre de 4 % en raison de leur sexe. Le handicap salarial dû à la féminisation des professions continue de prévaloir après dix ans d'expérience, mais seulement pour les actifs sans enfant. Parmi les parents, le désavantage salarial des femmes est patent au niveau individuel (- 21 %) alors que celui associé aux professions féminisées est plus limité (- 8 %) et ne concerne que les mères.

La question de l'égalité professionnelle entre hommes et femmes est un enjeu majeur aujourd'hui, ce dont témoignent par exemple les programmes d'action financés par la communauté européenne pour réduire les inégalités salariales et plusieurs ouvrages ou rapports récents (LEMIÈRE, 2013 ; LAUFER, 2014 ; MEURS, 2014).

Notamment parce qu'elle contribue aux disparités de salaires dans l'économie, la ségrégation professionnelle<sup>1</sup> constitue également une question centrale pour la société. Mais les conséquences salariales de la ségrégation professionnelle ne peuvent

---

\* Centre d'études et de recherche sur les qualifications (Céreq), chercheur associé au Laboratoire d'économie et de sociologie du travail (LEST ; CNRS, UMR 7317) ; dupray@cereq.fr.

\*\* Aix-Marseille Université, LEST (CNRS, UMR 7317), Institut régional du travail ; stephanie.moullet@univ-amu.fr.  
1. La ségrégation professionnelle s'entend comme le phénomène selon lequel hommes et femmes ne se distribuent pas de manière similaire dans l'éventail des professions. Elle décrit ainsi l'existence, à côté de professions mixtes, de professions comptant un effectif majoritairement masculin et de professions occupées avant tout par des femmes.

s'appréhender indépendamment des caractéristiques individuelles des femmes et des hommes qui sont susceptibles d'influencer leur progression de carrière. L'originalité de cet article est d'examiner dans quelle mesure le moindre salaire des femmes se mesure au niveau individuel ou au niveau des professions du fait de mécanismes de ségrégation professionnelle ; et d'interroger comment l'articulation entre ces deux niveaux évolue entre le tout début de vie active et au terme de dix ans de carrière, période où la construction d'une cellule familiale et l'arrivée d'enfant(s) influent sur les salaires des femmes et des hommes.

On sait que les femmes sont en moyenne moins payées que les hommes avec un différentiel de l'ordre de 15 % parmi les salariés à temps complet (MINNI, 2012) et qu'une moins-value salariale est associée aux professions féminisées (CHAMKHI, TOUTLEMONDE, 2015). Comme le temps passé au travail est un facteur clé de différenciation des salaires entre hommes et femmes (MEURS, PONTHEUX, 2000) et que le début de carrière correspond à une phase où un fort engagement professionnel est attendu des salariés, il faut par ailleurs tenir compte de l'évolution du salaire des femmes lorsque leur disponibilité est affectée par la présence d'enfant(s) dans le ménage. De fait, la parentalité a tendance à accentuer les différences de salaires entre hommes et femmes (MORIN, 2014). Reste qu'on ne sait pas précisément comment ces différents éléments, relevant du niveau individuel et des contextes professionnel et familial, s'imbriquent les uns dans les autres.

Dans cet article, nous nous limitons à examiner les emplois du secteur concurrentiel. Les segments d'emplois du public et du privé diffèrent en effet sur plusieurs aspects : le mode de recrutement d'abord, le concours étant la voie usuelle d'accès aux postes de titulaires dans la fonction publique ; les métiers proposés (certains sont de fait spécifiques au secteur public comme les enseignants, les militaires, les métiers de la justice, etc.) et les modalités de leur exercice ensuite (la garantie de l'emploi fait que la relation de travail y est tout à fait singulière [PIOTET, 2007]) ; enfin, l'existence de traitements salariaux encore très largement déterminés par des grilles statutaires et la hiérarchie des salaires, plus resserrée que dans le secteur privé (POUGET, 2005), tendent à limiter les inégalités de traitement entre les hommes et les femmes.

Sur le plan empirique, nous mobilisons les données de l'enquête *Génération 98* du Centre d'études et de recherche sur l'emploi et les qualifications (Céreq) dont les première et quatrième vagues d'enquête informent sur les situations professionnelles des jeunes trois et dix ans après qu'ils ont quitté le système éducatif. Des modèles hiérarchiques linéaires permettront d'apprécier les liens entre la composition sexuée des professions et le niveau de salaire. L'article s'organise comme suit. Dans un premier point, nous revenons brièvement sur les résultats des littératures empirique et théorique sur les inégalités de salaires entre hommes et femmes en lien avec la ségrégation professionnelle. Puis nous présentons les données et la méthodologie appliquée avant de commenter nos résultats dans un troisième point. Les implications relatives aux sources d'inégalités salariales entre hommes et femmes sont discutées dans une quatrième section.

## Problématique et cadrage théorique

Les femmes restent pénalisées salarialement par rapport aux hommes malgré les progrès législatifs accomplis en matière de lutte contre les discriminations sur le marché du travail depuis une quinzaine d'années. Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX (2006) établissent cette moins-value à près de 25 % en 2002 sur la base du salaire mensuel à partir de l'enquête *Emploi* pour les salariés (hors apprentis et stagiaires) travaillant plus de dix heures par semaine. En rapportant le salaire mensuel au nombre d'heures travaillées, l'écart se réduit à 11 %. En termes de salaire horaire, Lara MULLER (2012) trouve un différentiel de 14 % dans le secteur concurrentiel en 2009 toujours à partir des données de l'enquête *Emploi*, écart revu à la hausse (16,3 %) pour l'année 2012 à partir des déclarations annuelles de données sociales (DADS) (CHAMKHI, TOUTLEMONDE, 2015).

Ces écarts se creusent lorsque femmes et hommes deviennent parents. De façon générale, la parentalité favorise l'accès à l'emploi et les carrières des pères (HODGES, BUDIG, 2010 ; CORRELL *et al.*, 2007<sup>2</sup>) tandis que les parcours professionnels de leurs compagnes sont ralentis. En France, le plus souvent, l'arrivée d'un enfant n'amène pas un partage plus équilibré des activités professionnelle et familiale entre conjoints (PAILHÉ, SOLAZ, 2006 et 2009). Les interruptions ou réductions d'activité des mères à la suite des naissances produisent des effets durables sur leur carrière (MEURS *et al.*, 2010 ; LEQUIEN, 2012). Il en ressort, nous le rappelons ici, que les écarts de salaires entre conjoints sont accrus parmi les couples avec enfant(s) (MORIN, 2014).

Par ailleurs, la ségrégation genrée des professions persiste, même si elle tend à diminuer sur longue période. Ainsi, la présence des femmes dans les emplois qualifiés s'est amplifiée, diminuant la ségrégation verticale (CACOUAULT-BITAUD, 2001 ; MEURIC, WARNAN, 2011). Toutefois, en France, 12 familles professionnelles (sur 87) concentrent encore la moitié de la main-d'œuvre féminine (MARUANI, MERON, 2012) et aujourd'hui, il faudrait que près d'un quart des hommes et des femmes échangent leurs emplois pour parvenir à une structure d'emplois parfaitement mixte (ARGOUARC'H, CALAVREZO, 2013)<sup>3</sup>.

De nombreux travaux ont montré que la ségrégation des professions selon le genre pèse sur les niveaux de rémunération qu'elles proposent. En l'espèce, le constat général est celui de niveaux de salaires plus faibles en moyenne dans les professions « féminines » comparativement aux professions « mixtes » ou « masculines » (ADDISON *et al.*, 2015 ; BAYARD *et al.*, 2003 ; GRÖNLUND, MAGNUSSON, 2013 ; LUDSTECK, 2014 ;

---

2. Les premières montrent sur données américaines l'existence d'un bonus salarial pour les pères, d'autant plus significatif qu'il concerne des hauts revenus, alors que l'effet inverse se produit pour les femmes : la pénalité consécutive à la maternité est d'autant plus forte pour celles à faible revenu. Les seconds mettent en évidence que les pères sont relativement avantagés dans l'évaluation de leurs compétences et l'accès à l'emploi. Ces résultats n'excluent pas des causalités inverses, « les hommes les plus qualifiés sont plus souvent pères » (ROBERT-BOBÉE, 2006, p. 190).

3. Toutefois, ces évaluations souffrent aussi d'un biais de mesure lié au fait que les nomenclatures sont elles-mêmes sexuées avec des familles professionnelles définies de manière plus précise et détaillée pour les hommes et de manière plus agrégée pour les femmes (AMOSSÉ, 2004).

MAGNUSSON, 2013). En France, ces questions ont d'abord été abordées à des niveaux professionnels relativement agrégés (MENG, MEURS, 2001 ; COUPIÉ *et al.*, 2012 et 2014) ou pour des niveaux d'éducation spécifiques (BUNEL, GUIRONNET, 2011) avec des résultats concordants. L'étude récente d'Amine CHAMKHI et Fabien TOUTLEMONDE (2015) à partir des DADS et de la nomenclature des familles professionnelles établit que les salaires sont inférieurs de près de 19 % dans les professions « féminines » en France comparativement aux professions à personnel majoritairement masculin.

Les résultats sont moins unanimes pour ce qui est de l'effet du caractère féminisé d'une profession sur le salaire des hommes d'un côté et sur celui des femmes de l'autre. En d'autres termes, les hommes et les femmes occupant une profession à personnel majoritairement féminin subissent-ils la même dévalorisation salariale ? Dans le cas du Canada (BAKER, FORTIN, 2001) et des Pays-Bas (HUFFMAN, DE RUIJTER, 2003), les hommes sont particulièrement pénalisés, ce qui contribue à rapprocher leurs salaires de ceux des femmes dans ces professions. À l'inverse, des études dans d'autres pays montrent que les femmes sont plus désavantagées, par exemple aux États-Unis (COHEN, HUFFMAN, 2003) ou en Allemagne chez les cadres (BUSCH, HOLST, 2011). En France, pour les jeunes débutant dans la vie professionnelle, les écarts salariaux entre hommes et femmes apparaissent plus élevés parmi les professions « féminines » que « masculines » (COUPIÉ *et al.*, 2014). Mais, tous âges confondus, le différentiel salarial selon le sexe semble plus mince dans les familles professionnelles à personnel féminin (CHAMKI, TOUTLEMONDE, 2015). Ces résultats restent partiels compte tenu des niveaux d'agrégation retenus pour définir les professions et demandent confirmation.

D'un point de vue théorique, plusieurs approches ont été mobilisées pour rendre compte du lien négatif entre concentration des femmes dans une profession et niveau de salaire – en général, et selon le sexe.

Selon la théorie du capital humain (POLACHEK, 1981 ; MINCER, OFEK, 1982), les femmes se concentrent dans les emplois où les risques de déperdition de capital humain en raison des interruptions de carrière sont les plus faibles. Les femmes feraient donc plus volontiers le choix de professions où les risques d'obsolescence technique du capital humain et les obligations de formation dans l'emploi sont limités, autant d'éléments qui ralentiraient leur progression de carrière comparativement à leurs homologues masculins.

Toujours dans une perspective mettant en exergue les préférences individuelles, Randall FILER (1983) montre que des préférences inobservées peuvent orienter les femmes vers des métiers comportant certaines caractéristiques spécifiques. Le mécanisme d'autosélection sous-jacent serait motivé par d'autres bénéfices attendus que ceux strictement monétaires, dans une logique de différences compensatrices (KILLINGSWORTH, 1987). Plusieurs résultats récents indiquent en effet que les attentes et attitudes des hommes et des femmes diffèrent en moyenne. Nicole FORTIN (2008) explique que les femmes accordent une importance particulière à la dimension relationnelle dans une profession et que l'aspect pécuniaire importerait moins que pour les hommes. Les résultats de travaux expérimentaux, quant à eux, révèlent que les femmes ont une plus forte aversion pour le risque et la compétition que les hommes (CROZON,

GNEEZY, 2009 ; HOGARTH *et al.*, 2012), ce qui pourrait atténuer leurs ambitions professionnelles et les détourner de certains métiers à forte valeur ajoutée salariale<sup>4</sup>.

Une troisième approche met en avant la valorisation salariale des compétences mises en œuvre dans le travail selon que les métiers exercés ont un personnel majoritairement féminin, ou non (ENGLAND, 1992 ; LEMIERE, SILVERA, 2010). La dévalorisation des métiers « féminins » prendrait sa source dans les stéréotypes et représentations sociales du métier et de la qualification construits dans un cadre de division traditionnelle des rôles sexués. En résulte une moindre reconnaissance salariale des compétences utilisées dans ces métiers dans la mesure où elles font l'objet d'une tendance à la « naturalisation » (STEINBERG, 1990). Selon ces travaux, le taux de femmes dans une profession serait l'indice de l'exercice de compétences spécifiques propres à la gent féminine, ce qui conduirait à déprécier les salaires distribués indépendamment du capital humain détenu.

Rares sont les travaux qui interrogent le lien entre degré de ségrégation des professions et situation familiale des individus. Rebecca GLAUBER (2012), dans le cas des États-Unis, montre que les mères de famille occupant une profession à prédominance féminine sont particulièrement pénalisées, comparativement à leurs consœurs travaillant dans une profession davantage « mixte » ou « masculine ». Cependant, cette pénalisation n'est pas justifiée par des compensations en termes de satisfaction ou d'organisation du temps de travail conformément à l'idée de préférences spécifiques fondant leurs choix. L'auteure évoque à titre d'hypothèse une baisse de l'intensité de travail des mères dans ces professions avec un investissement reporté dans la sphère familiale, comparativement à celles travaillant dans un contexte mixte ou plutôt masculin. Nous verrons ce qu'il en est en France pour les jeunes femmes qui deviennent mères en début de carrière.

## Données et méthodologie

L'une des difficultés des travaux qui explorent le lien entre niveau de salaire et composition sexuée des professions est de pouvoir isoler une relation indépendamment des autres caractéristiques qui peuvent lui être associées. On pense par exemple à certaines professions comportant une large majorité de personnel féminin et une proportion significative de postes occupés à temps partiel. Pour pallier cet inconvénient, une modélisation multiniveau permettra la prise en compte de caractéristiques des professions, qui peuvent être corrélées à la fois au degré de féminisation et au niveau de salaire moyen dans celles-ci. Par ailleurs, une autre limite des études récentes en France est de raisonner sur des groupes professionnels trop larges au sein desquels hommes et femmes peuvent ne pas occuper les mêmes professions, ni avoir

---

4. Il faut toutefois souligner que les résultats de travaux expérimentaux requièrent un certain nombre de conditions pour pouvoir être extrapolés aux comportements observés dans le monde réel (BERTRAND, 2011 ; LEVITT, LIST, 2007).

des niveaux de qualification semblables. Le niveau des professions retenu ici est le plus désagrégé possible et s'appuie sur la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) à quatre chiffres.

À l'instar de MEURS et PONTHEUX (2006), nous nous intéresserons aux salaires mensuels, primes incluses, distribués dans l'éventail des professions, et non aux salaires horaires. Ce choix a plusieurs justifications. D'une part, raisonner à l'échelle du mois est une manière d'intégrer dans l'analyse la variété des temps travaillés, dont on sait qu'elle dépend fortement du sexe et de la profession. D'autre part, le taux de salaire horaire n'est pas indépendant du nombre d'heures travaillées – les taux horaires les plus faibles étant observés dans les emplois exercés majoritairement à temps partiel (LE MINEZ, 1999). Par ailleurs, comme le soulignent MEURS et PONTHEUX (2006, p. 100), « une large proportion des emplois ne sont pas offerts "à l'heure" mais pour une durée contractuelle associée à une rémunération forfaitaire ». Que les heures supplémentaires soient rétribuées à un taux supérieur ou qu'elles participent à un avancement de carrière plus rapide comme chez les cadres, toutes les heures de travail dès lors ne se valent pas. Il nous semble de ce fait plus adéquat, pour comprendre les écarts de rémunération entre hommes et femmes, de travailler sur les salaires mensuels plutôt qu'horaires, tout en tenant compte du régime de temps de travail, lequel peut être apprécié de manière agrégée dans les données<sup>5</sup>.

## Les données

Nous conduisons notre analyse à partir de l'enquête *Génération 98* réalisée par le Céreq. Elle comporte quatre interrogations, en 2001, 2003, 2005 et 2008, auprès d'une population de jeunes sortis du système éducatif en 1998, représentative de l'ensemble des sortants de tous niveaux et spécialités de formation initiale en France métropolitaine. Le premier emploi obtenu de même que les emplois occupés aux différentes dates y sont détaillés. Il s'agit d'une enquête rétrospective, les individus interrogés décrivant à l'aide d'un calendrier mensuel la situation dans laquelle ils se trouvent (emploi, chômage, inactivité, etc.) depuis leur sortie de formation initiale jusqu'à la date de l'enquête. La quatrième interrogation permet d'éclairer les débuts de carrière puisque dix ans se sont écoulés depuis la fin de la formation initiale. À cette étape, la population interrogée est restreinte à 11 000 individus contre près de 55 000 jeunes enquêtés en première vague<sup>6</sup> (RECOTILLET *et al.*, 2011).

Notre champ d'analyse, limité aux individus en emploi dans le secteur privé à la date d'enquête, s'intéresse aux situations occupées après trois ans de vie active puis au bout de dix ans. Les analyses portent alors respectivement sur une population de

---

5. L'absence d'information dans l'enquête sur le nombre effectif d'heures travaillées dans le mois nous interdit de pouvoir calculer des salaires horaires.

6. Du fait d'extensions sur plusieurs champs professionnels ou géographiques en première vague, la deuxième vague a été lancée auprès d'environ 30 000 répondants de la première interrogation : environ 22 000 et 16 000 questionnaires furent respectivement collectés en deuxième et troisième vagues.

33 393 individus pour 2001 et de 6 300 individus pour l'année 2008. Les professions disposant d'un effectif suffisant d'observations ont été conservées – sur la base de la nomenclature PCS au niveau le plus détaillé. En éliminant les professions ne comptant qu'un seul individu, pour lesquelles effet individuel et effet contextuel (la profession) sont confondus, on aboutit au final à 232 professions retenues dans les estimations à trois ans et 202 professions dans celles à dix ans<sup>7</sup>. Les professions comptent en moyenne respectivement 144 et 31 individus, compte tenu du différentiel de taille des échantillons.

Une pondération normalisée est appliquée dans les modélisations de sorte à limiter le biais de sélection lié à l'attrition<sup>8</sup>. En outre, les structures des échantillons à trois et dix ans, au regard des variables familiales et de formation, montrent des profils qui sont à la fois semblables et dévient de l'échantillon maître de la même manière<sup>9</sup>. L'estimation sur un échantillon cylindré des jeunes en emploi dans le privé aux deux dates ne remet pas en cause les conclusions qui se dégagent des analyses présentées dans l'article<sup>10</sup>.

### Indicateurs de ségrégation et de composition des groupes professionnels

Pour construire des indicateurs relatifs à la composition des professions occupées, on s'appuie sur les données des *recensements de population* de 1999 (données au 1/20<sup>e</sup>, près de 960 000 observations) pour les analyses à trois ans et de 2008 (plus de 6 400 000 observations) pour les analyses à dix ans.

De manière simple, le degré de ségrégation professionnelle est évalué ici par la proportion d'hommes (ou de femmes) qui travaillent dans une profession par rapport à leur poids dans l'ensemble de la population. Pour les jeunes du champ retenu, où les femmes représentent 43 % des actifs en emploi (taux identique dans les données après trois et dix ans de vie active), l'absence de ségrégation signifierait que chaque profession comporte précisément cette proportion moyenne de femmes (43 %). C'est loin d'être le cas, puisqu'on dénombre 122 et 41 professions comptant respectivement moins de 30 % et plus de 70 % de femmes, à trois ans.

D'un point de vue technique, le caractère féminisé d'une profession peut être mesuré soit par une variable continue, soit par une variable discrète (c'est-à-dire qui comporte plusieurs classes). Au vu de l'apparente non-linéarité du lien entre niveau de salaire moyen et composition sexuée des professions (cf. *infra*, graphique), nous privilégions un indicateur en classes pour les analyses économétriques. Aussi, à l'instar d'autres travaux, tels ceux d'Hélinä MELKAS et Richard ANKER (1997) ou de Loïs JOY

---

7. L'écart s'explique à la fois par les différences de taille des échantillons (il est cinq fois plus important à la première vague) et par quelques regroupements de codage PCS compte tenu de la nécessité d'une table de passage entre la PCS 82 (*Génération 98*) et la PCS 2003 (RP 2008).

8. Le redressement est réalisé par une procédure en deux étapes de redressement de la non-réponse consistant d'abord en une modélisation de la probabilité de réponse puis en une étape de calage sur la structure initiale de la population telle qu'elle s'observe à la première interrogation (pondérations longitudinales fournies par les producteurs de l'enquête).

9. On compte un peu moins de femmes, davantage de diplômés de niveau III (c'est-à-dire avec un diplôme acquis après deux années d'études post-bac) et de spécialités industrielles dans le secteur privé aux deux dates par exemple.

10. Estimations disponibles sur demande auprès des auteurs.

(2006), nous définissons les professions à dominante masculine comme celles où les femmes représentent moins de 30 % de l'effectif et les professions féminisées, comme celles en comptant plus de 70 %. Entre ces deux seuils, se trouvent les professions « mixtes » (JACOBS, 1990 pour une discussion)<sup>11</sup>. Dans la suite de l'article, par commodité, nous parlerons de professions féminines, masculines ou mixtes en référence à ces seuils, et nous nous affranchirons des guillemets. À ce premier indicateur, il convient d'ajouter d'autres dimensions potentiellement corrélées au taux de féminisation et au niveau moyen des rémunérations dans la profession (voir encadré 1).

#### ENCADRÉ 1

##### Les caractéristiques des professions autres que leur composition sexuée

Une première dimension prise en compte dans nos analyses renvoie au niveau de précarité de la profession : il s'agit de la part des emplois dont le contrat de travail est à durée limitée, l'importance relative de ces formes particulières d'emploi pouvant avoir des répercussions sur les niveaux de salaires et éventuellement retentir sur le différentiel salarial entre hommes et femmes.

D'autres caractéristiques susceptibles d'influencer la formation des salaires ont trait à la dynamique des professions. En l'absence de variable d'ancienneté dans les données du *recensement*, nous avons retenu l'âge. Les professions comptant un fort pourcentage de seniors peuvent être perçues comme moins créatrices d'emplois mais, *a contrario*, témoigner d'un niveau élevé d'organisation professionnelle, en lien par exemple avec des conventions collectives dédiées.

Enfin, pour construire un indicateur de croissance ou de déclin des professions, nous avons comparé le poids relatif de chaque profession entre les deux recensements. Les variations de plus de 5 % à la hausse ou à la baisse forment deux catégories que nous distinguons de la catégorie médiane de stabilisation dans l'intervalle  $[-5 ; +5]$  %. Cet indicateur donne une tendance de l'évolution de chaque profession qui peut jouer sur la formation des salaires dans les situations occupées à trois et dix ans.

## Modélisation multiniveau : le rôle des caractéristiques des professions sur les salaires

Pour tenir compte simultanément d'informations se rapportant aux individus et aux professions, nous recourons à une approche multiniveau (GOLDSTEIN, 2003 ; BRYK, RAUDENBUSH, 2002). Elle permet en effet de rechercher des corrélations entre des variables qui relèvent du niveau individuel et du contexte professionnel auquel les individus appartiennent, et autorise ainsi la décomposition de la variance entre ces

11. Ces bornes peuvent être critiquées dans la mesure où elles sous-représentent la féminisation et sur-représentent la masculinisation étant donné la part des femmes dans nos échantillons. Toutefois, des évaluations avec un intervalle [23 ; 63] pour définir la mixité, c'est-à-dire de plus ou moins 20 points autour de la part moyenne des femmes, donnent des résultats équivalents. Aussi, pour faciliter la lecture, nous conservons les seuils de 30 % et 70 %.

deux niveaux. Ne pas tenir compte de la nature emboîtée des données pourrait générer des biais<sup>12</sup>. *A priori*, si l'on se réfère à la littérature existante, le nombre de professions retenues dans l'article et leur taille (en nombre d'individus) sont suffisants pour produire des résultats robustes (MAAS, HOX, 2005). En pratique, l'approche par les modèles multiniveaux revient à procéder de manière séquentielle en partant du modèle sans variable explicative pour aboutir au modèle le plus complet (voir encadré 2).

#### ENCADRÉ 2

##### Analyse multiniveau dans le cas linéaire

Il s'agit en premier lieu d'ajuster aux données emboîtées (les individus appartenant à des professions) un modèle sans aucune variable explicative, le modèle vide, dans lequel la variance aléatoire est composée d'une partie individuelle et d'une partie relevant du contexte. Le modèle vide à variance composée s'écrit :

$$y_{ij} = \beta_0 + u_{0j} + e_{ij} \quad (1)$$

où  $y_{ij}$  est le logarithme du salaire net mensuel, primes incluses ; les indices  $i$  et  $j$  renvoient respectivement aux individus  $i$  et aux professions  $j$  ;  $u_{0j}$  représente une erreur aléatoire associée à chaque unité  $j$  supposée normalement distribuée, de moyenne nulle et de variance  $\sigma_{u0}^2$  ;  $e_{ij}$  représente une erreur aléatoire associée à chaque individu  $i$ , supposée normalement distribuée, de moyenne nulle, de variance  $\sigma_e^2$  et telle que  $e_{ij} \perp u_{0j}$ . Le ratio  $\rho = \sigma_{u0}^2 / (\sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2)$  permet d'évaluer la variance interprofessions, soit la part de la variance résiduelle attribuable au niveau de la profession.

Cette première étape permet ainsi de vérifier l'existence d'un effet du contexte, ici la profession, dans la détermination du salaire. Les étapes suivantes consistent à enrichir le modèle progressivement par l'introduction de variables explicatives individuelles et relatives aux professions. De plus, le modèle prend en compte la possibilité que le différentiel de salaires entre hommes et femmes varie d'une profession à l'autre (coefficient aléatoire pour la variable sexe) et qu'il peut dépendre des caractéristiques des professions – dont leur composition sexuée.

Formellement, on aboutit au modèle le plus complet suivant :

$$y_{ij} = \beta_0 + (\beta_1 + u_{1j})X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \gamma_1 Z_{1j} + \theta_1 X_{1j} Z_{1j} + u_{0j} + e_{ij} \quad (2)$$

Sous forme structurelle, on a au niveau 1 :  $y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + e_{ij}$  et au niveau 2 :  $\beta_{0j} = \beta_0 + \gamma_1 Z_{1j} + u_{0j}$  et  $\beta_{1j} = \beta_1 + \theta_1 Z_{1j} + u_{1j}$  sous les hypothèses :  $e_{ij} \perp (u_{0j}, u_{1j})$  et  $(u_{0j}, u_{1j}) \rightarrow N(0, T)$  avec  $T = \begin{bmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{01} & \tau_{11} \end{bmatrix}$  où le terme de covariance de la matrice  $\tau_{01}$  indique la possible évolution conjointe de la constante et du coefficient de la variable sexe.

Grâce à cette étape, nous pouvons tester l'hétérogénéité des coefficients entre contextes.  $\beta_1$  est le coefficient de la variable sexe en moyenne pour toutes les professions et  $u_{1j}$  représente l'écart de chaque profession à cette moyenne.

12. En effet, l'introduction de variables contextuelles dans une régression sur les individus amène une corrélation des termes d'erreur pour ceux appartenant à la même profession, ce qui a pour conséquence une violation des hypothèses de l'estimation des moindres carrés ordinaires (MCO). La mesure des écarts-types en serait sous-estimée.

Nous n'exposons ici que les résultats relatifs à cette ultime étape, pour les deux moments considérés du parcours professionnel (à trois et dix ans de carrière), d'abord pour l'ensemble des individus, ensuite selon qu'hommes et femmes sont ou non parents. Au niveau individuel, la spécification intègre un grand nombre de dimensions qu'on sait influencer la formation des salaires : le niveau d'éducation, la spécialité de formation (en sept postes), le fait d'avoir atteint le niveau d'études souhaité, l'ancienneté dans l'entreprise<sup>13</sup> et l'expérience effective sur le marché du travail, la localisation de l'emploi, le temps de travail, le type de contrat, l'existence de responsabilités d'encadrement dans le poste occupé, et enfin le fait d'être en couple et d'être parent (voir tableaux A1 et A2 en annexes pour la distribution de ces caractéristiques selon le sexe et les années).

Les analyses sont corrigées du biais de sélection lié au fait que tous les individus ne sont pas actifs occupés dans le secteur privé à chacune des dates<sup>14</sup>, par la méthode en deux étapes de James HECKMAN (1979).

## Résultats statistiques

Nous l'avons vu, le traitement salarial réservé aux femmes est susceptible d'évoluer selon la position dans le cycle de vie dès lors que les changements dans leur vie privée, en particulier la mise en couple et l'arrivée des enfants, peuvent modifier, davantage que pour les hommes, le temps qu'elles consacrent à leur vie professionnelle. L'incidence salariale du fait d'appartenir à une profession féminine est en conséquence susceptible de changer tout au long des débuts de carrière. Afin de préciser ces hypothèses, nous présentons successivement, dans cette section, les résultats d'analyses descriptives puis de régression.

### Une triple pénalité salariale des femmes : individuelle, familiale et professionnelle

Aussi bien après trois que dix années de vie professionnelle, les femmes subissent un fort handicap salarial : de façon brute (c'est-à-dire sans prise en compte d'autres caractéristiques que le sexe), le salaire moyen des hommes dépasse déjà celui des

---

13. La variable d'ancienneté est centrée autour de sa moyenne générale dans l'ensemble de l'échantillon, ce qui facilite l'interprétation de la constante.

14. Il s'agit de la probabilité d'être en emploi dans le secteur privé en 2001 pour la première population d'analyse et de la probabilité d'être en emploi dans le secteur privé en 2008 pour la seconde. Les variables explicatives des modèles *Probit* utilisés pour l'équation de sélection sont le sexe, le niveau de formation initiale, la spécialité de formation, le nombre de mois passés au chômage et en inactivité depuis la fin des études jusqu'à la date d'enquête, et la catégorie socioprofessionnelle du père à la fin des études (résultats non reproduits, mais disponibles sur demande auprès des auteurs).

femmes de plus de 18 % après trois années dans la vie active et ce différentiel s'accroît pour atteindre 31 % sept ans plus tard<sup>15</sup> (voir tableau 1).

La différence de rémunération moyenne est nettement plus marquée parmi les actifs qui sont parents qu'entre hommes et femmes sans enfant et cela aux deux dates (par exemple 44 % *versus* 18 % dix ans après la fin des études). Ce différentiel salarial plus conséquent observé pour les parents s'explique en particulier par l'importance du temps partiel parmi les femmes avec enfant(s) dès la troisième année de vie professionnelle. Ainsi, les jeunes mères sont 32 % à travailler à temps partiel contre 4 % des jeunes pères et seulement 18 % des femmes sans enfant. Dix années après leur entrée sur le marché du travail, la situation n'a pratiquement pas changé : un tiers des mères en emploi dans le secteur privé sont encore à temps partiel (environ 2 % des pères)<sup>16</sup>.

Un autre élément d'explication vient des niveaux de salaires des hommes qui ont un enfant, significativement plus élevés que ceux de leurs homologues sans enfant<sup>17</sup>. Ainsi, les jeunes actifs devenus pères occupent plus souvent que les seconds un poste d'encadrement, après trois ans comme après dix ans de vie active, alors que, chez les femmes, la différence de situation est négligeable.

TABLEAU 1 – Salaire mensuel net moyen selon la présence ou non d'enfant(s)

*(Euros courants)*

	Après 3 ans de vie active			Après 10 ans de vie active		
	Ensemble	Parents	Sans enfant	Ensemble	Parents	Sans enfant
Hommes	1 292*	1 485	1 277	1 959	2 130	1 813
Femmes	1 098	1 061	1 105	1 498	1 475	1 539
Avantage salarial des hommes (%)	18*	40	16	31	44	18
<i>Effectif</i>	33 393	3 495	29 898	6 300	3 440	2 860

\* *Lecture* : en 2001, les jeunes hommes en emploi sortis du système éducatif en 1998 gagnent en moyenne 1 292 euros nets par mois, primes incluses ; le salaire moyen des jeunes femmes à cette date s'élève à 1 098 euros. Le salaire moyen des hommes dépasse alors celui des femmes de 18 %.

*Champ* : jeunes en emploi dans le secteur privé ; données pondérées.

*Source* : enquête *Génération 98*, interrogations 2001, 2008.

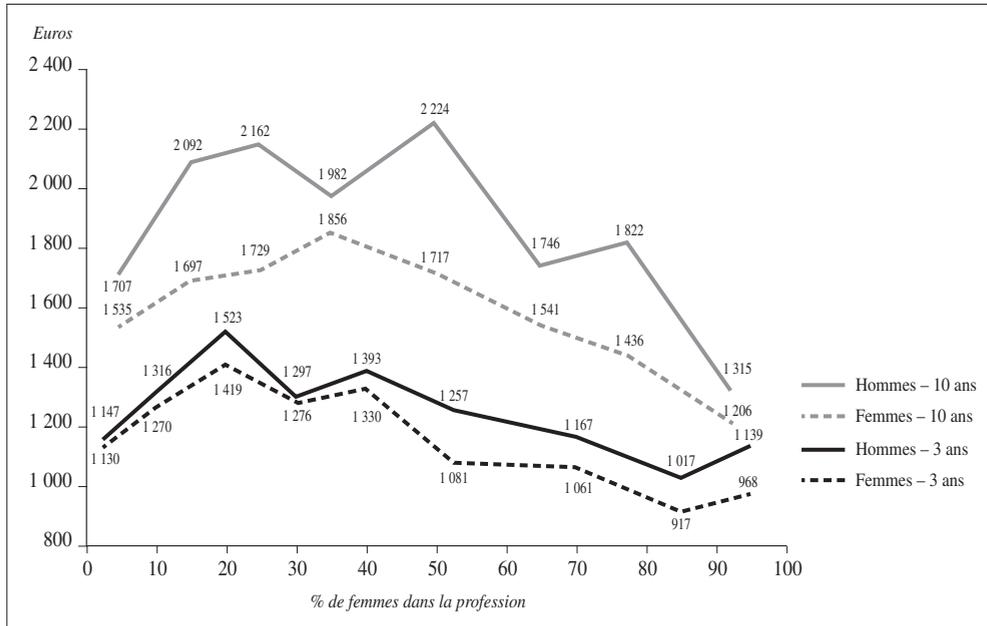
Considérant à présent la distribution des salaires moyens en fonction de la proportion de femmes dans la profession (voir graphique, page suivante), nous observons que les salaires des femmes sont bien systématiquement en deçà de ceux de leurs homologues masculins, quel que soit le degré de féminisation de la profession. Le graphique montre également la décroissance du salaire moyen des hommes et des femmes avec le taux de féminisation des professions et ce, en tout début comme après

15. Sur la base de salaires donnés en euros courants, correspondant à la rémunération mensuelle nette, primes incluses.

16. Même en se restreignant aux emplois à temps complet, le différentiel salarial entre parents demeure nettement supérieur à ce qu'il est parmi les hommes et les femmes sans enfant – de 23 % à 31 % pour les premiers contre de 8 % à 11 % pour les seconds respectivement après trois et dix ans de vie active.

17. Accéder à l'autonomie financière et détenir un emploi stable sont de fait devenus des conditions déterminantes de l'entrée en parentalité, en particulier pour les hommes (PAILHÉ, SOLAZ, 2012).

GRAPHIQUE – Salaires moyens à trois ans et dix ans en fonction du degré de féminisation des professions



dix ans de carrière. C’est dans les professions comptant plus de 80 % de femmes que l’on retrouve ainsi les salaires les plus bas. Bien entendu, à tranche de taux de féminisation donnée, des professions de niveaux de qualification et de salaires variables coexistent (par exemple les professions intermédiaires du secteur santé-social comme les infirmier.e.s salarié.e.s et les assistant.e.s sociales.aux côtoient les secrétaires, aides-soignant.e.s, caissier.e.s et vendeur.euse.s de détail dans les professions comptant plus de 80 % de femmes dans leur effectif) mais en moyenne, en particulier en début de vie professionnelle, les professions au personnel très majoritairement masculin offrent des salaires plus élevés.

Enfin, dernier apport de ces analyses descriptives, l’augmentation des niveaux de salaires avec l’expérience, si elle concerne aussi bien les femmes que les hommes, n’empêche pas l’accroissement des écarts entre leurs rémunérations ni ne supprime le handicap associé aux professions féminines.

### La profession occupée : une dimension clé des inégalités salariales selon le sexe

Les analyses de régression multiniveaux permettent de déterminer si ces premiers constats perdurent lorsque l’hétérogénéité des individus et des professions est prise en compte.

Il apparaît d'abord qu'une grande partie de la variation des salaires relève de l'hétérogénéité des professions, que l'on se place trois ou dix ans après la fin des études, ce qui justifie l'intérêt de la prise en considération du contexte professionnel par l'approche multiniveau. En effet, 47 % de la variance des salaires perçus en 2001 et 43 % en 2008 sont attribuables aux différences entre professions (voir tableaux 2 et 3). La prise en compte simultanée des facteurs explicatifs des salaires au niveau individuel et au niveau des professions réduit logiquement la part de la variance résiduelle des rémunérations attribuable aux contextes professionnels, laquelle se situe entre 23 % et 25 % après trois ans d'expérience et entre 16 et 20 % au terme des dix ans observés, selon que l'on considère la population dans son ensemble ou les parents et non-parents séparément. Plus généralement, le salaire perçu mais aussi la pénalité salariale des femmes par rapport aux hommes dépendent de la profession exercée<sup>18</sup>.

TABLEAU 2 – Équations de salaire multiniveaux – salaire après trois ans de vie active

	Ensemble	Parents	Sans enfant
<b>Variables au niveau individuel</b>			
Femme (homme en <i>réf.</i> )	-0,0437** (0,0175)	-0,0223 (0,0426)	-0,0493*** (0,0189)
Être en couple	0,0180*** (0,0042)	-0,002 (0,0179)	0,0192*** (0,004)
Ancienneté centrée/moyenne (mois)	0,0032*** (0,0003)	0,0024* (0,0014)	0,0032*** (0,0003)
Expérience (mois)	0,0036*** (0,0004)	0,0034** (0,0013)	0,0035*** (0,0004)
Au moins un enfant <sup>1</sup>	-0,00671 (0,0065)		
Mills	-0,0330** (0,0163)	-0,0708 (0,0485)	-0,0322* (0,0171)
<b>Variables au niveau de la profession</b>			
Profession féminine	-0,0850*** (0,0224)	-0,0878** (0,0350)	-0,0858*** (0,0225)
Profession mixte	0,0188 (0,0217)	0,0142 (0,0299)	0,0162 (0,0216)
Profession masculine	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Part des emplois précaires	-0,0051*** (0,0011)	-0,0054*** (0,0012)	-0,0052*** (0,0011)
Part des plus de 50 ans	0,0062*** (0,002)	0,0062** (0,0025)	0,0056*** (0,002)
Évolution nulle	0,0451** (0,0194)	0,0310 (0,0290)	0,0397** (0,0191)
Évolution positive	0,0960*** (0,0232)	0,0809*** (0,0289)	0,0933*** (0,0234)
Évolution négative	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
<b>Variables d'interaction</b>			
Femme x profession féminine	0,0169 (0,0144)	0,0226 (0,0349)	0,0117 (0,0151)

18. De fait, les variances des termes aléatoires au niveau profession,  $S^2_u$  et  $S^2_{\text{fem}}$ , sont significativement différentes de 0.

TABLEAU 2 – Suite

	Ensemble	Parents	Sans enfant
Femme x profession mixte	- 0,0223* (0,0124)	- 0,0164 (0,0305)	- 0,0279** (0,0133)
Femme x évolution nulle	0,0272* (0,0140)	0,0081 (0,0325)	0,0352** (0,0151)
Femme x évolution positive	0,0242* (0,0128)	0,0037 (0,0291)	0,0288** (0,0142)
Femme x part de plus de 50 ans	- 0,0038*** (0,0011)	- 0,0070*** (0,0021)	- 0,0031** (0,0012)
Constante	7,117*** (0,0413)	7,163*** (0,0691)	7,135*** (0,0406)
S <sup>2</sup> <sub>e</sub>	0,0498*** (0,0016)	0,0507*** (0,0033)	0,0494*** (0,0016)
S <sup>2</sup> <sub>u</sub>	0,157*** (0,0030)	0,166*** (0,0044)	0,0143*** (0,0024)
S <sup>2</sup> <sub>fem</sub>	0,0025*** (0,0009)	0,0052*** (0,0027)	0,0026*** (0,0010)
S <sup>2</sup> <sub>fem,u</sub>	- 0,00167 (0,0011)	- 0,0055** (0,0024)	- 0,0010 (0,0011)
ρ (%)	23,9	24,7	22,5
ρ pour le modèle vide (%)	47,2	49,9	47,4
<i>log-vraisemblance</i>	2 266,3	90,36	2 155,9
<i>Ni</i>	33 393	3 495	29 898
<i>Nj</i>	232	218	232

Écart-types entre parenthèses, \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10.

Variante dépendante : log du salaire mensuel net, primes incluses (euros courants).

<sup>1</sup> La spécification au niveau individuel intègre en outre en explicatives : le niveau d'éducation, la spécialité de formation, le fait d'avoir atteint le niveau d'études souhaité, le type de contrat de travail, la durée du temps de travail, le fait d'avoir des responsabilités d'encadrement, la localisation de l'emploi et la taille de l'entreprise, soit 25 coefficients supplémentaires, non exposés.

*Champ* : jeunes de la génération 1998 en emploi dans le secteur privé en 2001.

*Source* : enquête *Génération 1998*, première interrogation en 2001.

TABLEAU 3 – Équations de salaire multiniveaux – salaire après dix ans de vie active

	Ensemble	Parents	Sans enfant
Femme (homme en <i>réf.</i> )	- 0,155*** (0,0592)	- 0,211*** (0,0705)	- 0,0649 (0,0790)
Être en couple	- 0,0004 (0,0130)	- 0,0193 (0,0285)	0,0041 (0,0146)
Ancienneté centrée/moyenne ( <i>mois</i> )	0,0018*** (0,0006)	0,0028*** (0,0009)	0,0014** (0,0007)
Expérience ( <i>mois</i> )	0,0016*** (0,0006)	0,0027*** (0,0009)	0,0013* (0,0007)
Au moins un enfant <sup>1</sup>	0,0256*** (0,0121)		
Mills	- 0,198*** (0,0958)	- 0,0857 (0,132)	- 0,253** (0,124)
<b>Variations au niveau profession</b>			
Profession féminine	- 0,0738*** (0,0423)	- 0,0233 (0,0460)	- 0,0994** (0,0463)

TABLEAU 3 – Suite

	Ensemble	Parents	Sans enfant
Profession mixte	0,0219 (0,0286)	0,0073 (0,0308)	0,0078 (0,0317)
Profession masculine	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Part des emplois précaires	- 0,0069*** (0,0013)	- 0,007*** (0,0015)	- 0,0067*** (0,0013)
Part des plus de 50 ans	0,0043 (0,0031)	0,003 (0,0028)	0,0019 (0,0039)
Évolution nulle	0,0168 (0,0278)	- 0,0021 (0,0301)	- 0,0062 (0,0323)
Évolution positive	0,0760** (0,0319)	0,0593* (0,0325)	0,0540 (0,0353)
Évolution négative	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
<b>Variables d'interaction</b>			
Femme x profession féminine	0,00347 (0,0364)	- 0,0773* (0,0437)	0,0600 (0,0469)
Femme x profession mixte	- 0,0234 (0,0290)	- 0,0346 (0,0365)	- 0,0184 (0,0392)
Femme x évolution nulle	0,0487 (0,0323)	0,0700* (0,0392)	0,0368 (0,0416)
Femme x évolution positive	0,0440 (0,0303)	0,0633* (0,0359)	0,0365 (0,0429)
Femme x part de plus de 50 ans	0,0012 (0,0026)	0,0016 (0,0032)	- 0,0014 (0,0037)
Constante	7,526*** (0,0991)	7,557*** (0,138)	7,583*** (0,134)
S <sup>2</sup> <sub>e</sub>	0,0865*** (0,0058)	0,0861*** (0,0073)	0,0822*** (0,0069)
S <sup>2</sup> <sub>u</sub>	0,021*** (0,0042)	0,0168*** (0,0038)	0,0203*** (0,0044)
S <sup>2</sup> <sub>fem</sub>	0,0067*** (0,0023)	0,0043 (0,0040)	0,0113*** (0,0043)
S <sup>2</sup> <sub>fem,u</sub>	- 0,0035 (0,0029)	- 0,0016 (0,0036)	- 0,007 (0,0043)
ρ (%)	19,5	16,3	19,8
ρ pour le modèle vide (%)	43,3	45,8	38,9
<i>log-vraisemblance</i>	- 1 502,3	- 790,6	- 653,1
<i>Ni</i>	6 300	3 440	2 860
<i>Nj</i>	202	202	195

Écarts-types entre parenthèses, \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,10.

Variable dépendante : log du salaire mensuel net, primes incluses (euros courants).

<sup>1</sup> La spécification au niveau individuel intègre en outre en explicatives : le niveau d'éducation, la spécialité de formation, le fait d'avoir atteint le niveau d'études souhaité, le type de contrat de travail, la durée du temps de travail, le fait d'avoir des responsabilités d'encadrement, la localisation de l'emploi et la taille de l'entreprise, soit 25 coefficients supplémentaires, non exposés.

*Champ* : jeunes de la génération 1998 en emploi dans le secteur privé en 2008.

*Source* : enquête *Génération 1998*, quatrième interrogation.

## La pénalité salariale des femmes s'amplifie avec la parentalité

Intéressons-nous d'abord au niveau individuel et à l'impact salarial du fait d'être une femme toutes choses égales par ailleurs (voir tableaux 2 et 3, première ligne). Parmi l'ensemble des actifs en emploi, les femmes appartenant à une profession masculine gagnent en moyenne 4,4 % de moins que les hommes, toutes choses égales par ailleurs, après trois ans passés sur le marché du travail. Cette pénalité est essentiellement observée pour les actives sans enfant qui représentent les neuf dixièmes de la population observée à ce moment-là. La situation salariale des femmes se dégrade fortement au terme de dix années de vie active, avec une pénalité moyenne de près de 16 % pour les femmes travaillant dans un univers masculin. Cet écart résulte surtout du désavantage flagrant encouru par les mères de famille par rapport aux pères de famille (- 21 % dans les professions masculines<sup>19</sup>) alors que les salaires des hommes et des femmes sans enfant<sup>20</sup> sont équivalents, toutes choses égales par ailleurs. Pour leur part, les variables de capital humain (niveau d'études, expérience, ancienneté) et de conditions d'emploi (temps de travail, contrat de travail, taille de l'entreprise, localisation, responsabilités d'encadrement) introduites au niveau individuel ont les effets attendus.

## Des professions féminines durablement moins rémunératrices...

Après trois années de présence sur le marché du travail, les hommes appartenant à une profession féminine gagnent moins en moyenne que ceux travaillant au sein d'une profession majoritairement masculine (- 8,5 % environ) – ou mixte puisque les coefficients associés à une profession mixte sont non significatifs<sup>21</sup>. La non-significativité des termes d'interaction entre le fait d'être une femme et l'appartenance à une profession féminine – pour les parents et les non-parents, comme pour l'ensemble – montre que les femmes dans les professions féminines subissent un traitement similaire à celui des hommes et qu'au niveau individuel, leur pénalité salariale est du même ordre dans les professions féminines que dans les professions masculines (voir tableau 2). En revanche, les femmes travaillant dans une profession mixte (parmi l'ensemble et les actifs sans enfant) ont une pénalité salariale plus élevée par rapport à leurs homologues masculins<sup>22</sup>.

Sept ans plus tard, les hommes dans leur ensemble accusent une pénalité salariale moyenne de l'ordre de 7 % du fait de travailler dans une profession féminine plutôt que masculine. Cet effet moyen résulte de la pénalité de près de 10 % affectant les actifs sans enfant, hommes ou femmes<sup>23</sup>.

19. D'ailleurs, il apparaît bien dans la colonne « Ensemble » (tableau 3) que les hommes devenus pères retirent un bénéfice salarial (+ 2,6 %) par rapport à leurs homologues sans enfant.

20. Lesquels sont minoritaires à ce moment de la carrière.

21. Ces effets sont robustes à la prise en compte du taux d'emploi à temps partiel dans la profession. Cette variable de temps partiel n'est jamais apparue significative au niveau des professions et n'a donc pas été retenue dans les modèles présentés.

22. Les femmes y subissent un handicap spécifique, mais dont l'ampleur reste inférieure à la moins-value encourue à intégrer une profession féminine.

23. La non-significativité du terme d'interaction « Femme x profession féminine » atteste que le désavantage salarial (- 10 %) à travailler dans une profession féminine plutôt que masculine concerne aussi bien les femmes que les hommes.

### ... mais une sanction salariale redoublée pour les mères en emploi

Au terme de dix ans de vie professionnelle, la situation diffère parmi les hommes et femmes devenus parents. Le salaire des pères est insensible au degré de féminisation de la profession, comme si l'accès au statut de père conduisait à homogénéiser les situations salariales des hommes quelle que soit la profession exercée au regard de sa composition sexuée.

Le terme d'interaction négatif et significatif entre le fait d'être une femme et l'appartenance à une profession féminine parmi la population des parents indique qu'il n'en va pas de même pour les femmes chargées de famille qui subissent un handicap salarial de l'ordre de 7,7 % lorsqu'elles travaillent dans une profession féminine plutôt que masculine.

Le désavantage salarial moyen des mères par rapport aux pères évalué dans les professions masculines au niveau individuel (voir tableau 3), déjà important, est donc renforcé dans les professions féminines après dix ans de vie active. Ajoutons que ces résultats sur les effets salariaux de la composition sexuée des professions sont nets des effets spécifiques des autres caractéristiques de contexte professionnel pris en compte dans les estimations, à savoir la part des plus de 50 ans dans la profession, la part des contrats précaires et la dynamique de la profession au regard de l'évolution de son importance relative sur une dizaine d'années.

## Discussion : les inégalités salariales hommes-femmes, du sexe de l'individu au « genre » de la profession

Que l'on se situe en tout début de carrière ou après dix ans d'expérience potentielle, mais avec une ampleur variable, le moindre salaire des femmes se mesure et au niveau individuel et au niveau des professions. C'est l'ampleur des deux pénalités salariales et le fait qu'elles concernent, ou non, toute la population (parents *versus* non-parents) qui évoluent avec le temps.

### Synthèse des résultats

En tout début de carrière, la moins-value salariale impliquée par l'appartenance à une profession féminine (de l'ordre de 8 % pour les hommes comme pour les femmes) est de plus forte ampleur que celle liée au fait d'être une femme : elle est d'un peu plus de 4 %, une fois pris en compte un ensemble de caractéristiques individuelles et d'emploi qui distinguent hommes et femmes. La hiérarchie des salaires que dessine la composition sexuée du personnel marque ainsi de son empreinte les positions salariales des jeunes dans leurs toutes premières années de vie active.

La donne change sept ans plus tard et la combinaison de ces effets, individuel et de contexte professionnel, sur le salaire diffère selon que l'arrivée des enfants vient

affecter la répartition des rôles professionnels et familiaux entre hommes et femmes. Ainsi, pour les salariés sans enfant, l'appartenance à un univers professionnel féminin continue de peser sur les niveaux de salaires des hommes comme des femmes alors qu'au niveau individuel, ces dernières ne sont pas traitées différemment de leurs homologues masculins. Parmi les actifs devenus parents, le fait d'être une femme, toutes choses égales par ailleurs, induit une importante décote salariale (- 21 %). Au niveau de la profession, si les pères n'enregistrent aucune pénalité salariale à travailler dans une profession féminine, les mères voient leur pénalité salariale s'accroître (- 7,7 % additionnels) du fait d'appartenir à une telle profession. En d'autres termes, pour les mères, le fait d'être femme l'emporte sur le caractère féminin de la profession en matière d'écart salarial avec les hommes (également pères). Il est à cet égard important de noter que, même pour une génération récente (sortants du système scolaire en 1998), les écarts de salaire entre hommes et femmes semblent fortement marqués dès lors que l'on devient parent, signe d'une division sexuée toujours forte des rôles familiaux et professionnels.

### Éléments d'interprétation

La persistance globale de l'effet de la composition sexuée de la profession sur le salaire va dans le sens de la théorie de la dévalorisation des professions où les femmes sont majoritaires. Pour expliquer les différentiels de salaire mesurés au niveau individuel – c'est-à-dire l'effet de la variable sexe toutes choses égales par ailleurs –, l'approche par la théorie du capital humain ne paraît pas totalement convaincante pour sa part. En effet, lorsque l'on se penche sur les dotations en formation initiale ou sur les formations suivies dans l'emploi au cours de la décennie écoulée, on constate que le personnel des professions féminisées n'apparaît pas moins éduqué que dans les autres professions ; il ne présente pas non plus un taux de participation à la formation continue plus faible.

Parmi les pistes avancées concernant l'interprétation du sous-salaire spécifique des mères ayant une profession féminine, a été émise l'idée selon laquelle l'investissement des mères dans leur carrière pourrait différer de celui de femmes dans d'autres situations familiales et dont l'investissement professionnel viendrait compenser le handicap salarial global (GLAUBER, 2012). Les femmes nullipares s'investiraient plus, notamment temporellement, y compris dans les professions féminines car elles auraient plus de temps pour le faire. Et c'est ce qui est observé dans l'enquête *Génération 98* : au terme de dix années de vie active, au sein des professions féminines, seulement 61 % des mères travaillent à plein temps contre 89 % des pères et 79 % de leurs homologues sans enfant. Les investissements professionnels semblent par contre beaucoup plus convergents chez les hommes et femmes sans enfant de sorte que l'univers professionnel, approché par sa composition sexuée, joue de manière indistincte quel que soit le sexe du salarié. Par ailleurs, l'écart de salaires entre hommes et femmes ayant des enfants pourrait aussi se creuser davantage dans les professions féminines si celles-ci offrent plus de latitude à

leurs salariés pour organiser ou réduire leur temps de travail comparativement aux autres professions, facilité dont les salariés sans enfant feraient moins usage.

Le différentiel de salaire accru entre parents dans une profession féminine est également susceptible de refléter des vitesses d'évolution professionnelle différenciées si les pères accèdent en moyenne plus rapidement à des promotions que leurs consœurs, résultat mis en évidence aux États-Unis (MAUME, 1999).

Si des pratiques discriminatoires ne sont pas à exclure, on peut aussi supposer l'existence de mécanismes d'autosélection qui, par choix (KLEINJANS, 2009) ou par contrainte (CORBY, STANWORTH, 2009), orienteraient des femmes d'une part vers des professions dont le salaire n'est pas le critère privilégié et, d'autre part, vers des professions ouvrant des possibilités accrues d'aménager leur temps de travail. De fait, dans l'enquête *Génération 98*, des questions permettent d'apporter quelque crédit à cette hypothèse : après dix ans de vie professionnelle, les mères expriment plus souvent « le souhait de rester le plus longtemps possible dans leur emploi » dans les professions féminines (44 %) que dans les professions mixtes (36 %) ou masculines (38 %). Elles sont aussi plus nombreuses à indiquer que leur emploi leur permet de « se réaliser tout à fait sur le plan professionnel » (45 %, contre 38 % dans les professions masculines ou mixtes). Du côté des femmes sans enfant, une pleine réalisation professionnelle n'est pas plus fréquente dans les professions féminines, et ne concerne qu'environ un tiers d'entre elles.

Ainsi, en dépit de salaires en moyenne plus faibles dans ces professions, les mères de famille semblent plus nombreuses à en tirer satisfaction que dans les autres univers professionnels, ce qui est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle des mécanismes d'autosélection et de compensation sont à l'œuvre. Il est envisageable qu'une partie de cette population féminine ait opté à dessein pour ces professions afin de disposer par exemple d'une plus grande latitude dans l'organisation de son temps personnel de sorte que l'avancement salarial pourrait apparaître pour certaines femmes comme secondaire par rapport à un souhait de réalisation à la fois personnelle et professionnelle<sup>24</sup>.



Les résultats auxquels nous parvenons dans cet article font valoir l'intérêt de prendre en compte la profession en tant qu'unité contextuelle pertinente puisque indépendamment des caractéristiques individuelles, les niveaux de salaire varient significativement en fonction des professions ; de plus, considérer leur composition sexuée améliore la compréhension des écarts de salaires entre hommes et femmes dans le secteur concurrentiel. Notre étude confirme que travailler dans une profession féminine (comparativement à une profession masculine ou mixte) contribue à pénaliser les individus en début de carrière. Outre la composition sexuée de la profession

---

24. Pour autant, si ces préférences sont réelles, n'oublions pas qu'elles sont orientées par des stéréotypes sexués, produits de constructions sociales qui n'ont pas forcément vocation à rester immuables, comme le rappellent Antoine BOZIO et ses coauteurs (2014).

où elles exercent, les femmes continuent d'être pénalisées en tant que telles. Les inégalités de salaires entre hommes et femmes se jouent donc à ces deux niveaux. Toutefois, il semble que l'absence, ou à l'inverse l'existence, de la construction d'une famille parallèlement aux investissements professionnels en début de carrière modifie, et même bouleverse, l'importance relative de ces deux formes de pénalité salariale. La pénalisation salariale des femmes au niveau individuel se renforce pour celles qui construisent une famille, laquelle n'est pas neutre du point de vue de la redéfinition des priorités professionnelle et familiale susceptibles de toucher les mères et les pères. La condition de femme impliquerait alors un écart salarial d'autant plus marqué qu'elle serait le reflet d'obligations de conciliation entre vies professionnelle et familiale encore largement à leur charge.

Pour les actifs sans enfant, au terme des dix années observées, les rapports au travail et à l'emploi ont des chances d'être beaucoup plus homogènes entre hommes et femmes (par rapport à ceux ayant des enfants) de sorte que toutes choses égales par ailleurs, l'incidence salariale du fait d'être une femme s'estompe. Prévaut alors l'effet de l'appartenance professionnelle, cristallisant par son degré de ségrégation un type de reconnaissance salariale qui renvoie à des considérations sur la valeur des contenus professionnels selon les compétences mises en œuvre et à la plus ou moins forte et ancienne reconnaissance des qualifications d'emplois dans des grilles conventionnelles et salariales.

Si plusieurs hypothèses peuvent expliquer la plus forte pénalisation salariale des mères dans les professions féminines, des réponses plus complètes nécessiteraient que soient connus précisément les caractéristiques des professions concernées et le nombre d'heures effectuées. Quoiqu'il en soit, ces résultats suggèrent déjà plusieurs pistes à suivre en matière de politique publique. La revalorisation salariale des professions féminines paraît un préalable, *via*, entre autres, une meilleure reconnaissance des qualifications et la négociation collective de minima de branche plus élevés. On ne peut également qu'encourager la limitation de bastions professionnels masculins en déconstruisant les stéréotypes de sexe et en développant des politiques d'information et de formation appropriées. Un autre enjeu, décisif nous l'avons vu, tient à la prise en considération du frein à la carrière que représente pour les femmes la venue d'un enfant, ce qui pourrait par exemple passer par une lutte renforcée contre les discriminations envers les femmes enceintes et de retour de congé maternité, mais aussi par une extension et une promotion des congés de paternité et parental pour les hommes, à l'instar de ce qui se fait au Québec (TREMBLAY, LAZZARI DODELER, 2015).

Enfin, l'objectif d'égalité professionnelle dans toutes les professions mériterait d'être rappelé, y compris dans les plus « féminines », ce qui implique notamment l'égalité des chances de promotion dans les espaces professionnels où les hommes, minoritaires, passeraient également devant les femmes<sup>25</sup>.

---

25. Voir par exemple LOUEY, SCHÜTZ (2014) pour une analyse de la situation des hommes dans les métiers d'accueil.

## BIBLIOGRAPHIE

- ADDISON J. T., OZTURK O. D., WANG S. (2015), "The Occupational Feminization of Wages", *IZA Discussion Paper*, n° 9078.
- AMOSSÉ T. (2004), « Professions au féminin. Représentation statistique, construction sociale », *Travail, genre et sociétés*, n° 11, pp. 31-46.
- ARGOUARC'H J., CALAVREZO O. (2013), « La répartition des hommes et des femmes par métiers. Une baisse de la ségrégation depuis 30 ans », *Dares Analyses*, n° 79.
- BAKER M. L., FORTIN N. (2001), "Occupational Gender Composition and Wages in Canada, 1987-1988", *Canadian Journal of Economics*, vol. 34, n° 2, pp. 345-376.
- BAYARD K., HELLERSTEIN J., NEUMARK D., TROSKE K. (2003), "New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wages from Matched Employee-Employer Data", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n° 4, pp. 887-922.
- BERTRAND M. (2011), "New Perspectives on Gender", in Ashenfelter O., Card D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4, part B, Elsevier, pp. 1543-1590.
- BOZIO A., DORMONT B., GARCIA-PENALOSA C. (2014), « Réduire les inégalités de salaires entre les femmes et les hommes », *Note du Conseil d'analyse économique*, n° 17.
- BRYK A. S., RAUDENBUSH S. W. (2002), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Method*, Thousand Oaks, Sage Publications.
- BUNEL M., GUIRONNET J.-P. (2011), "Earning Inequalities Between and Within Nests: A Multilevel Modeling Approach Applied to the Case of France", *CREM Working Paper*, n° 2011-18.
- BUSCH A., HOLST E. (2011), "Gender-Specific Occupational Segregation, Glass Ceiling Effects, and Earnings in Managerial Positions: Results of a Fixed Effects Model", *IZA Discussion Paper*, n° 5448.
- CACOUAULT-BITAUD M. (2001), « La féminisation d'une profession est-elle le signe d'une baisse de prestige ? », *Travail, genre et sociétés*, n° 5, pp. 91-115.
- CHAMKHI A., TOUTLEMONDE F. (2015), « Ségrégation professionnelle et écarts de salaires femmes-hommes », *Dares Analyses*, n° 082.
- COHEN P. N., HUFFMAN M. T. (2003), "Individuals, Jobs and Labor Markets: The Devaluation of Women's Work", *American Sociological Review*, vol. 68, n° 3, pp. 443-463.
- CORBY S., STANWORTH C. (2009), "A Price Worth Paying? Women and Work – Choice, Constraint and Satisficing", *Equal Opportunities International*, vol. 28, n° 2, pp. 162-178.
- CORRELL S. J., BENARD S., PAIK I. (2007), "Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty?", *American Journal of Sociology*, vol. 112, n° 5, pp. 1297-1338.
- COUPPIÉ T., DUPRAY A., MOULLET S. (2012), « Ségrégation professionnelle et salaires en début de carrière : regard sur quelques professions », *Formation emploi*, n° 118, pp. 37-59.

- COUPPIÉ T., DUPRAY A., MOULLET S. (2014), “Education-Based Occupational Segregation and the Gender Wage Gap: Evidence from France”, *International Journal of Manpower*, vol. 35, n° 3, pp. 368-391.
- CROZON R., GNEEZY U. (2009), “Gender Differences in Preferences”, *Journal of Economic Literature*, vol. 47, n° 2, pp. 448-474.
- ENGLAND P. (1992), *Comparable Worth: Theory and Evidence*, New York, Aldine de Gruyter.
- FILER R. K. (1983), “Sexual Differences in Earnings: The Role of Individual Personalities and Tastes”, *The Journal of Human Resources*, vol. 18, n° 1, pp. 82-99.
- FORTIN N. M. (2008), “The Gender Wage Gap among Young Adults in the United-States: The Importance of Money Versus People”, *The Journal of Human Resources*, vol. 43, n° 4, pp. 884-918.
- GLAUBER R. (2012), “Women’s Work and Working Conditions: Are Women Compensated for Lost Wages?”, *Work and Occupations*, vol. 39, n° 2, pp. 115-138.
- GOLDSTEIN H. (2003), *Multilevel Statistical Models*, 3<sup>rd</sup> edition, New York, Oxford University Press.
- GRÖNLUND A., MAGNUSSON C. (2013), “Devaluation, Crowding or Skill Specificity? Exploring the Mechanisms Behind the Lower Wages in Female Professions”, *Social Science Research*, vol. 42, n° 4, pp. 1006-1017.
- HECKMAN J. J. (1979), “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.
- HODGES M., BUDIG M. J. (2010), “Who Gets the Daddy Bonus? Markers of Hegemonic Masculinity and the Impact of First-Time Fatherhood on Men’s Earnings”, *Gender and Society*, vol. 24, n° 6, pp. 717-745.
- HOGARTH R. M., KARELAIA N., TRUJILLO C. A. (2012), “When Should I Quit? Gender Differences in Exiting Competitions”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 83, n° 1, pp. 136-150.
- HUFFMAN M., DE RUIJTER J. M. P. (2003), “Gender Composition Effects in the Netherlands: A Multilevel Analysis of Occupational Wage Inequality”, *Social Science Research*, vol. 32, n° 2, pp. 312-334.
- JACOBS J. A. (1990), “The Sex Segregation of Occupations As a Circulating System”, in Breiger R. L. (ed.), *Social Mobility and Social Structure*, Cambridge, Cambridge University Press, pp. 183-207.
- JOY L. (2005), “Occupational Differences Between Recent Male and Female College Graduates”, *Economics of Education Review*, vol. 25, n° 2, pp. 221-231.
- KILLINGSWORTH M. R. (1987), “Heterogeneous Preferences, Compensating Wage Differentials, and Comparable Worth”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, n° 4, pp. 727-742.
- KLEINJANS K. J. (2009), “Do Gender Differences in Preferences for Competition Matter for Occupational Expectations?”, *Journal of Economic Psychology*, vol. 30, n° 5, pp. 701-710.
- LAUFER J. (2014), *L'Égalité professionnelle entre les femmes et les hommes*, Paris, La Découverte.

LEMIÈRE S. (dir.) (2013), *L'Accès à l'emploi des femmes : une question de politiques...*, rapport remis à la ministre des Droits des femmes, décembre.

LEMIÈRE S., SILVERA R. (2010), « Un salaire égal pour un travail de valeur comparable entre les femmes et les hommes. Résultats de comparaisons d'emplois », *Revue de l'Ires*, n° 66, pp. 63-92.

LE MINEZ S. (1999), « Faibles rémunérations et durée du travail en 1996 », *Insee première*, n° 640.

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*, n° 108, pp. 59-72.

LEVITT S. D., LIST J. A. (2007), "What Do Laboratory Experiments Measuring Social Preferences Reveal About the Real World?", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, n° 2, pp. 153-174.

LOUEY S., SCHÜTZ G. (2014), « Les effets de la mixité au prisme du corps et de la sexualité. Les hommes dans les métiers d'accueil », *Travail et Emploi*, n° 140, pp. 5-19.

LUDSTECK J. (2014), "The Impact of Segregation and Sorting on the Gender Wage Gap: Evidence from German Linked Longitudinal Employer-Employee Data", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 67, n° 2, pp. 362-394.

MAAS C. J. M., HOX J. J. (2005), "Sufficient Sample Sizes for Multilevel Modelling", *Methodology*, vol. 1, n° 3, pp. 86-92.

MAGNUSSON C. (2013), "More Women, Lower Pay? Occupational Sex Composition, Wages and Wage Growth", *Acta Sociologica*, vol. 56, n° 3, pp. 227-245.

MARUANI M., MÉRON M. (2012), *Un siècle de travail des femmes en France, 1901-2011*, Paris, La Découverte.

MAUME D. J. (1999), "Glass Ceilings and Glass Escalators: Occupational Segregation and Race and Sex Differences in Managerial Promotions", *Work and Occupations*, vol. 26, n° 4, pp. 483-509.

MELKAS H., ANKER R. (1997), « Ségrégation professionnelle hommes-femmes dans les pays nordiques : une étude empirique », *Revue internationale du travail*, vol. 136, n° 3, pp. 371-395.

MENG X., MEURS D. (2001), « Différences de structure des emplois et écart salarial entre hommes et femmes en France », *Économie et Prévision*, n° 148, pp. 113-126.

MEURIC L., WARNAN R. (2011), « Les professions entre 1999 et 2007. Plus de femmes dans des métiers plus qualifiés », *Insee première*, n° 1376.

MEURS D., PONTHEUX S. (2000), « Une mesure de la discrimination 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 des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? », *Économie et Statistique*, n° 398-399, pp. 99-129.

MEURS D., PAILHÉ A., PONTHEUX S. (2010), « Enfants, interruptions d'activité des femmes et écart de salaire entre les sexes », *Revue de l'OFCE*, n° 114, pp. 113-133.

- MEURS D. (2014), *Hommes-femmes. Une impossible égalité professionnelle ?*, Paris, Éditions Rue d'Ulm.
- MINCER J. OFEK H. (1982), "Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital", *The Journal of Human Resources*, vol. 17, n° 1, pp. 3-24.
- MULLER L. (2012), « Les écarts de salaire entre les hommes et les femmes en 2009 : le salaire horaire des femmes est inférieur de 14 % à celui des hommes », *Dares Analyses*, n° 016.
- MINNI C. (2012), « Les disparités sur le marché du travail entre les femmes et les hommes : une analyse sur longue période », *Dares Analyses*, n° 015.
- MORIN T. (2014), « Écarts de revenus au sein des couples. Trois femmes sur quatre gagnent moins que leur conjoint », *Insee première*, n° 1492.
- PAILHÉ A., SOLAZ A. (2006), « Vie professionnelle et naissance : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes », *Populations et Sociétés*, n° 426.
- PAILHÉ A., SOLAZ A. (2009), « Les ajustements professionnels des couples autour des naissances : une affaire de femmes ? », in Pailhé A., Solaz A. (dir.), *Entre famille et travail. Des arrangements de couple aux pratiques des employeurs*, Paris, La Découverte, pp. 167-186.
- PAILHÉ A., SOLAZ A. (2012), "The Influence of Employment Uncertainty on Childbearing in France: A Tempo or Quantum Effect?", *Demographic Research*, vol. 26, pp. 1-40.
- PIOTET F. (2007), *Emploi et travail. Le grand écart*, Paris, Armand Colin.
- POLACHEK S. W. (1981), "Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 63, n° 1, pp. 60-69.
- POUGET J. (2005), « Secteur public, secteur privé : quelques éléments de comparaisons salariales », in *Les Salaires en France*, édition 2005, Paris, Insee, pp. 29-40.
- RECOTILLET I., ROUAUD P., RYK F. (2011), « Regards sur les dix premières années de vie active d'une génération. Premiers résultats de l'enquête 2008 auprès de la génération 98 », *Note emploi formation*, n° 45, Marseille, Céreq.
- ROBERT-BOBÉE I. (2006), « Ne pas avoir eu d'enfant : plus fréquent pour les femmes les plus diplômées et les hommes les moins diplômés », in *France, portrait social*, édition 2006, Paris, Insee, pp. 181-196.
- STEINBERG R. J. (1990), "Social Construction of Skill. Gender, Power and Comparable Worth", *Work and Occupations*, vol. 17, n° 4, pp. 449-482.
- TREMBLAY D.-G., LAZZARI DODELER N. (2015), *Les Pères et la prise du congé parental ou de paternité : une nouvelle réalité*, Québec, Presses de l'Université du Québec.

## ANNEXES

TABLEAU A1 – Caractéristiques individuelles et d'emploi des femmes selon qu'elles sont mères ou non

	En 2001*		En 2008**	
	Mères	Sans enfant	Mères	Sans enfant
En couple	87,2	40,4	91,5	42,9
Ancienneté ( <i>mois</i> )	21,2	19,7	68,6	61,7
Expérience nette ( <i>mois</i> )	6,3	8,8	37,6	41,0
<b>Taille de l'entreprise</b>				
Moins de 10 salariés	19,8	22,5	21,4	21,1
De 10 à 49 salariés	24,7	24,3	28,9	25,1
De 50 à 499 salariés	28,8	24,3	22,8	24,4
500 salariés et plus	26,8	28,8	26,9	29,4
<b>Localisation de l'emploi</b>				
Paris	6,0	8,9	4,1	7,9
Île-de-France	16,0	13,3	9,3	11,5
Province	78,0	77,8	86,6	80,6
<b>Contrat de travail</b>				
Contrat à durée indéterminée	67,9	66,6	85,2	82,1
Contrat à durée déterminée	16,4	17,2	7,5	9,9
Contrat aidé	4,6	7,5	1,1	3,2
Intérim	7,8	7,4	2,2	2,1
<b>Responsabilité d'encadrement</b>				
Aucune	81,9	82,9	80,1	77,3
De 1 à 5 subordonnés	16,2	15,1	13,9	14,9
Plus de 5 subordonnés	1,9	2,0	6,1	7,8
<b>Temps de travail</b>				
Temps plein	67,9	81,7	67,2	85,2
De 60 à 80 %	16,4	8,2	24,8	9,1
50 % et moins de 50 %	15,6	10,1	8,1	5,7
<b>Études</b>				
À atteint le niveau d'études souhaité	47,3	48,3	48,0	44,6
<b>Spécialité de formation</b>				
En sciences dures	3,8	4,9	4,6	10,7
En sciences humaines et sociales, et langues	16,6	15,2	17,3	17,8
Techniques et professionnelles de la production	8,7	10,1	9,6	11,4
Mécanique, électricité, électronique	1,3	1,3	1,1	1,2
Techniques et professionnelles des services	12,4	15,6	13,7	13,6
Techniques et professionnelles des échanges et gestion	22,6	30,2	27,5	26,7
Techniques et professionnelles des services à la personne	34,5	22,7	26,2	18,7

TABLEAU A1 – Suite

	En 2001*		En 2008**	
	Mères	Sans enfant	Mères	Sans enfant
Durée d'éducation (ans) <sup>1</sup>	12,9	13,0	13,1	12,7
Travaille dans une profession féminisée	50,7	46,3	53,2	39,8
Effectif	2 112	12 272	1 731	962

\* Champ : jeunes en emploi dans le secteur privé en 2001.

\*\* Champ : jeunes en emploi dans le secteur privé en 2008.

<sup>1</sup> La durée des études est définie comme le nombre d'années nécessaires pour atteindre le plus haut diplôme obtenu à partir de l'âge de 6 ans.

Source : enquête Génération 98, interrogation 2011, interrogation 2008.

TABLEAU A2 – Caractéristiques individuelles et d'emploi des hommes selon qu'ils sont pères ou non

	En 2001*		En 2008**	
	Pères	Sans enfant	Pères	Sans enfant
	<i>En %</i>			
En couple	86,8	20,4	94,9	40,7
Ancienneté (mois)	22,1	18,9	71,2	65,5
Expérience nette (mois)	8,8	8,6	43,2	43,2
<b>Taille de l'entreprise</b>				
Moins de 10 salariés	27,2	23,6	21,7	20,3
De 10 à 49 salariés	21,6	21,1	21,8	24,7
De 50 à 499 salariés	21,6	24,6	24,5	26,2
500 salariés et plus	29,5	30,7	32,0	28,7
<b>Localisation de l'emploi</b>				
Paris	6,2	6,6	4,0	5,5
Île-de-France	17,7	14,6	12,7	13,1
Province	76,0	78,8	83,3	81,4
<b>Contrat de travail</b>				
Contrat à durée indéterminée	79,2	68,7	89,6	83,7
Contrat à durée déterminée	7,3	11,4	2,4	4,9
Contrat aidé	2,3	5,3	0,8	1,6
Intérim	6,5	12,3	2,0	4,7
<b>Responsabilité d'encadrement</b>				
Aucune	68,5	77,6	59,2	68,8
De 1 à 5 subordonnés	26,4	19,7	24,8	22,1
Plus de 5 subordonnés	5,2	2,7	16,0	9,1
<b>Temps de travail</b>				
Temps plein	96,0	95,1	97,8	96,9
De 60 à 80 %	1,6	2,2	1,8	1,3
50 % et moins de 50 %	2,4	2,7	0,4	1,8
<b>Études</b>				
A atteint le niveau d'études souhaité	54,4	47,6	56,2	43,3

Le salaire moindre des femmes : une question d'individu ou de profession ?

TABLEAU A2 – *Suite*

	En 2001*		En 2008**	
	Pères	Sans enfant	Pères	Sans enfant
<b>Spécialité de formation</b>				
En sciences dures	10,8	6,3	5,4	9,8
En sciences humaines et sociales, et langues	8,7	6,0	5,6	5,6
Techniques et professionnelles de la production	28,8	31,6	31,9	32,5
Mécanique, électricité, électronique	23,9	29,8	29,5	27,7
Techniques et professionnelles des services	5,8	5,8	4,3	5,6
Techniques et professionnelles des échanges et gestion	11,4	14,2	15,8	11,0
Techniques et professionnelles des services à la personne	10,6	6,4	7,5	7,7
Durée d'éducation (ans) <sup>1</sup>	13,0	12,4	12,8	12,1
Travaille dans une profession féminisée	7,3	7,8	6,0	7,1
<i>Effectif</i>	<i>1 383</i>	<i>17 626</i>	<i>1 710</i>	<i>1 900</i>

\* Champ : jeunes en emploi dans le secteur privé en 2001.

\*\* Champ : jeunes en emploi dans le secteur privé en 2008.

<sup>1</sup> La durée des études est définie comme le nombre d'années nécessaires pour atteindre le plus haut diplôme obtenu à partir de l'âge de 6 ans.

Source : enquête *Génération 98*, interrogation 2001, interrogation 2008.