

Égalité professionnelle entre les femmes et les hommes en France : une lente convergence freinée par les maternités

Gender Equality on the Labour Market in France: A Slow Convergence Hampered by Motherhood

Dominique Meurs* et Pierre Pora**

Résumé – En France depuis les années 1970, la hausse de la population active a été en grande partie tirée par la croissance de la participation des femmes au marché du travail et le fait qu’elles interrompent moins souvent leur carrière après la maternité. Leur niveau d’éducation s’est aussi considérablement élevé, et elles sont en moyenne, depuis les années 1990, plus diplômées que les hommes. Mais ces évolutions ne se traduisent pas par le rapprochement des rémunérations des femmes et des hommes que l’on aurait pu attendre : l’écart moyen des salaires horaires dans le secteur privé reste autour de 20 % depuis le milieu des années 1990. Dans cet écart moyen la part expliquée par les différences de capital humain (diplôme, expérience) s’est annulée et même inversée entre 1968 et 2015. La persistance de l’écart salarial apparaît aujourd’hui principalement liée aux conséquences des maternités. L’arrivée d’un enfant entraîne pour les mères des pertes de rémunération annuelle largement liées à des ajustements sur leur temps de travail. Cette pénalisation est plus forte pour les mères dont le salaire se trouve dans le bas de la distribution des salaires.

Abstract – In France since the 1970s, the growth in labour force has been driven largely by the increase of women's participation in the labour market and the fact that they interrupt their careers less often after motherhood. Their level of education has also risen considerably, and they have, on average, been more highly educated than men since the 1990s. But these developments did not result in reducing the gender pay gap to what might have been expected: the average hourly wage gap in the private sector has remained around 20% since the mid-1990s. In this average gap, the share explained by differences in human capital (education, experience) was cancelled out and even reversed between 1968 and 2015. The persistence of the wage gap now appears to be mainly linked to the consequences of motherhood. A child's arrival causes mothers a loss of annual income largely due to adjustments in their working time. This penalty is higher for mothers whose wages are at the bottom of the wage distribution.

Codes JEL/JEL Classification : J13, J16, J31

Mots-clés : inégalité entre femmes et hommes, écart de salaire, pénalisation de la maternité, impact d’événements

Keywords: *gender inequalities, gender wage gap, motherhood penalty, event study*

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

* *EconomiX, Ined et Chaire Travail PSE (dominique.meurs@ined.fr)*

** *Insee et CREST (pierre.pora@insee.fr)*

L'égalité entre les femmes et les hommes a été promue grande cause du quinquennat, mais l'attention portée à cette question n'est pas nouvelle, comme en témoignent les multiples travaux, rapports officiels et dispositions légales adoptées depuis les années soixante-dix. Sur le sujet plus restreint de l'égalité des rémunérations sur le marché du travail, un paradoxe ressort : malgré des lois de plus en plus précises sur les pratiques d'égalité professionnelle que doivent observer les employeurs, malgré des changements profonds du nombre et de la qualification des femmes présentes sur le marché du travail, les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes ne régressent qu'à un rythme très lent. Comment expliquer ce phénomène ? Les analyses économiques standard qui reposent sur une explication par les différences de dotation en capital humain, c'est-à-dire les diplômes et l'expérience, ne permettent plus de rendre compte des écarts salariaux constatés. Aujourd'hui les conséquences sur les carrières de la parentalité apparaissent le principal frein à l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes.

Dans cet article, nous rappelons dans un premier temps le contexte légal sur l'égalité salariale entre les femmes et les hommes ainsi que les modifications en longue période des comportements de participation au marché du travail en France. Ensuite, nous présentons différentes mesures des écarts bruts de rémunération et leurs évolutions depuis 1967. Nous passons ensuite à l'analyse statistique des écarts moyens en longue période. Nous verrons que les outils statistiques traditionnels expliquant l'écart par les différences de caractéristiques productives observées sont de moins en moins efficaces pour rendre compte de l'écart. Parmi les multiples pistes d'analyse de l'inégalité salariale entre les femmes et les hommes, le rôle des maternités sur les carrières émerge aujourd'hui comme le principal frein à la convergence des rémunérations entre les femmes et les hommes. Dans la dernière partie, nous estimons les conséquences d'une maternité (et paternité) sur la participation, les heures travaillées et le salaire horaire dans les dix années qui suivent cette naissance pour l'ensemble de la population, puis selon le rang dans la distribution des salaires. Nous montrons que ce choc de maternité entraîne des ajustements en termes de participation, d'heures travaillées et de salaires horaires au détriment des mères, avec des effets beaucoup plus prononcés pour les moins qualifiées.

Un arsenal législatif renforcé depuis les années soixante-dix

Le souci de l'égalité salariale entre les femmes et les hommes n'est pas nouveau, comme en attestent les nombreux rapports officiels (Majnoni d'Intignano *et al.*, 1999 ; Grésy, 2009) sur le sujet et les lois et décrets adoptés depuis cinquante ans pour contraindre les employeurs à éliminer la discrimination salariale et, plus largement, pour favoriser l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes. La loi du 22 décembre 1972 a inscrit le principe de l'égalité de rémunération entre les femmes et les hommes dans le Code du travail. À partir des années quatre-vingt, une succession de lois va mettre en place des négociations sur ce thème dans les entreprises et les branches. La loi Roudy du 13 juillet 1983 sur l'égalité professionnelle introduit l'obligation d'établir un rapport de situation comparée afin d'avoir un constat chiffré pour débattre avec les organisations syndicales lors des négociations sur l'égalité professionnelle ; ces débats sont rendus obligatoires, annuels au niveau de l'entreprise, tri-annuels au niveau de la branche, à partir de la loi Génisson du 9 mai 2001, les obligations étant renforcées depuis la loi du 23 mars 2006 et le décret du 18 décembre 2012. La loi Valaud-Belkacem (4 août 2014) sur l'égalité réelle entre les hommes et les femmes dépasse le cadre l'entreprise en visant à combattre les inégalités entre les hommes et les femmes non seulement dans la sphère professionnelle, mais aussi privée et publique, avec une attention portée à la conciliation entre vie familiale et professionnelle.

La sous-représentation des femmes dans les instances dirigeantes apparaissant de plus en plus criante, une autre approche pour favoriser l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes a été la loi Coppé-Zimmerman (27 janvier 2011) qui impose une proportion minimum de femmes (40 % au 1^{er} janvier 2017) dans les conseils d'administration des entreprises cotées, et, depuis 2012, dans les entreprises publiques ; l'obligation est étendue à la fonction publique depuis le 1^{er} janvier 2013 pour les nominations à des emplois de l'encadrement supérieur (soit environ 6 000 postes).

Enfin le décret d'application de l'« Index de l'égalité salariale entre les femmes et les hommes » du 8 janvier 2019¹ introduit une

1. Inscrit dans la loi n° 2018-771 du 5 septembre 2018 pour la liberté de choisir son avenir professionnel.

rupture par rapport aux approches antérieures qui avaient en commun de prescrire des règles aux employeurs. Ici, il est demandé aux entreprises de calculer et publier un indicateur unique et standardisé, doublé d'une obligation d'atteindre un score minimum de 75 sur 100 points en trois ans, avec une menace de sanction financière en cas d'échec (1 % de la masse des rémunérations si l'entreprise n'atteint pas 75 points)². Le score est construit à partir de plusieurs critères pondérés (écart des rémunérations, augmentations et promotions par poste et classe d'âge, application de l'obligation légale d'une augmentation au retour des congés maternité égale à celle accordée aux autres salariés, nombre de femmes parmi les dix salariés les mieux payés). Comme tout indice composite, le mode de calcul est sujet à débats et peut être amélioré. Actuellement, pour la partie qui concerne les rémunérations, ne sont comparés que les salaires horaires hors primes et indemnités, ce qui efface le temps partiel et les primes, deux facteurs constitutifs des inégalités salariales entre les femmes et les hommes (Coron *et al.*, 2019). Mais soulignons l'innovation par rapport aux textes antérieurs : il ne s'agit pas de montrer que les règles légales sont formellement appliquées, mais que le fonctionnement de l'entreprise conduit à une égalité « effective » – c'est-à-dire telle que mesurée par l'indice – des rémunérations entre les femmes et les hommes.

Les comportements vis-à-vis du marché du travail ont convergé depuis les années soixante

L'ensemble de ces dispositifs s'applique à des populations salariées dont la composition a profondément changé depuis les années soixante-dix, avec une convergence des comportements sur le marché du travail entre les femmes et les hommes. Nous présentons ici quelques grands indicateurs représentatifs de ces évolutions longues³.

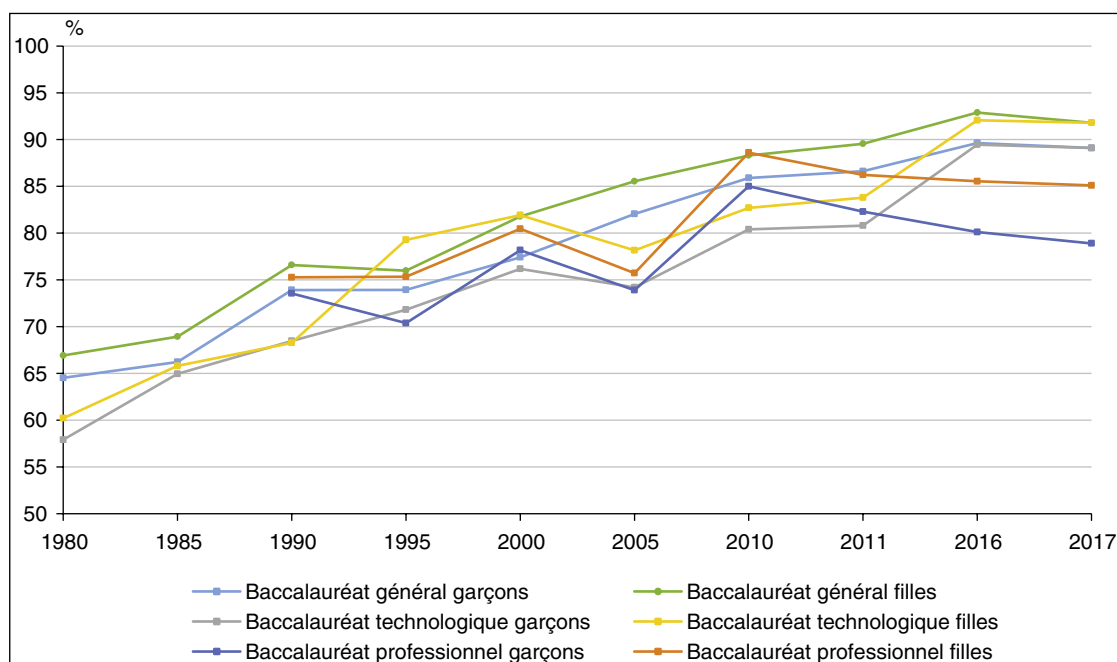
Le premier, très simple, montre que la France, comme la plupart des pays de l'OCDE, a connu une formidable montée du niveau général d'éducation depuis les années soixante, et que celle-ci a proportionnellement plus bénéficié aux filles qu'aux garçons. Un des indicateurs de cette évolution est la proportion de bacheliers dans chaque génération. Celle-ci est passée de 20 % en 1970 à 79 % en 2017⁴, avec des taux de réussite des filles régulièrement supérieurs, quel que soit le type de baccalauréat (figure I).

2. Cet index a d'abord été mis en œuvre dans les entreprises de plus de 1 000 salariés, et depuis le 1^{er} septembre 2019 s'applique à toutes les entreprises de plus de 250 salariés.

3. Pour des présentations plus détaillées de ces évolutions, voir Ministère du travail, 2018.

4. Voir les séries chronologiques de la DEPP, ministère de l'Éducation Nationale.

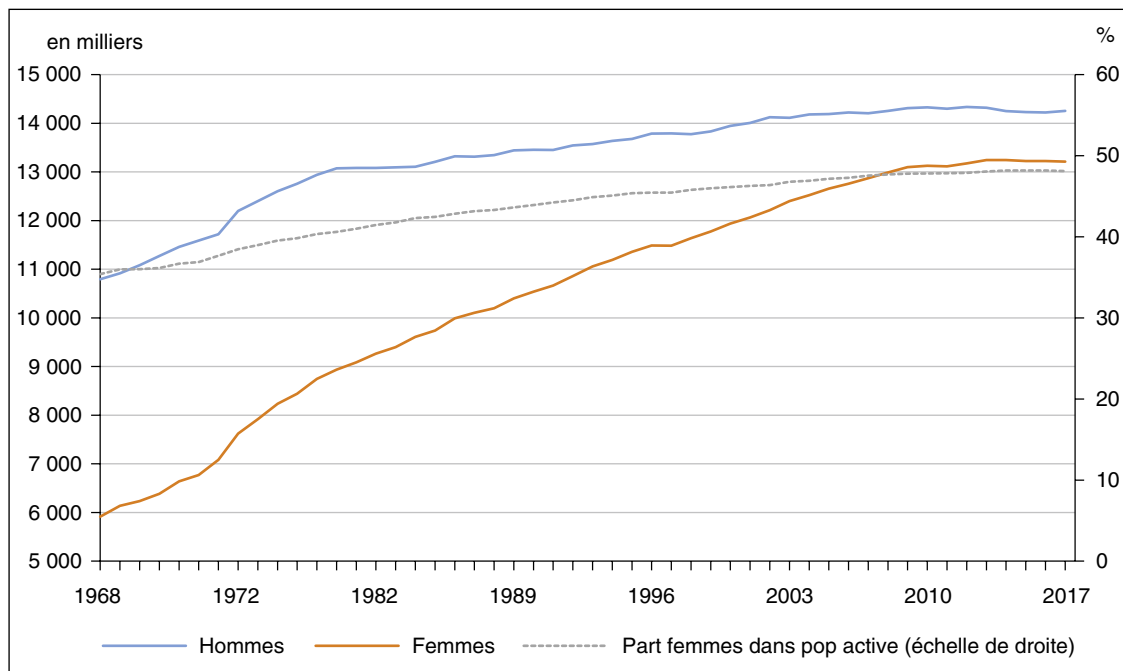
Figure I
Taux de réussite au baccalauréat parmi les candidats, par sexe et type de baccalauréat



Champ : France métropolitaine + DOM y compris Mayotte à partir de 2011.

Sources : MEN-MESRI-DEPP/Système d'information Océan et enquête N° 60 sur les résultats définitifs du baccalauréat MAA/Système d'information du ministère en charge de l'agriculture.

Figure II
Participation au marché du travail entre 20 et 59 ans



Champ : 20-59 ans, France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Emploi*.

Notons que dès 1971, le taux de bacheliers avait rattrapé celui de bachelières, marquant, comme le remarquaient Baudelot & Establet (1992) l'égalité d'accès à l'enseignement supérieur – même si, comme ils le notaient aussi, la mixité était incomplète du fait des différences d'orientation. Celles-ci se sont réduites, mais n'ont pas disparu.

Le deuxième trait marquant de la période 1968-2017 est l'augmentation continue du nombre absolu d'actifs entre 20 et 59 ans (figure II), surtout jusqu'aux années 2000. L'accroissement massif de la population active (on passe d'un total de 16.7 millions d'actifs à 27.5 millions) est nettement tiré par les femmes : dans la tranche d'âge retenue, le nombre des hommes actifs a été multiplié par 1.3 entre 1968 et 2017, celui des femmes par 2.2. Par conséquent, la part des femmes dans la population active est montée régulièrement, passant de 35 % avant 1970 à une quasi parité (48 %) en fin de période (voir également Marchand & Minni, ce numéro). Au fil des générations, les femmes sont également devenues plus présentes sur le marché du travail au cours de leur vie, et leur espérance d'activité entre les âges de 25 et 54 ans n'a cessé d'augmenter (Minni, 2012).

Les femmes participent de plus en plus, et plus continument, au marché du travail et leur risque

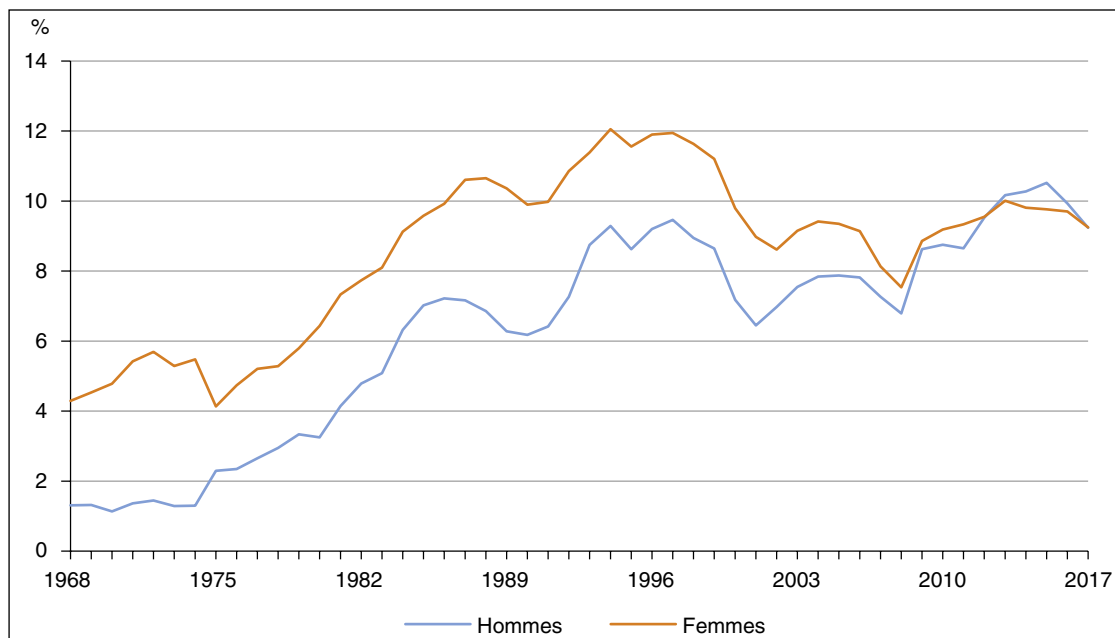
de chômage est devenu équivalent à celui des hommes. Dans les années 1960, le chômage est quasiment nul pour les hommes de 20 à 59 ans, la France est au plein emploi dans cette tranche d'âge. En revanche dans cette même période, le taux de chômage des femmes est autour de 5 % (figure III). Il augmente ensuite parallèlement pour les hommes et les femmes à partir des années soixante-dix et atteint plus de 12 % pour les femmes à la fin des années 1990, près de 9 % pour les hommes. Dans les années 2000, le parallélisme de l'évolution des deux courbes disparaît. Le taux de chômage des hommes croît plus que celui des femmes, et finalement les deux taux sont du même ordre de grandeur, un peu en dessous de 10 %, à partir de la crise de 2008.

Le mouvement décrit plus haut d'un taux d'activité croissant des femmes se reflète dans la proportion de femmes parmi les salariés, avec une quasi parité (49 %) atteinte en 2015 ; dans le secteur privé, la part de femmes est passée de moins d'un tiers avant 1970 à près de 45 % en fin de période (figure IV). Dans les années 1990, cette progression de la proportion de femmes parmi les salariés est très liée à l'extension du recours au temps partiel : la part des femmes parmi les salariés à temps complet monte à un rythme plus lent que parmi l'ensemble des salariés, particulièrement dans le secteur privé

(Afsa & Buffeteau, 2006). La diffusion du temps partiel est liée à la politique d'exonérations de charges salariales pour ces emplois à partir de 1992, puis au cumul possible des allègements

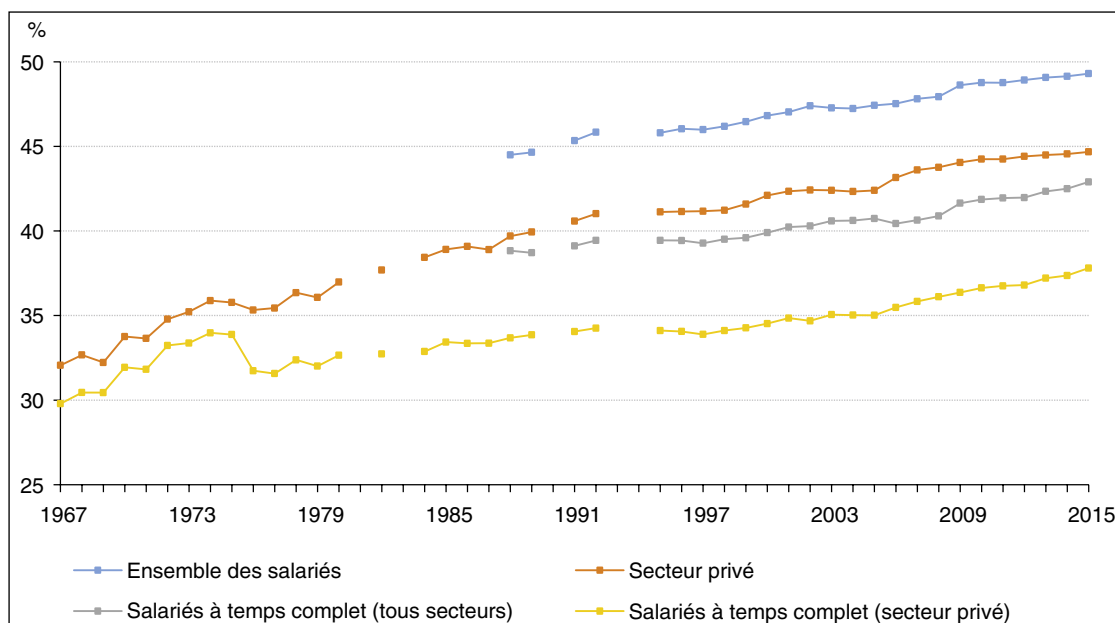
de charge pour les emplois payés au voisinage du Smic jusqu'en décembre 1997. Les exonérations sur les emplois à temps réduits ont été supprimées en 2003 (amendement Fillon), mais elles ont sans

Figure III
Taux de chômage entre 20 et 59 ans



Champ : 20-59 ans, France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Emploi*.

Figure IV
Proportion de femmes parmi les salariés entre 20 et 59 ans



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles.
Source : Insee, panel DADS.

doute joué un effet de cliquet et la proportion de femmes à temps partiel parmi les salariés du privé est restée depuis stable et proche de 30 %. Si on considère les salariés du secteur privé à temps complet, la progression de la part des femmes est moins marquée : en fin de période elles ne représentent que 36 % du total des salariés.

Depuis 1967, une lente progression vers l'égalité salariale

La convergence des comportements de participation au marché du travail n'a pas entraîné le mouvement net de rapprochement des rémunérations entre les femmes et les hommes auquel on aurait pu s'attendre. Mais, avant de retracer les évolutions depuis 1967, il est nécessaire de clarifier les concepts et sources utilisés. Comparer les rémunérations des femmes et des hommes paraît *a priori* simple, cette variable étant disponible dans de nombreuses bases de données. Mais, en pratique, il est impossible de donner un chiffre unique de l'écart brut des rémunérations entre les femmes et les hommes. Cela vient de plusieurs éléments : quel champ retient-on ? Quelle source utilise-t-on ? Tient-on compte des différences de temps travaillés ou non ? Ces questions sont liées avec le sujet même : les femmes et les hommes ne travaillent pas également dans tous les secteurs, avec les mêmes horaires, les mêmes durées dans l'année. Selon l'angle adopté, les variations des écarts bruts sont considérables : par exemple, selon que l'on considère le salaire horaire de l'ensemble des salariés en 2015 ou le revenu salarial perçu durant l'année, le ratio brut des rémunérations des femmes par rapport à celles des hommes est de 85 % et de 77 %⁵, soit près de dix points d'écart.

Les principales sources sur les évolutions des rémunérations individuelles en longue période sont de deux natures : soit déclaratives par les salariés eux-mêmes (ou la personne interrogée dans le ménage) dans l'enquête *Emploi* ; soit issues de données administratives provenant des employeurs, les informations étant mises en forme dans les DADS et ses différentes déclinaisons (encadré 1)⁶. L'enquête *Emploi* a été largement utilisée dans les travaux statistiques sur les inégalités entre les femmes et les hommes car elle a l'avantage de couvrir l'ensemble de la population, inactifs compris, mais l'inconvénient de l'imprécision des revenus et des durées de travail. En outre, les rémunérations n'y sont disponibles en niveau qu'à partir de 1990 (elles étaient auparavant recueillies par tranches). La famille des « DADS », longtemps difficile d'accès pour

les chercheurs, a l'avantage d'être précise tant sur la composition de la rémunération que sur les durées travaillées et de fournir des informations depuis 1967, ce qui en fait la source avec l'historique le plus long sur les rémunérations ; elle a l'inconvénient de ne couvrir que le secteur privé sur longue période, c'est-à-dire depuis 1967, l'ajout du secteur public datant de 1988, celui des salariés des particuliers-employeurs de 2009. L'impossibilité de remonter en deçà de 2009 pour les rémunérations horaires dans la fonction publique d'État et de 1995 pour l'ensemble des salariés est une sévère limitation dans l'étude des différences de rémunérations entre les femmes et les hommes compte tenu de la proportion beaucoup plus élevée de femmes dans le public que dans le privé (respectivement 62 % et 46 % en 2017, cf. DGAFP, 2017⁷).

Nous présentons une série d'indicateurs de l'évolution du ratio brut des rémunérations annuelles des femmes par rapport aux hommes, tous issus des DADS, en faisant varier les champs observés en fonction de la disponibilité des données. Nous commençons par le revenu salarial de l'ensemble des salariés (temps complet et temps partiel) du secteur privé sur la période 1967-2015 et pour les salariés tous secteurs à partir de 1988⁸ (figure V). Avant 1970, dans le secteur privé, le revenu salarial moyen des femmes est inférieur à 60 % du revenu salarial moyen des hommes. Ce ratio s'élève tout au long de la période étudiée, pour atteindre 73 % en 2015. Lorsque les rémunérations de tous les secteurs sont prises en compte, c'est-à-dire en incluant les revenus salariaux versés dans le secteur public, les inégalités entre femmes et hommes sont légèrement moins prononcées : le rapport du revenu salarial moyen des femmes au revenu salarial moyen des hommes est de 77 % en 2015.

5. Source : DADS, 2015

6. Il existe d'autres enquêtes qui fournissent des informations sur les rémunérations, mais elles sont plus récentes (ECMOSS (enquête annuelle sur les coûts de la main d'œuvre et structure des salaires) de la DARES, auprès de 18 000 établissements depuis 2005 avec sur un échantillon de salariés par établissement) ou ponctuelles (l'enquête Familles et Employeurs Insee-Ined 2004-2005) ou fournissent des informations agrégées (ACEMO, Ministère du travail, DARES). D'autres sources prometteuses sont maintenant disponibles comme les ERFs (enquête Revenus Fiscaux et Sociaux) mais ne remontent pas au-delà de 2005 (ou 1996 pour les ERF). Enfin les panels européens (d'abord ECHP puis EU-SILC) sont construits à partir de 1994, mais posent des problèmes de calcul des salaires horaires (les revenus déclarés sont décalés d'une année par rapport aux heures travaillées reportées).

7. Voir des analyses de la différence des écarts de salaires entre les femmes et les hommes dans le privé et le public dans Arulampalam et al. (2007), Lucifora & Meurs (2006), et Gobillon et al. (2018).

8. On ne retient ici et dans la suite de l'article que les salariés ayant travaillé plus de 45 jours, pour limiter les problèmes liés à la mesure des très faibles volumes de travail dans les DADS d'une part, pour travailler sur un champ d'individus étant présents de façon relativement régulière dans l'emploi salarié d'autre part.

ENCADRÉ 1 – Données, champ de l'étude et définitions

Le panel DADS-EDP

Le panel DADS-EDP résulte de l'appariement du panel DADS « tous salariés » avec l'Échantillon Démographique Permanent (EDP). Le panel tous salariés rassemble l'information issue de deux sources administratives : les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS, issues des déclarations annuelles obligatoires des employeurs sur les salariés de leurs établissements) et les fichiers de paie de l'État.

Le panel tous salariés fournit des informations sur quelques caractéristiques des salariés (sexe, année de naissance), leurs emplois (type de contrat, date d'embauche, rémunérations, nombre de jours travaillés, heures rémunérées) et les établissements dans lesquels ils sont employés (secteur d'activité, taille de l'établissement, localisation).

L'EDP est un panel sociodémographique créé en 1967 qui est constitué à partir des bulletins d'état civil (naissance, mariage, décès) et des recensements pour les individus nés du 1^{er} au 4 octobre. L'échantillon a été quadruplé dans les années 2000 avec l'ajout des personnes nées du 2 au 5 janvier et les quatre premiers jours d'avril et juillet. L'appariement du panel tous salariés et de l'EDP (ou panel DADS-EDP) par le Numéro d'Inscription au Répertoire (NIR) permet de connaître les diplômes que les salariés ont déclarés dans les recensements, ainsi que l'année de naissance de leurs enfants. Toutefois, les informations étant manquantes avant 2002 pour les individus nés en janvier, avril et juillet et incomplètes sur les enfants des individus nés le 2 et le 3 octobre (Couet, 2006) nous avons retenu dans l'appariement les individus nés le 1^{er} ou 4 octobre, puis reconstitué les informations pour les salariés nés le 2 et 3 octobre. Pour reconstituer l'information sur les naissances des enfants des individus nés les 2 et 3 octobre, nous nous appuyons sur les données des recensements de 1990 et 1999, présentes dans l'EDP. Plus précisément, on complète les années 1982 à 1997, manquantes dans les bulletins de naissance, à partir des naissances renseignées dans les recensements.

Champ

Le champ couvert par les DADS, et donc par le panel tous salariés, n'est pas constant au cours du temps. Ainsi, les données utilisées couvrent les salariés du secteur privé dès 1967 ; en revanche, les salariés du secteur public ne sont présents qu'à partir de 1988. Au sein du secteur privé, les salariés de particuliers-employeurs ne sont inclus qu'à partir de 2009. L'information sur le nombre d'heures rémunérées n'est disponible qu'à partir de 1995 pour le secteur privé, la fonction publique hospitalière et la fonction publique territoriale, et seulement à partir de 2009 pour la fonction publique d'État.

À la différence des DADS, le panel DADS-EDP couvre les salariés de tous les secteurs (c'est-à-dire y compris la fonction publique) depuis 1988, ce qui nous permet de décrire les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes « tous secteurs » à partir de cette année.

Pour obtenir des séries longues les plus cohérentes possibles au cours du temps, nous considérons différents champs selon les données disponibles : d'une part les rémunérations versées par le secteur privé, pour lesquelles il est possible de remonter jusqu'en 1967 ; nous construisons d'autre part des séries portant sur les rémunérations versées par tous les secteurs (public et privé), pour lesquelles la période couverte débute en 1988.

Mesures des salaires

Pour chacun des champs, nous construisons trois séries de salaire :

- une série de revenu salarial, qui correspond à la somme de toutes les rémunérations versées aux salariés, dès 1967 pour le secteur privé et à partir de 1988 pour la série « tous secteurs » ;
- une série de salaire journalier des salariés à temps complet, qui rapporte, pour les seuls salariés à temps complet, le revenu salarial annuel au nombre de jours travaillés dans l'année, et qui couvre les mêmes périodes ;
- une série de salaire horaire, qui rapporte pour l'ensemble des salariés (à temps complet ou à temps partiel) le revenu salarial annuel au nombre d'heures rémunérées dans l'année ; elle ne peut être construite qu'à partir de 1995 pour le secteur privé, et 2009 pour la série « tous secteurs ».

Nous étudions les rémunérations au sens du salaire net. Ce salaire net comprend l'ensemble des salaires versés par tous les employeurs à un individu au cours d'une année donnée, net des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS. Cette mesure reflète donc les rémunérations telles que perçues par les salariés, par opposition aux mesures relatives au coût du travail qui reflètent davantage le point de vue des employeurs.

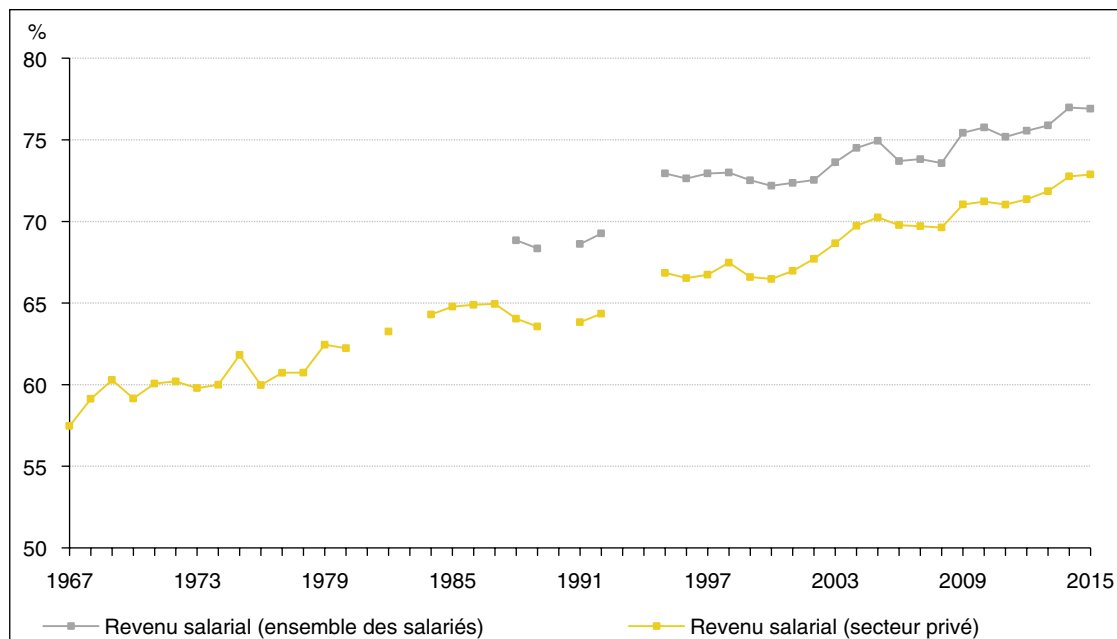
Nous nous appuyons sur les heures rémunérées renseignées dans les données du panel tous salariés. Ces heures rémunérées correspondent aux heures pour lesquelles le salarié est rémunéré par l'employeur, y compris heures supplémentaires et complémentaires. Pour les salariés au forfait-jour, l'employeur ne déclare pas d'heures rémunérées, et celles-ci sont imputées sur la base du nombre de jours rémunérés (durée de paie) en s'assurant de la cohérence du salaire horaire impliqué par cette imputation des heures.

L'indemnisation du congé maternité est exclue par définition du revenu salarial. En principe, les heures rémunérées sont égales à 0 au cours du congé maternité, mais pas les jours (durée de paie). Une exception importante concerne les salariés au forfait-jour, pour lesquels l'employeur ne déclare pas d'heures lorsqu'il remplit la déclaration. Pour ces salariés, les heures sont ensuite imputées sur la base de la durée de paie et du salaire horaire. De ce fait, les heures rémunérées l'année du congé maternité sont probablement surestimées pour ces salariés (et le salaire horaire sous-estimé).

Pour illustrer l'impact des différences de durée du travail sur ces ratios, nous examinons les évolutions de plusieurs mesures de l'écart des salaires

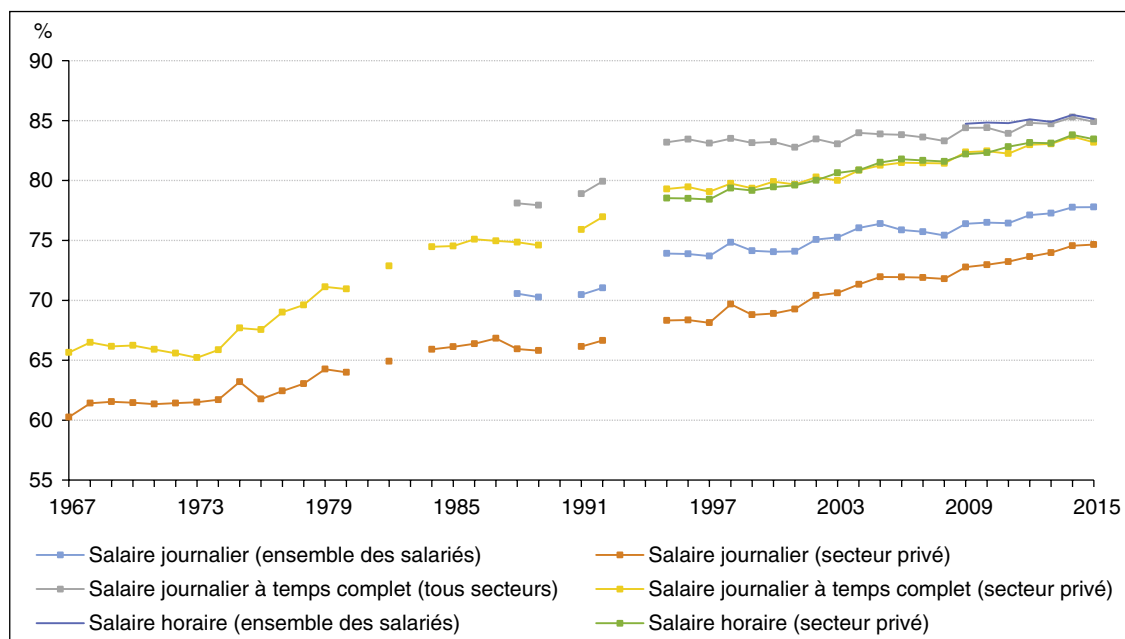
entre les femmes et les hommes (figure VI) : tout d'abord, en considérant le ratio des salaires journaliers (rapport entre le revenu salarial et le

Figure V
Ratio des revenus salariaux femmes/hommes, entre 20 et 59 ans



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles et salariés des particuliers employeurs.
Source : Insee, panel DADS.

Figure VI
Ratio des salaires journaliers femmes/hommes, entre 20-59 ans



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles et salariés des particuliers employeurs.
Source : Insee, panel DADS.

nombre de journées travaillées) pour l'ensemble des salariés, puis sur le champ restreint des salariés à temps complet – et à nouveau depuis 1967 pour le secteur privé et tous secteurs depuis 1988 ; ensuite, on considère le ratio des salaires horaires sur le champ de l'ensemble des salariés (à partir de 1995 pour le secteur privé, et de 2009 pour tous les secteurs).

Les ratios mesurés à partir des salaires journaliers des salariés à temps complet et à partir des salaires horaires de l'ensemble des salariés apparaissent très proches sur la période 1995-2015 ; le salaire journalier à temps complet semble donc être une bonne base pour mesurer les écarts de salaire à temps de travail similaire sur longue période. En 1967, ce ratio se situait autour de 65 % dans le secteur privé ; il augmente nettement dans les années 1970 pour atteindre

80 %, reste globalement à ce plateau dans les années 1990 et connaît une légère hausse dans les dernières années pour finir à 83 % en 2015. Pour les salariés tous secteurs, le ratio est un peu plus élevé (85 %).

Ces évolutions globalement favorables de la participation des femmes au marché du travail ont des répercussions à long terme sur les retraites directes. Effectivement, le rapport entre les retraites des femmes et celles des hommes augmente au fil des générations, passant de 55 % pour la cohorte née en 1934 à 62 % pour celle née en 1942 (Aubert, 2012). Nous présentons dans l'encadré 2 une analyse des inégalités de pensions entre les femmes et les hommes actuellement à la retraite qui montre l'effet positif de l'allongement des carrières (et des salaires de référence plus élevés) pour différentes générations.

ENCADRÉ 2 – Les inégalités de pensions entre les femmes et les hommes : une lente convergence^(a)

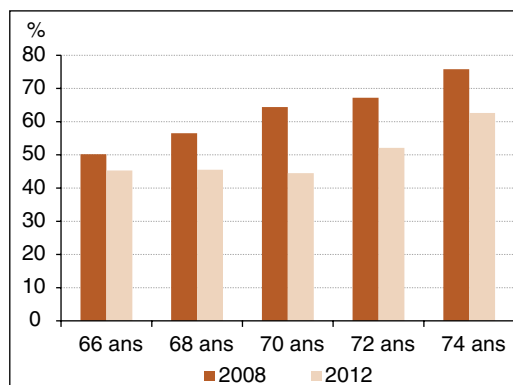
Les inégalités de rémunération entre les femmes et les hommes se répercutent mécaniquement sur les retraites puisque celles-ci dépendent essentiellement des carrières effectives antérieures. On peut anticiper que les différences de retraite entre les femmes et les hommes vont se réduire au fur et à mesure que l'écart de rémunération se resserre. Jouent de manière critique dans cette tendance l'allongement des durées de contribution et les salaires de référence, et il est probable que ces deux facteurs seront encore plus déterminants lorsque la réforme actuellement en débat sera mise en place et affectera les générations qui sont actuellement en début de carrière.

Qu'en est-il pour les générations actuellement à la retraite ? Dans quelle mesure les transformations constatées depuis l'après-guerre ont-elles affecté les différences de retraite entre les femmes et les hommes ? Pour y répondre, nous utilisons les années 2008 et 2012 de l'Échantillon Interrégime des Retraites (EIR). Ces données harmonisées ont l'avantage de couvrir l'ensemble des régimes de retraite et les montants versés et permettent de reconstituer le montant de la retraite globale pour un échantillon d'individus, y compris les polyensionnés. Nous considérons ici les retraités du régime général (CNAV) et des trois versants de la fonction publique : d'Etat (SRE), territoriale et hospitalière (CNRACL), soit plus de 90 % des retraités. La pension moyenne des femmes au régime général représente environ 50 % de celle des hommes en 2008 comme en 2012. Les écarts sont plus faibles dans la fonction publique, que ce soit au SRE (plus de 80 %) ou à la CNRACL (autour de 75 % pour les monopensionnés, plus de 80 % pour les polyensionnés). Les écarts moyens se sont un peu resserrés entre ces deux dates, quel que soit le régime d'affiliation considéré.

Considérer deux années différentes nous permet de différencier l'effet « cohorte » de l'effet « âge » et d'examiner le montant moyen des retraites pour un même âge à deux dates différentes (2008 et 2012). Nous prenons

en compte uniquement la retraite de droit direct (hors pension de réversion) pour centrer notre analyse sur les liens entre les caractéristiques de la carrière passée et le montant de la retraite. L'examen des variations des écarts de retraites entre 2008 et 2012 par cohorte fait apparaître un resserrement de l'écart moyen entre les femmes et les hommes à âge égal (figure A). Le ratio relativement bas pour les 66 ans tient au fait que tous les actifs n'ont pas encore pris leur retraite et que ce cas concerne davantage les hommes très qualifiés, aux salaires élevés ; pour les plus âgés (72 ans et 74 ans), le ratio plus élevé tient principalement à un effet de sélection : les femmes qui ont eu une carrière sont relativement plus rares dans ces générations.

Figure A
Écart moyen (en %) de retraite entre les femmes et les hommes en 2008 et 2012, par âge



Source : Drees, Échantillon Interrégime des Retraites, 2008 et 2012.

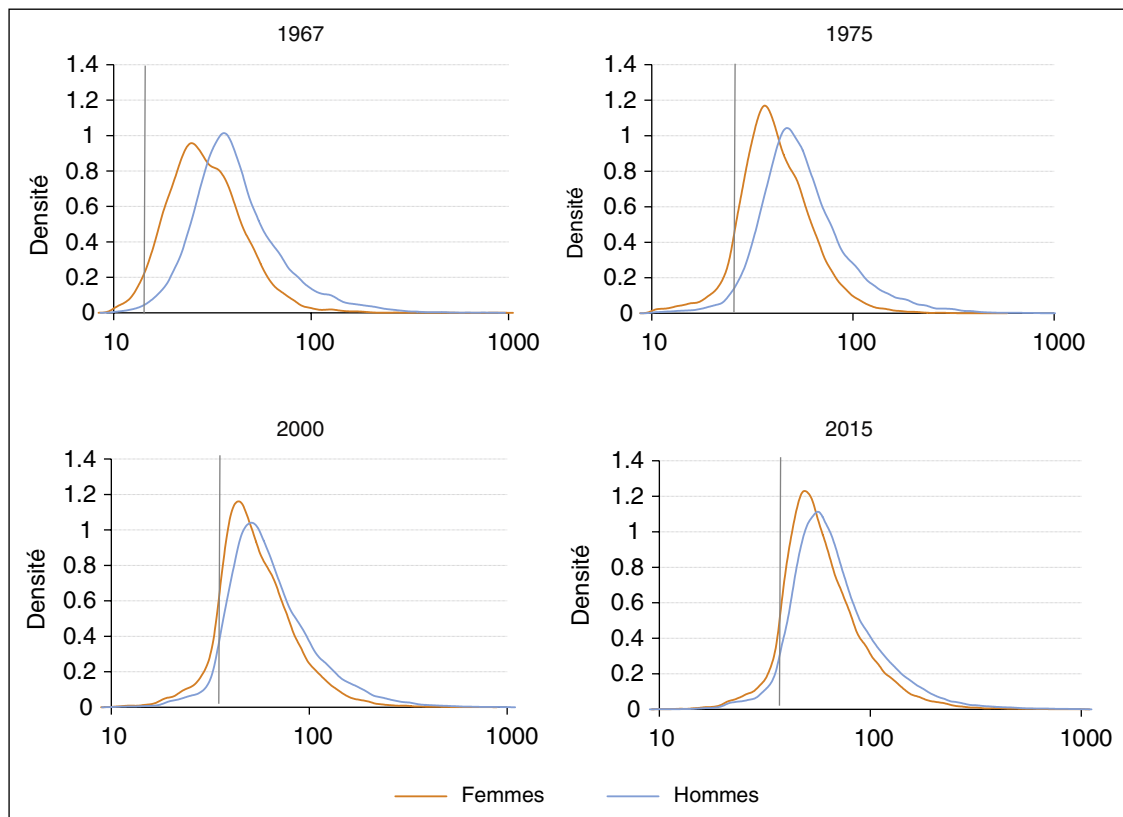
(a) Cet encadré reprend une partie des résultats du rapport pour l'UNSA-IRES de Bonnet, Meurs, Rapoport (2017) et le document de travail associé (2018).

Les distributions des rémunérations convergent au fil du temps, mais moins pour les salaires les plus élevés

Pour compléter ce panorama, nous présentons les distributions des salaires journaliers à temps complet des femmes et des hommes pour quatre années de la période étudiée (figure VII). En 1967, la courbe qui représente la distribution des salaires des femmes est nettement décalée à gauche par rapport à celle des hommes, reflétant la ségrégation sexuée des emplois et le fait que les femmes, même travaillant à temps complet, étaient concentrées dans les bas salaires. En 1975, les deux courbes sont plus rapprochées, surtout le bas des distributions, avec toujours un décalage en défaveur des femmes. Entre 2000 et 2015, les distributions n'évoluent pratiquement pas. Côté bas salaires, les deux courbes sont maintenant quasiment confondues, et le décalage des salaires moyens entre les femmes et les hommes apparaît donc provenir de l'avantage des hommes dans les déciles supérieurs.

Une vue plus complète de ces déformations au cours du temps est donnée dans la figure VIII avec le rapport des salaires journaliers des femmes et des hommes à différents points de la distribution. Sur toute la période, les écarts apparaissent bien plus faibles vers le bas de la distribution. Jusqu'à la médiane, le rapport des salaires des femmes à ceux des hommes a fortement augmenté dans les années 1970, passant d'un ordre de grandeur de 70-75 % à environ 90 % à partir des années quatre-vingt. Cette tendance illustre le rôle du Smic, qui limite les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes, et dont l'effet s'étend au-delà de la médiane, jusqu'au centile 75. Pour les plus hauts salaires (centiles 90 et 95), trois constats ressortent : en fin de période, les écarts de salaires sont plus importants que plus bas dans la distribution (81 % et 79 % en 2015 respectivement pour les déciles 90 et 95) ; ils se sont continuellement réduits depuis la fin des années 1960 ; ils ont continué à diminuer dans les années 2000, reflétant une progression de la présence des femmes dans les postes les mieux rémunérés durant cette période.

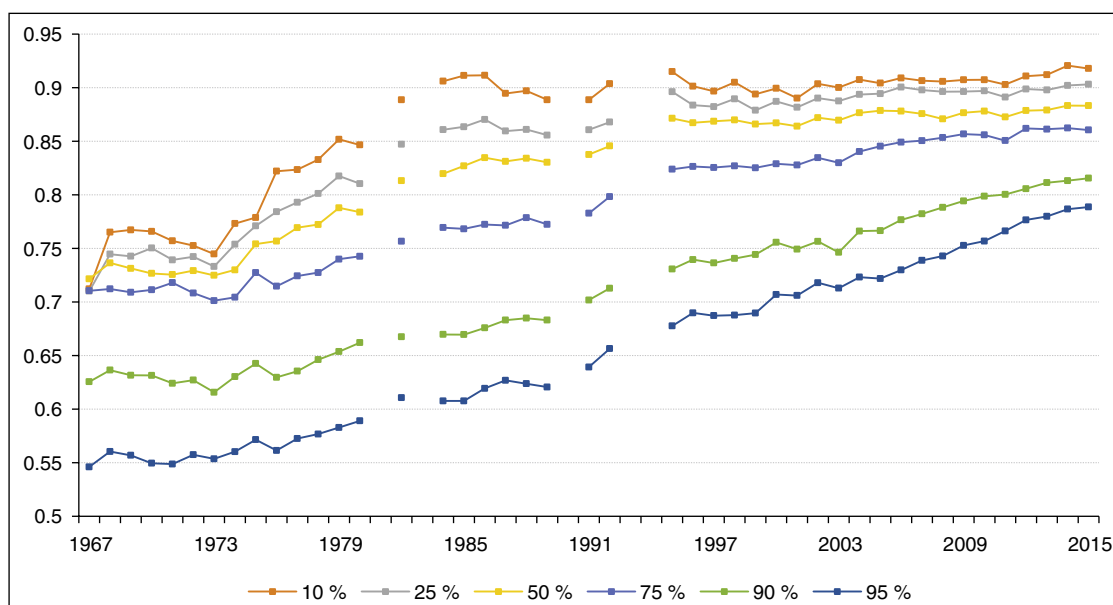
Figure VII
Distribution des salaires journaliers à temps complet selon le sexe, 1967, 1975, 2000, 2015, euros 2015



Note : la densité du salaire horaire (en euros 2015) par sexe est estimée par noyaux gaussiens. Les barres verticales représentent le Smic net journalier à temps complet pour chaque année.
Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles et salariés des particuliers employeurs.
Source : Insee, panel DADS.

Figure VIII

Ratio des salaires journaliers des femmes et des hommes selon le niveau dans la distribution des salaires



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
 Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles et salariés des particuliers employeurs.
 Source : Insee, panel DADS.

Les méthodes standard de décomposition des écarts moyens de rémunération

L'analyse statistique des sources des écarts de rémunération entre les femmes et les hommes a donné lieu à de très nombreux travaux en économie, notamment à partir des années soixante-dix avec la large diffusion des méthodes de décomposition des différences moyennes de salaires (pour un *survey* récent de l'ensemble de ces méthodes, voir Boutchenik *et al.*, 2019)⁹. Depuis les articles d'Oaxaca (1973) et de Blinder (1973), il est devenu standard de décomposer l'écart salarial moyen entre deux groupes (hommes et femmes, natifs et immigrés, ...) en deux parties, l'une correspondant aux différences moyennes de caractéristiques productives entre les deux groupes (éducation, expérience, ancienneté, etc.), l'autre aux différences de rendement de ces caractéristiques, ou partie non expliquée de l'écart salarial. Formellement, l'écart salarial entre les femmes et les hommes s'écrit de la manière suivante :

$$Y_m - Y_f = (X'_m - X'_f)\beta_m + X'_f(\beta_m - \beta_f) \quad (1)$$

où Y est le salaire moyen estimé des hommes (m) et des femmes (f), X est le vecteur des moyennes des caractéristiques, et β les rendements de ces

caractéristiques estimés dans une équation de gains séparée pour les femmes et les hommes. Si la structure des deux populations était identique pour les variables X considérées, tout écart salarial ne pourrait résulter que d'un écart de rendement de ces caractéristiques, que l'on assimile souvent à une mesure de la discrimination salariale. Réciproquement, si les rendements moyens estimés des caractéristiques étaient égaux, l'écart de salaire s'expliquerait entièrement par des effets structurels, eux-mêmes pouvant éventuellement être la conséquence d'autres types d'inégalités (accès à l'éducation, accumulation d'expérience, etc.).

Dans toute méthode de décomposition se pose le problème du choix de la « norme » de rendement et des pondérations correspondantes. Dans la formule (1), les écarts des rendements sont pondérés par la moyenne des caractéristiques féminines et les écarts de caractéristiques sont pondérés par les rendements masculins estimés. Plusieurs autres méthodes ont été proposées pour réaliser cette décomposition (Oaxaca et Ransom, 1994), dont notamment celle d'Oaxaca et Ransom (1988) qui est maintenant la plus souvent

9. Nous ne présentons que les méthodes usuelles de décompositions des moyennes et nous ne traitons pas les approches statistiques qui décomposent les inégalités sur la totalité de la distribution en construisant des contrefactuels (pour un *survey* de ces méthodes, voir Fortin *et al.*, 2011).

adoptée. L'idée sous-jacente à cette méthode est de construire une norme non discriminante des rendements des caractéristiques individuelles et de mesurer par rapport à cette norme l'avantage des hommes, le désavantage des femmes et la part résultant de l'écart des caractéristiques. En pratique, la norme non discriminante β_N est celle issue de l'estimation d'une équation de gains pour l'ensemble de la population considérée quel que soit le sexe des individus. La décomposition du salaire moyen s'écrit alors en trois parties :

$$Y_m - Y_f = (X'_m - X'_f)\beta_N + X'_h(\beta_h - \beta_N) + X'_f(\beta_N - \beta_f)$$

Le premier terme correspond à la part « expliquée » de l'écart salarial. Les deux derniers termes représentent le gain de rendement des caractéristiques dû au fait d'être un homme par rapport à la « norme » β_N et le déficit de rendement des caractéristiques dû au fait d'être une femme, l'addition des deux représentant la part non expliquée de l'écart.

Dans cette approche, il y a deux grandes difficultés méthodologiques. La première est le choix de la spécification de l'équation de gain. Plus on ajoute de variables de contrôle, plus la part non expliquée diminue ; mais la part expliquée peut alors correspondre en partie à de la ségrégation professionnelle, c'est-à-dire le fait qu'à diplôme égal, les femmes accèdent moins à des emplois mieux rémunérés. La seconde difficulté tient au biais de sélection, à savoir que la probabilité d'occuper un emploi n'est pas égale entre les femmes et les hommes. Ne pas tenir compte de ces différences peut conduire à des estimations biaisées des rendements des caractéristiques individuelles, et en conséquence, de la mesure de la discrimination. La procédure « en deux étapes » de Heckman (Heckman, 1979) est une méthode fréquemment employée lorsque la population dont on observe le salaire n'est pas un échantillon aléatoire de la population de référence. Sa mise en œuvre implique toutefois de disposer d'informations sur la totalité de la population potentiellement en emploi.

Les différences de capital humain n'expliquent plus les écarts de salaire entre les femmes et les hommes

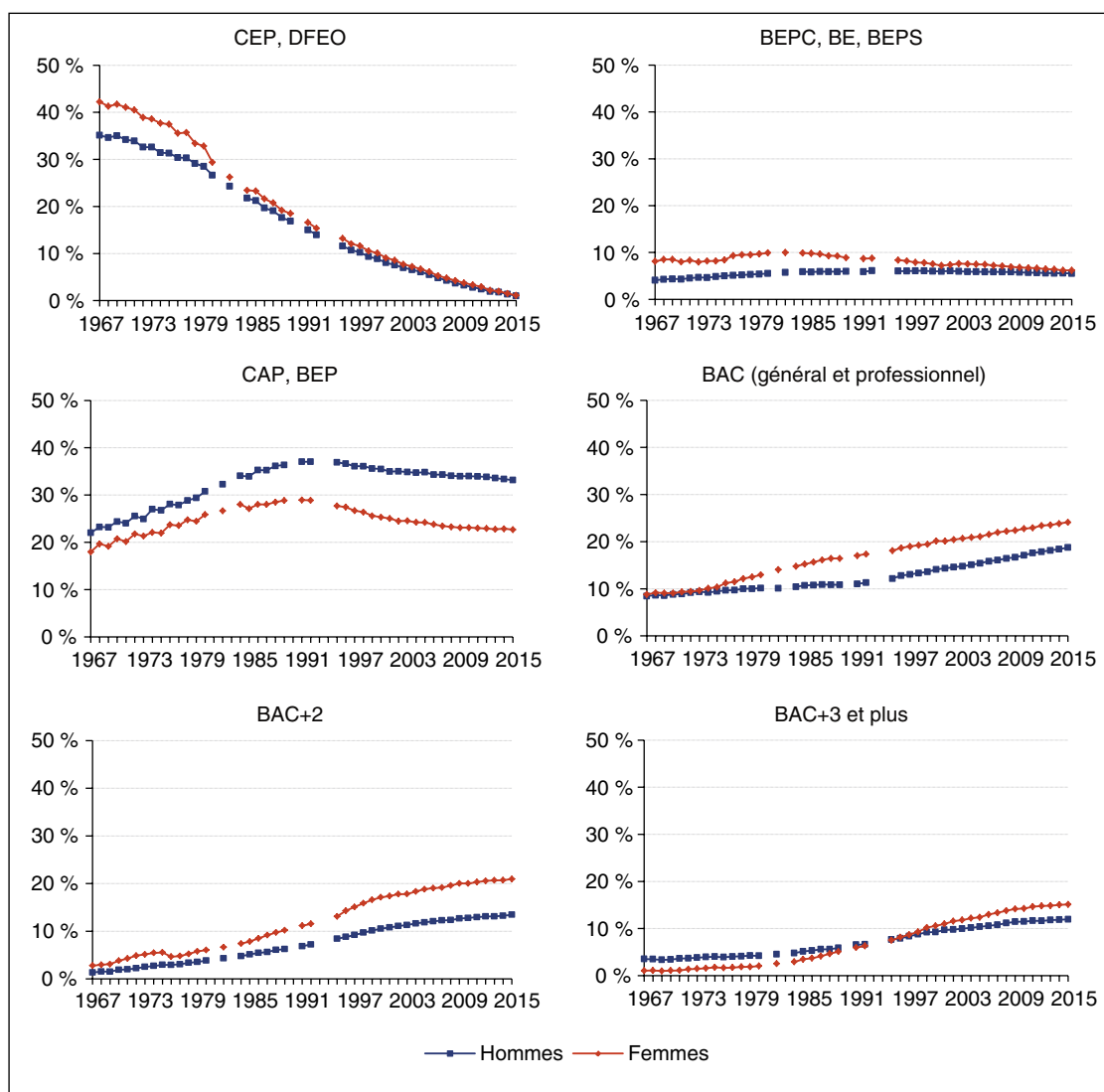
Les travaux de décomposition des écarts de salaire entre les femmes et les hommes ont été assez tardifs en France. Un des articles pionniers a été celui de Sofer (1990) qui examinait l'effet de la ségrégation des emplois par sexe sur les écarts de

salaire. Depuis, de nombreux articles ont proposé des décompositions de l'écart des salaires (Meurs & Ponthieux, 2000 ; Meng & Meurs, 2001 ; Meurs & Ponthieux, 2006 ; Muller, 2012 ; Bozio *et al.*, 2014 ; Chamkhi & Toulemonde, 2015). Il est cependant difficile de comparer les résultats ou d'en retirer une tendance d'évolution de la part expliquée (ou non expliquée), car l'ampleur relative des composantes dépend des données utilisées, de la mesure du salaire retenue (annuel, mensuel, horaire), du champ analysé, des caractéristiques retenues dans l'analyse et de la technique de décomposition. Par exemple, pour la même année observée (2012), Bozio *et al.* (2014) obtiennent une part inexpliquée de l'ordre de 25 %, contre environ 10 % dans Chamkhi & Toulemonde (2015).

Nous proposons ci-dessous une illustration de l'évolution sur longue période de la contribution de l'écart de capital humain à l'écart des salaires, en utilisant les DADS, qui permettent de remonter à 1967. Par rapport aux travaux qui viennent d'être mentionnés, l'équation de salaire adoptée est donc « pauvre » en caractéristiques, proche du modèle original de Mincer (1958). Nous ne pouvons pas corriger le biais de sélection car nous n'observons que les salariés et non la population totale dont ils sont issus. Les salaires sont ainsi estimés comme fonction de l'éducation et de l'expérience, sans autres variables explicatives. L'idée ici est de retracer sur longue période la part des écarts de rémunération entre les hommes et les femmes expliquée par ces deux facteurs représentatifs du capital humain, tout en ayant conscience que la part laissée inexpliquée provient principalement de ségrégations professionnelles. La décomposition porte sur l'écart moyen des salaires journaliers (en logarithme) des femmes et des hommes à temps complet dans le secteur privé, pour lequel nous disposons de la série la plus longue (1967-2015). Pour mesurer l'éducation et l'expérience, nous mobilisons les données appariées du panel DADS et de l'échantillon démographique permanent (EDP) (cf. encadré 1).

L'éducation est mesurée par le diplôme déclaré dans le recensement. Six niveaux de diplômes sont retenus : Certificat d'Études Primaires et équivalent, Brevet et équivalent, CAP ou BEP, Baccalauréat (tous types confondus), Bac+2, Bac+3 et plus. La figure IX présente les proportions de salariés ayant déclaré au recensement posséder ce type de diplôme comme le plus élevé. Trois évolutions y apparaissent clairement : l'effondrement parmi les salariés (hommes et femmes) de la part des moins diplômés, une proportion plus élevée d'hommes que de femmes

Figure IX
Niveau de diplôme par sexe et année parmi les salariés à temps complet du privé



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, salariés à temps complet du secteur privé âgés de 20 à 59 ans, hors salariés agricoles.
Source : Insee, panel DADS-EPS.

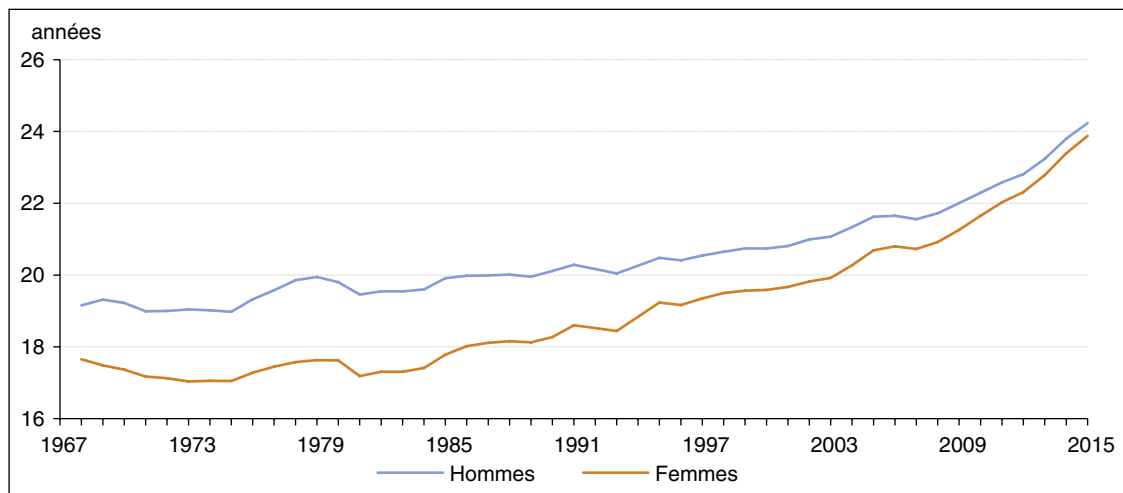
avec des diplômes techniques courts (CAP, BEP), et une proportion plus élevée de femmes que d'hommes ayant un diplôme au moins égal au baccalauréat, dont les diplômes BAC+3 à partir des années 2000.

Concernant l'expérience, il n'est malheureusement pas possible de calculer l'expérience effective, car la date du premier emploi n'est pas observée pour les générations les plus anciennes. Nous mesurons donc l'expérience potentielle, c'est-à-dire la différence entre l'âge d'un individu et une approximation de son âge à l'entrée sur le marché du travail basée sur son niveau de diplôme. Cette approche est assez standard, car les données permettant de mesurer l'expérience effective sont

rare¹⁰. C'est évidemment une mesure imparfaite, qui tend à surestimer l'expérience, et – en raison de leurs interruptions de carrière plus fréquentes – celle des femmes plus que celle des hommes¹¹, notamment en début de période. La figure X, qui représente l'évolution de l'expérience potentielle des salariés de notre champ montre qu'elle est devenue pratiquement équivalente entre les femmes et les hommes en fin de période.

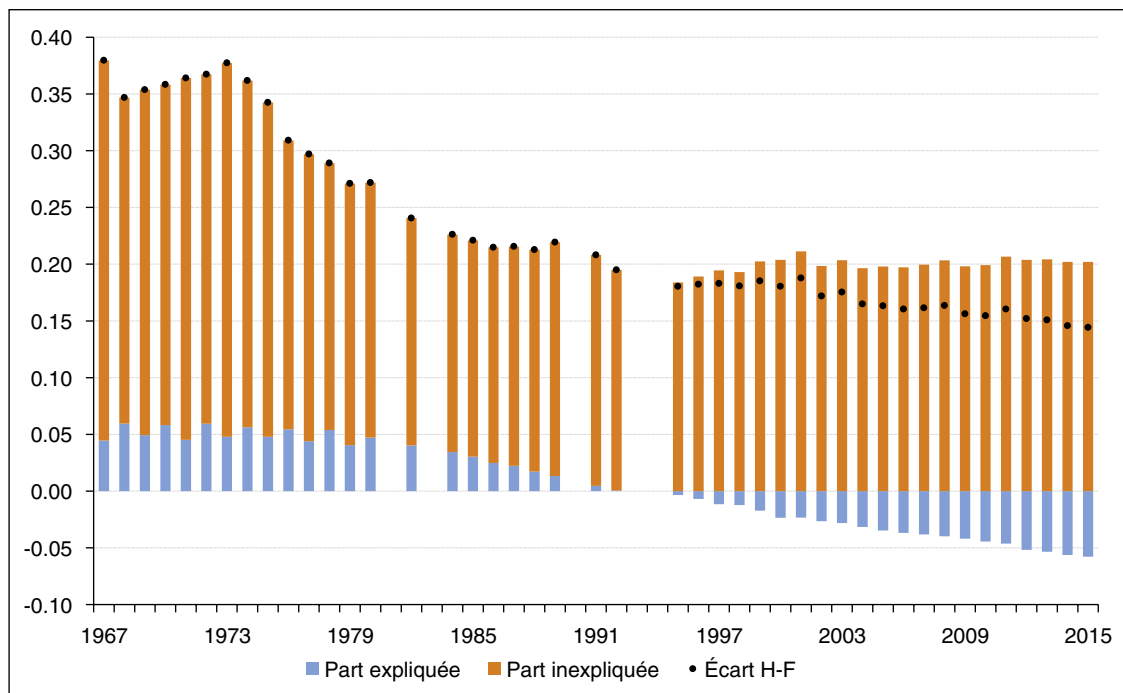
10. Citons l'enquête « Jeunes et carrières » de 1997, complémentaire à l'enquête emploi de cette année (<http://www.progedo-adisp.fr/enquetes/XML/ii.php?ii=iii-0047>), et l'enquête « Familles et employeurs » de 2004 (www.efe.ined.fr), qui toutes deux fournissaient des calendriers rétrospectifs.
11. Ce qui conduit à sous-estimer le rendement de l'expérience et surestimer la discrimination salariale (Regan & Oaxaca, 2009).

Figure X
Expérience potentielle par sexe et année parmi les salariés à temps complet du privé



Note : l'échantillon ne comprend que des individus nés une année paire ; les courbes représentent les données en moyenne mobile sur 2 ans. Les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
 Champ : France métropolitaine, ensemble des salariés à temps complet du secteur privé âgés de 20 à 59 ans, hors salariés agricoles.
 Source : Insee, panel DADS-EDP.

Figure XI
Décomposition des écarts moyens de salaire journalier à temps complet (en log), 1967-2015



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
 Source : Insee, panel DADS-EDP.

La figure XI représente l'évolution, de 1967 à 2015, de l'écart des salaires et de sa part expliquée par les écarts de capital humain (diplôme et expérience potentielle) et non expliquée par les différences de capital humain. L'écart brut entre les salaires journaliers moyens des femmes et des hommes est au plus haut au début des années

soixante-dix, autour de 35 %. Il décroît assez régulièrement jusqu'au début des années 1990 puis atteint un plateau autour de 15 %. La partie expliquée par les différences de capital humain est positive dans les années soixante-dix, et représente environ 5 % de l'écart des salaires ; autrement dit, dans cette période, une partie de

l'écart brut (14 points de l'écart total) provient du fait que les femmes étaient moins bien dotées en capital humain que les hommes, auquel s'ajoutait probablement un effet de sélection important. Dans les années 1980, les différences d'éducation et d'expérience s'estompent et la part de l'écart salarial qui en résulte est donc de plus en plus faible. À partir de la fin des années 1990, la part expliquée devient même négative, et de plus en plus pour atteindre -5 % en fin de période : cela signifie qu'en moyenne parmi les salariés à temps complet, le capital humain moyen des femmes, mesuré par le diplôme et l'expérience potentielle, est devenu plus élevé que celui des hommes. Le reste de l'écart salarial, la part « non expliquée », reflète très probablement la ségrégation professionnelle : à diplôme et expérience identiques, les femmes occupent des emplois moins qualifiés ou travaillent dans des secteurs moins rémunérateurs.

Les maternités : un frein à la convergence des salaires des femmes et des hommes

Comment expliquer que l'avantage croissant en capital humain des femmes ne se soit pas traduit par une diminution des écarts de rémunération *via* une répartition plus équilibrée des femmes et des hommes entre les secteurs et les emplois ?

Diverses explications ont été avancées, allant du choix des spécialisations scolaires (les garçons restent très majoritaires dans les études d'ingénieur, les filles dans les disciplines littéraires), aux traits psychologiques (les femmes, plus averses au risque, s'engageraient moins dans les professions les plus rémunératrices¹²), aux normes sociales¹³ qui maintiennent une ségrégation professionnelle au détriment des femmes, etc. Certes la ségrégation des emplois a eu tendance à diminuer, mais elle reste néanmoins élevée : mesurée par l'indice de Duncan¹⁴, elle vaut 51.6 % en 2013 contre 56 % en 1982 pour une classification en 86 postes (Dares, 2015). Toutes ces pistes concordent avec l'intuition que les inégalités salariales se construisent au fil du temps, depuis l'école jusqu'au choix d'emploi et de conduite de carrière dans l'entreprise. Dans ces déroulements de vie, de nombreux travaux dès la fin des années 1990 vont souligner le rôle des maternités pour expliquer le fait que les gains des femmes en formation et expérience ne se traduisent pas plus en rémunération supérieure. Un ensemble de travaux a ainsi exploré, avec des analyses en panel, l'ampleur de la pénalisation salariale à

long terme des mères par rapport à des femmes n'ayant pas eu d'enfants (le *family wage gap*)¹⁵. Dans cette lignée, Meurs *et al.* (2010), en utilisant les historiques d'activité de l'enquête *Familles et Employeurs*, montrent que les femmes qui ont interrompu leur activité sont désavantagées par rapport aux femmes (avec ou sans enfant) qui ont poursuivi une carrière continue à temps complet ; de plus, les femmes ne s'étant pas interrompues sont également pénalisées par rapport à leurs homologues masculins, sans que cela puisse s'expliquer par des différences d'expérience professionnelle effective. D'autres recherches en France se sont intéressées spécifiquement à l'impact des interruptions d'activité liées aux congés parentaux (Piketty, 2005 ; Lequien, 2012 ; Joseph *et al.*, 2013) ; toutes concluant à une pénalisation d'autant plus élevée que le congé parental est long. Ainsi, Lequien (2012) estime qu'une année supplémentaire de congé parental entraîne une pénalisation salariale de l'ordre de 7 % à 17 % selon que l'on inclut ou non le temps partiel dans la spécification.

Au Danemark, Kleven *et al.* (2018) ont récemment renouvelé l'approche de la pénalisation liée aux maternités en utilisant une approche quasi-expérimentale (ou *event study*), appliquée à l'ensemble de la population du Danemark (actifs et inactifs) sur une longue période. Ils montrent notamment que la part de l'inégalité des revenus du travail entre femmes et hommes expliquée par la pénalisation liée aux enfants a doublé de 1980 à 2013, passant de 40 % à 80 % de l'écart des revenus du travail. En d'autres termes, l'essentiel des écarts de rémunération entre les femmes et les hommes résulte des enfants et des ajustements qui suivent en termes de participation, d'horaires et de carrière.

Une pénalisation des mères dès le premier enfant par l'effet combiné de la participation, du nombre d'heures de travail et une moindre progression du salaire horaire

Qu'en est-il dans le cas de la France ? L'effet des naissances y apparaît très net sur l'engagement professionnel des femmes : à partir de l'enquête

12. Pour un survey des recherches sur les liens entre psychologie et comportements économiques, voir Bertrand (2010).

13. L'article de référence sur ce thème est Akerlof & Kranton (2000).

14. L'indice de Duncan et Duncan est utilisé pour synthétiser le degré de ségrégation professionnelle ; il va de 0 (pas de ségrégation, la proportion des femmes et des hommes est la même dans toutes les professions que dans l'ensemble considéré) à 100 (ségrégation complète).

15. L'article de référence sur ce thème est Waldfogel (1998). Pour un survey des articles sur ce thème, voir Ponthieux & Meurs (2015).

Familles et Employeurs 2004-2005, Pailhé & Solaz (2006) montrent ainsi que parmi les femmes qui travaillent, près de 40 % vont modifier leur activité après une maternité (changement de statut, d'horaires, d'intensité du travail ou retrait du marché du travail). Comment cela se répercute-t-il sur les salaires ?

Nous reprenons ici le cadre d'analyse de Kleven *et al.* (2018), avec une approche d'*event study* pour un panel « cylindré » constitué de salariés du secteur privé sur la période 2005-2015 qui ont travaillé au moins une année dans la période considérée et tous eu un enfant au cours de cette période (voir encadré 3). Notre approche s'inscrit aussi à la suite des travaux de Coudin *et al.* (2017, 2018, 2019) qui estiment la pénalité salariale liée aux maternités. Leurs principales conclusions pointent le rôle des politiques de ressources humaines dans les entreprises et leur impact différencié sur les femmes et les hommes pour expliquer l'écart de salaire croissant au fil des années entre les mères et les pères. Les mères, surtout à la naissance du deuxième enfant, vont être plus souvent dans des entreprises où la flexibilité horaire est plus grande, plus proches de leur domicile, et moins rémunératrices.

Par rapport à ces travaux, nous étendons l'analyse au revenu salarial ; nous prenons donc en compte les décisions d'offre de travail à la marge extensive (participer ou non) et intensive (nombre d'heures travaillées) dans la description des conséquences de la parentalité sur les revenus. Les conséquences de la parentalité sont identifiées en estimant l'effet de l'arrivée du premier enfant. Cet effet agrège l'ensemble des conséquences du passage de l'absence d'enfant à l'état de parent, y compris les conséquences de toutes les naissances de rang supérieur.

La période examinée (2005-2015) correspond à une relative stabilité institutionnelle en ce qui concerne les politiques familiales, notamment les congés parentaux. La réforme la plus importante, celle de la Prestation d'Accueil des Jeunes Enfants (PAJE) qui fusionnait une série de prestations (la prime de naissance, les allocations familiales, le Complément libre choix du mode de garde pour subventionner les dépenses liées à la garde de l'enfant, et le Complément Libre Choix d'Activité pour les parents qui interrompent leur travail salarié ou se mettent à temps partiel), a été mise en place au 1^{er} janvier 2004. Pour le premier enfant, la durée maximale du CLCA est de six mois et doit suivre immédiatement le congé de

maternité (ou de paternité)¹⁶. Le congé parental peut être prolongé jusqu'aux trois ans de l'enfant, mais est non rémunéré dans ce cas.

Pour avoir un groupe de salariés assez homogènes en termes d'attachement au marché du travail, nous avons adopté une définition stricte de la participation ; à la condition d'avoir un nombre de jours rémunérés dans l'année supérieur à 45 jours, nous avons ajouté celle d'un nombre minimal d'heures par jour (plus d'un huitième de la durée légale) en moyenne sur l'année¹⁷ et exclu les salaires horaires inférieurs à 95 % du Smic horaire. L'appariement des DADS avec l'EDP nous permet de connaître les dates de naissance des enfants. Notre analyse porte sur les conséquences de la naissance du premier enfant sur le revenu salarial total (c'est-à-dire y compris les revenus salariaux nuls pour les individus qui n'occupent pas d'emploi salarié dans le secteur privé une année donnée), de la naissance du premier enfant aux dix années qui suivent.

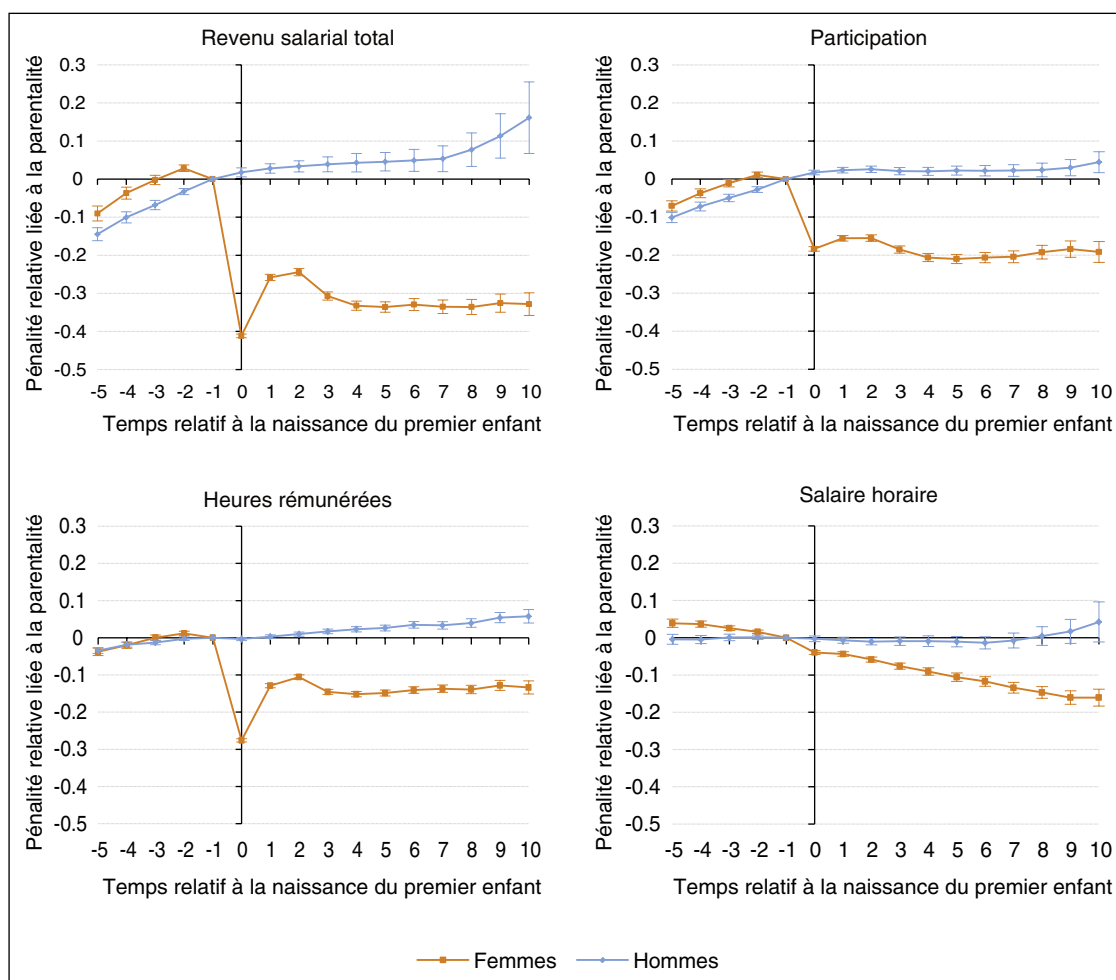
Nous considérons que les variations relatives du revenu salarial total peuvent provenir de trois sources : la participation ou marge extensive (interruption ou non de l'emploi après la naissance), le nombre d'heures travaillées ou marge intensive (passage éventuel à temps partiel ou réduction du nombre de jours travaillés dans l'année) et le salaire horaire (par exemple en raison de délais dans les promotions). La figure XII représente les conséquences de la naissance du premier enfant survenu entre 2005 et 2015 sur ces trois dimensions. Suivant la méthode de Kleven *et al.* (2018), nous comparons les parents (mères et pères séparément) selon leur distance en années par rapport à cet événement, en contrôlant les effets d'âge (c'est-à-dire de cycle de vie) et l'année de naissance pour tenir compte de la progression du revenu salarial entre générations. L'année de l'événement (ici la naissance) est l'année « zéro » et sert de référence pour mesurer l'impact avant et après sur les différentes dimensions ; on présente donc l'écart des différents *outcomes* entre ceux ou celles qui ont eu un premier enfant l'année zéro par rapport à leurs homologues qui n'ont pas connu le même événement la même année ; les résultats sont rapportés pour chacune des cinq années qui ont précédé la naissance et pour les dix qui l'ont suivie¹⁸.

16. Le montant maximal versé pendant les 6 premiers mois au parent prenant un congé à temps complet est forfaitaire et était de 573€ mensuels en 2015.

17. Les données fournissent le nombre d'heures travaillées dans l'année, un total inférieur à un temps complet correspond soit à du temps partiel, soit à un plus faible nombre de jours travaillés dans l'année.

18. Par exemple, on compare en temps relatif +1 les femmes qui ont eu un enfant l'année précédente, quelle que soit l'année (2005, 2006, etc.), avec celles qui vont en avoir un ultérieurement.

Figure XII
Impact de la naissance du premier enfant sur le revenu salarial total et ses composantes



Champ : France métropolitaine, ensemble des salariés du secteur privé âgés de 20 à 59 ans, hors salariés agricoles, ayant travaillé au moins une heure dans le secteur privé entre 1995 et 2015, avec un nombre d'heures par jour supérieur à 1/8^e de la durée légale du travail et un salaire horaire supérieur à 95 % du Smic horaire.
Source : Insee, panel DADS-EDP.

Idéalement, les coefficients estimés pour ce panel devraient être nuls avant l'année zéro (absence de pré-trend), ce qui renforcerait l'interprétation selon laquelle les divergences observées ne seraient liées qu'à l'événement « naissance » (cf. encadré 3). Cette condition n'est pas remplie (les coefficients sont significativement différents de zéro) ni pour les femmes, ni pour les hommes. Cependant, ces tendances sont parallèles entre femmes et hommes, ce qui suggère que le creusement de l'écart entre femmes et hommes est bien lié à l'entrée dans la parentalité ; par ailleurs, l'ampleur du pré-trend est très réduite par rapport aux changements qui suivent l'événement. Pour les hommes comme pour les femmes, les tendances pré-traitement proviennent essentiellement d'une augmentation de la participation, aucun écart n'étant observé pour les heures rémunérées et le salaire horaire.

De façon générale, la naissance du premier enfant n'affecte pas le revenu salarial total des pères (avec toutefois une prime à la paternité huit ans plus tard, mais faiblement significative). Que ce soit la participation, les heures rémunérées, le salaire horaire, être père n'entraîne aucune variation significative.

Il n'en est pas de même pour les femmes. L'arrivée du premier enfant entraîne une chute relative du revenu salarial total de 40 % l'année zéro (cette chute inclut le temps passé en congé de maternité, dont l'indemnisation n'est pas prise en compte dans le revenu salarial mesuré par le panel DADS¹⁹), et ensuite une pénalité durable de

19. À l'exception du maintien de salaire versé par l'employeur lorsque celui-ci est prévu par une convention collective.

ENCADRÉ 3 – Calcul de la pénalité à la parentalité

L'effet de l'arrivée du premier enfant sur les revenus du travail est estimé, à la suite de Kleven *et al.* (2018) au moyen d'un « *event-study* », qui permet de distinguer l'effet propre à la naissance d'autres effets de cycle de vie et de croissance de long terme des revenus avec la génération, captés par des effets fixes spécifiques à l'âge et à l'année de naissance des individus. En se restreignant aux individus i ayant effectivement au moins un enfant, on régresse dans un premier temps le revenu salarial dans le secteur privé, observé chaque année (en niveau et non en logarithme, y compris 0 si l'individu n'a pas travaillé dans le secteur privé cette année-là) sur le temps relatif à la naissance du premier enfant (en prenant la dernière année avant la naissance comme référence), l'âge et l'année de naissance :

$$Y_{ist}^g = \sum \alpha_j^g 1_{t=j} + \sum \beta_k^g 1_{ag_{it}=k} + \sum \gamma_y^g 1_{s=y} + v_{ist}^g \quad (1)$$

où t représente le temps relatif à l'événement, ag_{it} l'âge de l'individu i à la date considérée, s son année de naissance et g son sexe. Cette régression fournit dans un second temps une estimation de la pénalité relative liée à la naissance, en comparant α_j^g au revenu contrefactuel en l'absence d'enfant, estimé comme la moyenne des revenus du travail prédits par la régression (1) à laquelle est rapporté le terme relatif aux naissances :

$$P_j = \frac{\alpha_j^g}{E\left(\sum \beta_k^g 1_{ag_{it}=k} + \sum \gamma_y^g 1_{s=y} \mid t = j\right)} \quad (2)$$

Cette estimation peut ensuite être étendue à d'autres dimensions comme la participation au marché du travail, en se restreignant lorsque c'est nécessaire (pour le nombre d'heures rémunérées ou le salaire horaire) aux seuls individus en emploi dans le secteur privé. Pour les heures rémunérées, se restreindre aux individus ayant des heures rémunérées strictement positives permet de documenter précisément les décisions à la marge intensive, et non un agrégat de décisions à la marge extensive et à la marge intensive. En revanche, pour le revenu salarial, il est souhaitable de ré-agréger ensemble décisions d'offre de travail à la marge extensive et à la marge intensive, ainsi que l'effet sur le salaire horaire : c'est l'effet total que l'on cherche à décomposer ensuite. Pour cette raison, les revenus salariaux nuls sont inclus dans l'analyse qui porte sur le revenu salarial.

Cette estimation est réalisée sur un panel cylindré, qui comprend l'ensemble des individus ayant travaillé au moins une heure entre 2005 et 2015 et ayant eu leur premier enfant entre 2005 et 2015. Pour les années où ces salariés ont occupé au moins un poste salarié dans le secteur privé, le revenu salarial est tiré du panel tous salariés restreint au secteur privé. Pour les années où ces salariés n'ont pas occupé de poste dans le secteur privé, un revenu salarial nul leur est attribué.

La mise en évidence de l'hétérogénéité des pénalités de maternité par Pora & Wilner (2019) repose sur une approche similaire dans son esprit, mais dont la mise en œuvre diffère. Cette méthode consiste à considérer un revenu salarial préalablement purgé des effets moyens du cycle de vie, de la croissance de long terme et du cycle économique. L'effet des naissances est ensuite estimé au moyen d'une double-différence, en comparant la croissance du revenu salarial (y compris 0 pour les individus ne travaillant pas dans le secteur privé) entre la dernière année avant la naissance, prise comme référence, et une année quelconque, entre les individus ayant eu leur premier enfant, et les individus (du même sexe) sans enfant. Cette double-différence est implémentée séparément dans des cellules correspondant au rang dans la distribution de salaire horaire antérieur à la naissance : on assigne à chaque individu son rang dans la distribution de salaire horaire moyen de sa génération sur les cinq années précédant l'année de référence. Cette approche permet d'obtenir un effet des naissances qui dépend de la position dans la distribution de salaire avant l'arrivée d'un enfant. Elle est par ailleurs compatible avec une décomposition comptable du revenu salarial entre participation, jours de travail, heures rémunérées par jour et salaire horaire^(a). Les auteurs montrent enfin qu'une variation dans laquelle le groupe de contrôle des individus sans enfants est remplacé par un groupe d'individus ayant eux aussi un enfant, mais dont la naissance survient à d'autres dates, ce qui correspond à une stratégie d'identification plus proche de celle de Kleven *et al.* (2018), fournit essentiellement les mêmes résultats.

(a) Plus un terme de sélection qui découle du fait que les individus participant à une date donnée n'ont pas nécessairement le même revenu salarial l'année de référence que ceux qui ne participent pas.

rémunération de l'ordre de 30 %. Cette chute des revenus provient des trois composantes retenues ici : une diminution de la participation (interruption de carrière), une réduction durable des heures rémunérées (la baisse marquée l'année zéro est liée au congé maternité), et une pénalisation en salaire horaire qui apparaît plus tardivement, et peut s'interpréter comme la résultante d'une moindre présence au travail qui peut avoir des conséquences négatives sur les déroulements de carrière et les promotions. Cette pénalisation se creuse au fil du temps pour être de l'ordre de 20 % en fin de période.

Des effets négatifs du premier enfant surtout dans le bas de la distribution des rémunérations

L'analyse précédente a l'inconvénient de présenter un effet moyen, tous types de salariés confondus et quel que soit leur niveau de rémunération. Or l'arbitrage vie familiale/vie professionnelle ne se pose pas dans les mêmes termes selon le niveau de salaire et les perspectives de carrière. Le système institutionnel français joue aussi dans les choix professionnels

après une naissance : la perspective d'un congé parental rémunéré dès le premier enfant à un montant forfaitaire un peu inférieur à 600 euros mensuels est plus attractive pour les salariés proches du Smic que pour ceux qui sont mieux rémunérés ; réciproquement, le coût des gardes d'enfant est plus facile à assurer pour les hauts salaires. Il est donc pertinent d'examiner les pénalités salariales suite à la naissance du premier enfant en fonction du niveau de rémunération de la mère.

Nous poursuivons dans la logique précédente, en suivant les variations des rémunérations, de la participation, des heures travaillées et du salaire horaire avant et après la naissance du premier enfant, mais avec une méthodologie un peu différente, en retenant un contrefactuel constitué par les salariés qui n'ont pas eu d'enfant sur la période. Les résultats présentés maintenant sur l'effet des maternités selon le rang dans la distribution des salaires prolongent ceux du document de travail Pora & Wilner (2019). Le salaire horaire est calculé à chaque période pour chaque année et âge, ce qui permet d'ordonner les groupes de salariés définis par année et âge selon leur rang dans la distribution des salaires horaires, puis de leur assigner une classe de revenus. Ici nous constituons vingt classes (P0-P5, P5-P10, etc.), sur l'ensemble des salariés (femmes et hommes) présents en $t-1$ (une année avant la naissance) à partir des observations faites lors des cinq dernières années précédant la naissance, sous réserve qu'ils aient été présents au moins deux fois dans les quatre ans antérieurs. Nous estimons pour chaque groupe ainsi fixé (le groupe reste le même quelles que soient les évolutions ultérieures des salaires après la naissance) les effets de la naissance du premier sur les salaires des mères par rapport à celles qui n'ont pas eu d'enfants (cf. encadré 3). Nous ne présentons les résultats que pour les mères car pour les pères, quelle que soit leur position dans la hiérarchie des rémunérations, nous n'observons aucun effet des paternités.

Les composantes des effets sur les salaires totaux sont comme précédemment un effet participation, durée du travail (en heures et en journées sur l'année), salaire horaire, auquel on ajoute un effet « sélection ». Celui-ci correspond au fait que les salariées observées à une période donnée $t+k$ peuvent ne pas avoir eues les mêmes revenus salariaux antérieurs que celles qui se sont retirées. On s'attend à ce que cet effet soit positif (ce sont celles qui étaient les mieux rémunérées qui sont davantage restées), ce qui est effectivement vérifié.

La figure XIII montre que la pénalité totale après une naissance est beaucoup plus sévère pour les bas salaires que pour le haut de la distribution, et ceci tout le long de la période étudiée. Dans la classe la plus basse de la distribution, la naissance entraîne une perte de revenus des mères par rapport aux femmes qui n'ont pas eu d'enfants de 70 points (en log) l'année qui suit la naissance, 45 points une année après, et encore 50 points en fin de période. Mais les femmes dont les salaires se trouvent dans le haut de la distribution ont aussi une perte en revenus, de 20 points la première année, 5 points un an plus tard ; notons qu'il n'y a plus de pénalité par rapport au groupe de contrôle cinq ans plus tard.

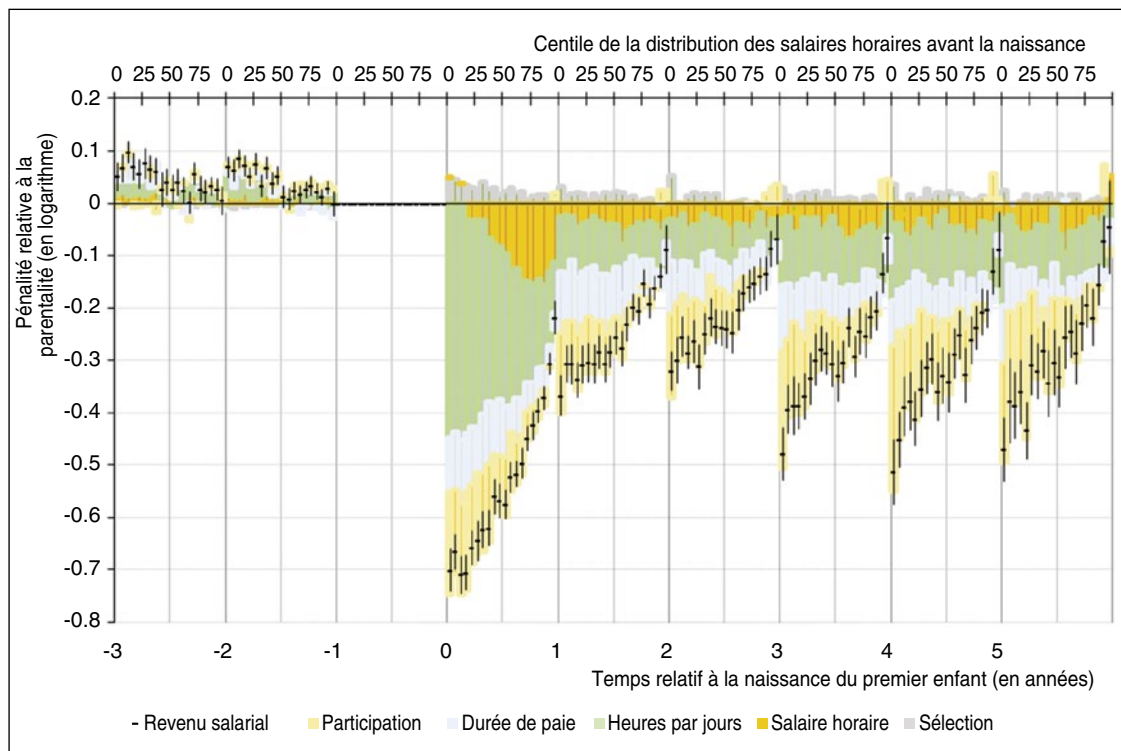
Comme précédemment, l'approche où l'on compare un groupe « traité » avec un groupe « non traité » requiert qu'il n'y ait pas de pré-*trend*, et cela n'est pas vérifié ici : on trouve des différences significatives et positives de l'évolution des revenus en faveur des mères avant la naissance. Mais cette fois encore, l'ampleur de ces différences est limitée (moins de dix points de log), sans commune mesure avec les variations enregistrées après l'événement.

L'examen des composantes de la baisse du revenu salarial permet de comprendre l'origine de cette hétérogénéité des variations de revenus. Pour résumer, plus le salaire horaire avant la naissance est faible, plus celle-ci entraîne des ajustements de l'offre de travail des femmes, à la marge extensive par interruption d'activité, comme à la marge intensive (diminution du nombre de jours travaillés par an, passages à temps partiel). Ainsi, l'arrivée d'un premier enfant réduit de vingt points (en log) la probabilité d'être observée dans l'emploi salarié l'année suivante pour le premier décile, mais n'affecte pratiquement pas la participation du dernier décile²⁰. Néanmoins l'ajustement sur les horaires (le temps partiel) concerne l'ensemble des groupes pratiquement jusqu'au sommet de la distribution. Enfin, tout le long de la distribution, la pénalisation salariale, très marquée la première année²¹, revient à un niveau de l'ordre de cinq points de log en $t+1$ et qui s'accroît légèrement au cours du temps dans les déciles supérieurs.

20. Au contraire, aux déciles supérieurs la participation tend à être plus importante dans le groupe des « mères » par rapport au groupe de contrôle à partir de $t+3$, mais la différence n'est que marginalement significative.

21. Dans le haut de la distribution, la décomposition de l'effet de la naissance sur le revenu salarial entre effet sur les heures rémunérées et effet sur le salaire horaire peut être biaisée par la mauvaise prise en compte des congés maternité pour les cadres au forfait.

Figure XIII
Effets du premier enfant sur la rémunération selon la position dans la distribution des salaires



Note de lecture : cinq ans après la naissance de leur premier enfant, les femmes qui avant la naissance appartenaient aux 5 % de salariés les moins bien rémunérés ont un revenu salarial 38 % ($\exp(-0,47)-1$) plus faible que si elles n'avaient pas eu cet enfant. Cette perte de revenu s'explique par une moindre participation au marché du travail ($-17\% = \exp(-0,19)-1$), une plus faible durée de paie (nombre de jours rémunérés) ($-10\% = \exp(-0,11)-1$), un plus faible nombre d'heures rémunérées par jour ($-15\% = \exp(-0,16)-1$) et un plus faible salaire horaire ($-3\% = \exp(-0,03)-1$). Champ : France métropolitaine, salariés du secteur privé, hors salariés agricoles, salariés des particuliers-employeurs, apprentis et stagiaires. Source : Insee, panel DADS-EDP.

* *
*

La situation des femmes vis-à-vis du marché du travail a connu une évolution radicale en termes de participation et d'éducation depuis la fin des années soixante. Cela s'est traduit par une diminution de l'écart des rémunérations avec les hommes, mais cette tendance semble s'être fortement ralentie depuis le milieu des années quatre-vingt-dix. Où trouver un nouveau souffle pour l'égalité professionnelle ? Manifestement, il n'y a plus de progrès décisif à attendre sur les écarts de capital humain, même si des filières de diplômes moins spécialisées selon le genre seraient certainement un plus pour les rémunérations des femmes, surtout dans les emplois qualifiés. Des progrès restent nécessaires pour réduire la ségrégation professionnelle et les écarts de promotion entre les femmes et les hommes. Mais actuellement il n'est pas possible de négliger les conséquences des maternités, qui apparaissent comme le principal frein à l'égalité professionnelle en France.

Un levier majeur pour relancer le mouvement vers une disparition des écarts de rémunération entre les femmes et les hommes se situe alors probablement du côté de la pénalisation qui va avec la réduction du temps passé au travail (passage à temps partiel, interruptions d'activité), celle-ci étant elle-même liée fortement aux contraintes horaires attachées à la parentalité et à l'inégalité persistante du partage des tâches domestiques au sein des ménages. Que peuvent faire les politiques et les entreprises pour faire bouger les lignes ? Goldin (2014) avançait que la réorganisation de l'entreprise et la standardisation des tâches, y compris qualifiées, pouvaient être une solution, car si les salariés sont facilement remplaçables, il n'y a pas lieu de rémunérer plus que proportionnellement une présence plus longue sur le lieu de travail. Toutefois, même si l'égalité en salaire horaire pouvait ainsi être atteinte, il resterait une inégalité en rémunération totale liée aux ajustements horaires supportés massivement par les mères, surtout les moins qualifiées, avec des répercussions sur les niveaux de vie et les retraites. L'autre politique serait de

viser l'offre de travail, en facilitant l'articulation de la vie familiale et de la vie professionnelle et en incluant les pères dans cette approche. La diffusion actuelle des congés paternité en Europe va dans ce sens ; mais, dans le cas de la France,

le paiement au forfait (et non en proportion de la rémunération effective) des congés parentaux freine sa diffusion et défavorise indirectement les mères, et ce d'autant plus qu'elles sont payées au voisinage du Smic. □

BIBLIOGRAPHIE

- Afsa, C. & Buffeteau, S. (2006).** L'activité féminine en France: quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ? *Économie et statistique*, 398(1), 85–97. <https://doi.org/10.3406/estat.2006.7118>
- Akerlof, G. A. & Kranton, R. E. (2000).** Economics and Identity. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 715–753. <https://doi.org/10.1162/003355300554881>
- 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. *ILR Review*, 60(2), 163–186. <https://doi.org/10.1177%2F001979390706000201>
- Aubert, P. (2012).** Les retraités polypensionnés : éléments de cadrage ». Drees, *Dossiers Solidarité et Santé* N° 32. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/les-dossiers-de-la-drees/dossiers-solidarite-et-sante/article/les-polypensionnes>
- Baudelot, C. & Establet, R. (1992).** Allez les filles ! *Paris : Le Seuil*.
- Bertrand, M. (2010).** New perspectives on gender. Ashenfelter, O. & Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4, chapter 17, 1543–1590. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02415-4](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02415-4).
- Blinder, A. S. (1973).** Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 8(4), 436–455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Boutchenik, B., Coudin, E. & Maillard, S. (2019).** Les méthodes de décomposition appliquées à l'analyse des inégalités. Insee, *Document de travail* N° M2019/01. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4130571>
- Bonnet, C., Meurs, D. & Rapoport, B. (2016).** Gender inequalities in pensions: Are determinants the same in the private and public sectors? http://economix.fr/pdf/dt/2016/WP_EcoX_2016-08.pdf
- Bonnet, C., Meurs, D. & Rapoport, B. (2018).** Écart de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public. UNSA-IRES. <http://www.ires.fr/index.php/etudes-recherches-ouvrages/etudes-des-organisations-syndicales/item/5665-ecarts-de-retraite-entre-les-hommes-et-les-femmes-dans-le-privé-et-le-public>
- Bozio, A., Dormont, B. & Garcia-Penalosa, C. (2014).** Réduire les inégalités de salaire entre femmes et hommes. *Les Notes du Conseil d'analyse économique*, 17. <http://www.cae-eco.fr/Reduire-les-inegalites-de-salaires-entre-femmes-et-hommes>
- Chamki, A., Toutlemonde, F. (2015).** Ségrégation professionnelle et écarts de salaires femmes-hommes. *Dares Analyses* N° 082. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-dares-indicateurs-dares-resultats/article/segregation-professionnelle-et-ecarts-de-salaires-femmes-hommes>
- Coudin, E., Maillard, S. & Tô, M. (2019).** Entreprises, enfants : quels rôles dans les inégalités salariales entre femmes et hommes ? *Insee Analyses* N° 44. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3716874>
- Coudin, E., Maillard, S. & Tô, M. (2018).** Family, firms and the gender wage gap in France. Insee, *Document de travail* N° F1805. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3594169>
- Coudin, E., Maillard, S. & Tô, M. (2017).** Ecarts salariaux entre les entreprises et au sein de l'entreprise : femmes et hommes payés à la même enseigne ? *Insee Références – Emploi, chômage, revenus du travail*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2891684?sommaire=2891780>
- Couet, C. (2006).** L'échantillon démographique permanent de l'Insee. *Courrier des statistiques*, 117-119, 5–14. <http://www.epsilon.insee.fr:80/jspui/handle/1/8334>

- Coron, C., Boussard-Verrecchia, E., Berthou, K. & Meurs, D. (2019).** Quelle efficacité attendre des indicateurs pour mesurer les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes ? *Revue de droit du travail*, 3, 147–160.
- DGAFP (2017).** Chiffres clés de la Fonction publique. https://www.fonction-publique.gouv.fr/files/files/statistiques/rapports_annuels/2017/CC-2017.pdf
- Fortin, N., Lemieux, T. & Firpo, S. (2011).** Decomposition methods in economics. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, 1–102. Elsevier. <https://doi.org/10.3386/w16045>
- Gobillon, L., Meurs, D. & Roux, S. (2018).** Differences in positions along a hierarchy: Counterfactuals based on an assignment model. CEPR *Working Paper* N° 11982. <https://ideas.repec.org/s/drm/wpaper.html>
- Goldin, C. (2014).** A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091–1119. <https://doi.org/10.1257/aer.104.4.1091>
- Grésy, B. (2009).** Rapport préparatoire à la concertation avec les partenaires sociaux sur l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes. IGAS <https://www.vie-publique.fr/rapport/30564-rapport-preparatoire-la-concertation-avec-les-partenaires-sociaux-sur>
- Heckman, J. J. (1979).** Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47(1), 153–161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Joseph, O., Pailhé, A., Recotillet, I. & Solaz, A. (2013).** The economic impact of taking short parental leave: Evaluation of a French reform. *Labour Economics*, 25, 63–75. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2013.04.012>
- Kleven, H., Landais, C. & Søgaard, J. E. (2018).** Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181–209. <https://doi.org/10.1257/app.20180010>
- Lequien, L. (2012).** The impact of parental leave duration on later wages. *Annals of Economics and Statistics*, 107-108, 267–285. <https://www.jstor.org/stable/23646579>
- Lucifora, C. & Meurs, D. (2006).** The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy. *Review of Income and Wealth*, 52(1), 43–59. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2006.00175.x>
- Majnoni d'Intignano, B. (1999).** Egalité entre femmes et hommes : aspects économiques. Conseil d'analyse économique. <http://www.cae-eco.fr/Egalite-entre-hommes-et-femmes>
- Marchand, O. & Minni, C. (2019).** Les grandes transformations du marché du travail en France depuis le début des années soixante. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- Meng, X. & Meurs, D. (2001).** Différences de structure des emplois et écart salarial entre hommes et femmes en France. *Économie et Prévision*, 148, 113–126. <https://doi.org/10.3406/ecop.2001.6280>
- Meurs, D. & Ponthieux, S. (2000).** Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes. *Économie et Statistique*, 337-338, 135–158. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7501>
- Meurs, D., & Ponthieux, S. (2006).** L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? *Économie et Statistique*, 398(1), 99–129. <https://doi.org/10.3406/estat.2006.7119>
- Meurs, D., Pailhé, A. & Ponthieux, S. (2010).** Child-related career interruptions and the gender wage gap in France. *Annals of Economics and Statistics*, 99-100, 15–46. <https://doi.org/10.2307/41219158>
- Mincer, J. (1958).** Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281–302. <https://doi.org/10.1086/258055>
- Ministère du travail (2018).** La situation du marché du travail au 1^{er} trimestre 2018, les 5 faits saillants. Les RDV de Grenelle. <https://travail-emploi.gouv.fr/grands-dossiers/rendez-vous-de-grenelle-point-trimestriel-sur-la-situation-du-marche-du-travail/article/rendez-vous-de-grenelle-1er-trimestre-2018>
- Minni, C. (2012).** Emploi et chômage des 55-64 ans en 2011. *Dares Analyses* N° 049. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-dares-indicateurs-dares-resultats/article/emploi-et-chomage-des-55-64-ans-en-2011>
- 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. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-dares-indicateurs-dares-resultats/article/les-ecarts-de-salaire-entre-les-hommes-et-les-femmes-en-2009-le-salaire-horaire>

- Oaxaca, R. (1973).** Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
<https://doi.org/10.2307/2525981>
- Oaxaca, R. & Ransom, M. (1994).** On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90074-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90074-4)
- Oaxaca, R. & Ransom, M. (1988).** Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers. *Journal of Labour Research*, 9(2), 139–148.
<https://doi.org/10.1007/BF02685237>
- Pailhé, A. & Solaz, A. (2006).** Vie professionnelle et vie familiale : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes. *Population et Sociétés* N° 426.
<https://www.ined.fr/fr/publications/editions/population-et-societes/vie-professionnelle-et-naissance/>
- Piketty, T. (2003).** L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France. *CEPREMAP Working Papers* N° 0309.
<https://ideas.repec.org/p/cpm/cepm/0309.html>
- Ponthieux, S. & Meurs, D. (2015).** Gender Inequality. In: Atkinson, T. & Bourguignon, F. (Eds), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2, 981–1146. Amsterdam: Elsevier.
<https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59428-0.00013-8>
- Pora P. & Wilner, L. (2019).** Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution. Insee, *Document de travail* N° G2019/08.
<https://www.insee.fr/en/statistiques/4226421>
- Regan, T.L. & Oaxaca, R.L. (2009).** Work experience as a source of specification error in earnings models: implications for gender wage decompositions. *Journal of Population Economics*, 22(2), 463–499.
<https://doi.org/10.1007/s00148-007-0180-5>
- Sofer, C. (1990).** La répartition des emplois par sexe: capital humain ou discrimination. *Économie & Prévision*, 92(1), 77–85.
<https://doi.org/10.3406/ecop.1990.5160>
- Waldfoegel, J. (1998).** Understanding the “family gap” in pay for women with children. *The Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 137–156.
<https://doi.org/10.1257/jep.12.1.137>
-

