

Le salaire dépend-il du sexe du supérieur ?

Olivier Godechot *

Les supérieurs femmes promeuvent-elles une plus grande égalité salariale entre hommes et femmes ? Par ailleurs, même si elles voulaient promouvoir plus d'égalité, elles pourraient manquer de pouvoir, non seulement pour mettre en œuvre cette politique mais aussi pour améliorer les salaires de l'ensemble de leurs subordonnés hommes comme femmes.

En nous fondant sur l'enquête *SalSa* et l'enquête *COI*, nous montrons que les différentiels de salaires entre hommes et femmes sont effectivement plus faibles lorsque le supérieur est de sexe féminin. Cette position est toutefois associée à des salaires plus faibles pour l'ensemble des subordonnés. La faiblesse relative des salaires sous la supervision d'une femme peut être liée à des biais de sélection : les femmes deviendraient plus facilement des supérieures dans des secteurs, des métiers, des services moins valorisés, où les salaires sont plus faibles. Même en multipliant les contrôles des effets de sélection mesurables, les salariés qui ont un supérieur femme touchent 2,5 à 4 % de moins que ceux qui ont un supérieur homme. En revanche, même si le phénomène demande encore plus ample confirmation, cet écart de salaire en fonction du sexe du supérieur semble plus important lorsque le salarié est un homme que lorsqu'il est une femme. Sous l'encadrement d'une femme, les écarts hommes-femmes seraient de ce fait réduits de 30 % à 85 %.

L'interprétation de ce phénomène n'en est encore qu'à ses débuts. Quatre pistes sont proposées : des différences inobservées entre les positions d'encadrement masculines et féminines, l'impact à position hiérarchique identique de caractéristiques individuelles corrélées au sexe du supérieur, la différence de disposition des hommes et des femmes vis-à-vis de la négociation et de la compétition, et enfin un comportement discriminatoire des entreprises à l'égard des demandes des femmes.

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.

* Sciences Po, MaxPo et OSC-CNRS.

Malgré la progression du niveau d'éducation, des carrières qui gagnent en continuité, des métiers et des niveaux hiérarchiques qui s'ouvrent, les salaires des femmes restent durablement plus faibles que ceux des hommes (Meurs et Ponthieux, 2006). Elles touchent en moyenne 25 % de moins. Pour expliquer ces différences de rémunération, de nombreux travaux insistent sur le rôle des décisions familiales, telles que les interruptions de carrière ou le travail à temps partiel, ainsi que sur les choix professionnels en termes de secteurs et de métiers. Il n'en reste pas moins que l'écart de salaire inexplicable par des différences de caractéristiques entre hommes et femmes reste non négligeable, de l'ordre de 7 à 9 % selon les études et les spécifications. L'origine du différentiel homme-femme ne se situe pas entièrement en amont de l'entrée dans l'entreprise et tout porte à croire que cette dernière n'est pas neutre. Les chefs d'entreprise pourraient favoriser des personnes de même sexe soit en raison de leurs préférences (Becker, 1957) soit en raison de croyances sur l'espérance de productivité de leurs salariés (Phelps, 1972 ; Arrow, 1973).

Dans les organisations complexes, la formation des salaires des hommes et des femmes est un processus pluriel qui ne dépend pas seulement du goût et des croyances du chef d'entreprise mais aussi de l'ensemble de la hiérarchie et en particulier des biais éventuels du supérieur hiérarchique (Prendergrast et Topel, 1996). Aussi, étudier l'impact de la féminisation de la hiérarchie sur la formation des salaires est une piste pour mieux comprendre la formation des inégalités entre hommes et femmes. En effet, malgré la ségrégation des univers de travail et les obstacles à la promotion des femmes, on trouve désormais des univers professionnels où à la fois des hommes et des femmes supervisent d'autres hommes et d'autres femmes. Quelques travaux ont ainsi déjà montré que l'écart de salaire entre hommes et femmes diminuait avec la féminisation de la hiérarchie (Hultin et Szulkin, 1999 ; Cohen et Huffman, 2007 ; Canton et Verheul, 2009). Plusieurs facteurs peuvent expliquer ces résultats. Hommes et femmes pourraient différer par leurs critères et leurs pratiques d'évaluation (Acker, 1990). Les premiers peuvent privilégier la grande disponibilité temporelle de leurs subordonnés (Simpson, 1998 ; Pochic et Guillaume, 2007), tandis que les secondes peuvent être plus sensibles à la productivité dans le cadre des contraintes horaires resserrées. Le biais pourrait venir aussi des réseaux sociaux différenciés des hommes et des femmes (Burt, 1998 ; Roth, 2006). Les conversations

et les relations amicales au travail se font plus fréquemment avec les personnes du même sexe (Héran, 1989). Aussi, en moyenne, la circulation de l'information, la collaboration ainsi que la sympathie peuvent être favorisées par un appariement subordonné-supérieur de même sexe, permettant alors de meilleures appréciations et une progression de salaire plus rapide.

L'effet réducteur d'inégalités de la féminisation de la hiérarchie peut toutefois être contrebalancé par un deuxième effet. Si l'entreprise est discriminatoire, il n'est pas sûr que les femmes promues disposent de la même latitude que des hommes qui occuperaient le même poste. Dans le cadre des nouvelles formes d'organisation structurées autour d'une politique salariale décentralisée et individualisée, le supérieur doit plaider auprès de sa hiérarchie (généralement masculine) en faveur des augmentations ou des primes de ses subordonnés. Dans ce processus de compétition, les femmes peuvent obtenir moins pour leurs équipes, soit que leurs demandes soient plus modestes (Babcock et Laschever, 2003), soit que leurs demandes soient moins satisfaites par la hiérarchie. Ainsi, Ragins et Cotton (1999) montrent qu'avoir eu surtout des mentors masculins accroît le salaire. Ces différents éléments suggèrent qu'un supérieur féminin pourrait être associé à des salaires plus faibles pour ses subordonnés. À partir d'une étude sur les conditions de travail en Europe, Canton et Verheul (2009) obtiennent effectivement des résultats compatibles avec cette interprétation.

Toutefois, hommes et femmes exercent des métiers dans des secteurs fort différents, au rythme de promotion inégal. Aussi les hypothèses mentionnées ci-dessus et les résultats obtenus par certains travaux peuvent tenir à des différences de caractéristiques inobservées entre les salariés dirigés par des hommes et ceux dirigés par des femmes. Dans le cadre du présent article, nous souhaitons étudier la portée et les limites de ces hypothèses pour la France à partir de deux enquêtes, l'enquête *Changements Organisationnels et Informatisation (COI)* de 2006 et l'enquête *les Salaires vus par les Salariés (SalSa)* de 2009 (cf. encadré 1). Ces deux enquêtes, aux échantillons certes limités, sont les premières enquêtes françaises à introduire une question précise sur le sexe du supérieur hiérarchique¹. Ceci permet une

1. Cette question est aussi présente en 2005 dans la quatrième enquête sur les conditions de travail Europe (Canton et Verheul, 2009).

évaluation de son impact bien plus précise que dans les études, plus nombreuses, se fondant sur un indicateur plus grossier, à savoir la proportion des femmes au sein de l'encadrement de la firme (Hultin et Szulkin, 1999 ; Cohen et Huffman, 2007).

Hommes et femmes supérieurs. Un management différent ?

La question du sexe du supérieur ne peut être évoquée sans mentionner en préambule la différence de position des hommes et des femmes

dans la hiérarchie des entreprises et la difficulté des femmes à accéder à des positions d'encadrement. Ainsi, dans l'enquête *SalSa*, 35 % des hommes enquêtés ont des subordonnés tandis que 16 % des femmes enquêtées partagent la même situation. Ce phénomène, couramment désigné comme le « plafond de verre » contre lequel les femmes viendraient buter lors de leur progression, a déjà été largement étudié (Wright et Baxter, 2000 ; Pochic et Guillaume, 2007) et n'est pas l'objet principal de l'article. Il n'en constitue pas moins l'arrière-plan. En effet, si les femmes ont plus de difficultés à devenir des supérieurs que les hommes, il est alors probable

Encadré 1

LES ENQUÊTES UTILISÉES ET LEURS QUESTIONS

L'enquête *SalSa*, sur les *Salaires vus par les Salariés*, porte sur le salaire et les sentiments de justice d'un échantillon de 3 000 salariés du secteur privé et de la fonction publique territoriale et hospitalière. L'administration d'État n'est en revanche pas représentée dans le volet utilisé. Afin de compenser cette absence, la population issue des fonctions publiques hospitalière et territoriale a été surpondérée pour représenter 20 % de l'échantillon de tirage. De même, 10 % de l'échantillon a été tiré spécifiquement au sein du décile supérieur des salariés du privé pour s'assurer une bonne représentation de cette tranche-là. Les enquêtés ont été tirés dans le Panel des DADS en 2006 lorsque leur commune de résidence appartenait aux régions suivantes : Alsace, Auvergne, Centre, Languedoc-Roussillon, Lorraine, Midi-Pyrénées, Basse-Normandie, Pays de la Loire, Picardie et Rhône-Alpes ainsi que dans le département de l'Essonne. Cette enquête conçue par un groupe de chercheurs (Christian Baudelot, ENS-CMH ; Damien Cartron, CNRS-CMH ; Jérôme Gautié, Université Paris I ; Olivier Godechot, CNRS-CMH ; Michel Gollac, LSQ-CREST ; Claudia Sénik, PSE) a été financée dans le cadre du projet *Corpus* de l'ANR et réalisée par l'Insee. Elle s'est déroulée fin 2008 et début 2009 par téléphone lorsque c'était possible et en face-à-face sinon.

L'enquête *COI*, sur les *Changements Organisationnels et l'Informatisation*, porte de la même façon sur un échantillon de 14 000 salariés tirés dans le *Panel DADS*. La couverture géographique porte sur toute la France métropolitaine. En revanche, ne sont sélectionnés que les salariés des entreprises de plus de 20 salariés des secteurs suivants : industrie, transports, énergie, services financiers, construction, services aux entreprises, commerce, hôtellerie et restauration, et médias (code 92.1, 92.2 de la NAF 2003). Elle exclut de son volet principal la fonction publique d'État (celle-ci devant faire l'objet d'une enquête complémentaire), l'agriculture, la pêche, les industries extractives, l'administration publique, l'éducation, la santé, les services collectifs, sociaux et personnels (sauf les médias). Les dirigeants d'entreprise et les

salariés payés au-dessus d'un certain seuil ne sont pas interrogés. Du fait de son mode d'échantillonnage, les femmes se trouvent sous-représentées par rapport à leur place dans la population active.

Les deux enquêtes diffèrent aussi dans leurs questions relatives au sexe du supérieur. Dans l'enquête *SalSa*, la question posée pour connaître le sexe du supérieur est la suivante : « Nous allons maintenant parler de la personne qui évalue votre travail ou qui compte le plus dans son évaluation. Est-elle ? 1. Un homme, 2. Une femme, 0. Personne n'évalue votre travail. » Dans l'enquête *COI* : « Votre supérieur hiérarchique direct est ? 1. Un homme, 2. Une femme, 3. Vous n'avez pas de supérieur hiérarchique direct. »

On peut présumer que, dans la très grande majorité des cas, la personne qui compte le plus dans l'évaluation du travail est le supérieur hiérarchique direct, ce qui justifie le rapprochement ; dans l'enquête *COI*, lorsque le travail est contrôlé (contrôle plus fréquent que rarement ou jamais), il l'est à 88 % par « le supérieur hiérarchique, par la direction du service », contrôle qui n'exclut pas d'autres formes de contrôle (autres collègues, organisme extérieur). Il peut toutefois y avoir des exceptions (inspection, n+2, etc.). Le protocole de *SalSa* permet aussi d'écarter les supérieurs directs qui ne jouent aucun rôle dans l'évaluation du travail.

Le salaire utilisé dans l'enquête *SalSa* est le salaire déclaré par l'enquêté (« Quel salaire mensuel net moyen tirez-vous de cet emploi ? Y compris les compléments et primes (mensuels, trimestriels, annuels). ») Lors de la passation du questionnaire *COI*, à la fin 2006, on ne pose pas la question du salaire. Le salaire utilisé dans l'enquête *COI* est le salaire annuel 2005 renseigné par l'entreprise lors des déclarations annuelles de données sociales. En revanche, l'horaire est dans les deux cas l'horaire hebdomadaire habituel de travail déclaré par l'enquêté dans le questionnaire.

que dans bien des cas la situation d'un supérieur homme et celle d'un supérieur femme ne soient ni tout à fait équivalentes ni directement comparables. En même temps, il existe désormais de nombreux départements d'une même entreprise, en particulier dans les services, où l'on peut trouver des supérieurs hommes et femmes, où les uns remplacent les unes et vice-versa à un même poste de supervision, ce qui justifie pleinement la démarche comparative sur les effets du sexe du supérieur sur les subordonnés. Un des enjeux de cette étude est de pouvoir resserrer la comparaison à de telles situations.

L'opposition la plus évidente entre deux supérieurs de sexes différents tient à la répartition hommes-femmes de leurs subordonnés. Le tableau 1 montre que si les femmes ont à peu près autant de chances d'avoir un supérieur qu'une supérieure (d'après *SalSa*²), les hommes en revanche ont très peu de chances d'avoir une supérieure : c'est le cas de seulement 11 % d'entre eux (13 % si l'on enlève les sans objet) d'après l'enquête *SalSa* et de 8 % d'entre eux dans l'enquête *COI*. Le fort degré d'appariement par sexe des supérieurs et des subordonnés trouvé pour la France est très proche de celui trouvé pour les pays européens par Canton et Verheul (2009).

La similarité de sexe avec le supérieur est-elle le seul facteur de différenciation entre subordonnés d'un homme et d'une femme ? Le tableau 2 présente les moyennes des variables de contrôle en fonction du sexe de l'enquêté et de celui du supérieur, dont nous nous servirons par la suite pour les régressions. L'âge et l'ancienneté dans l'entreprise ne varient guère selon le sexe du supérieur, tant chez les hommes que chez les femmes. En revanche, des horaires de travail

moins importants, la féminisation de l'univers de travail, l'appartenance à la fonction publique et plus généralement aux secteurs de l'éducation, de la santé ou des services personnels, l'absence de subordonnées (pour les femmes tout au moins), des établissements plus grands (pour les femmes aussi), l'appartenance à la catégorie socioprofessionnelle des employés sont significativement associés à un supérieur féminin. L'appartenance à l'industrie et au groupe ouvrier est significativement associée à un supérieur masculin. Quelques variables présentent des effets contrastés selon le sexe de l'enquêté. Les hommes dirigés par une femme sont plutôt plus diplômés que ceux dirigés par un homme. Au contraire, les femmes dirigées par une femme sont moins diplômées que celles dirigées par un homme. Elles sont aussi moins souvent cadres.

Avant d'explorer les incidences du supérieur sur le niveau et le différentiel de salaire, nous proposons d'explorer des différences de style de supervision selon le sexe du supérieur et celui des subordonnés. Dans le tableau 3, on étudie leurs effets sur des pratiques ayant un rapport avec les relations hiérarchiques : vouvoyer ou tutoyer le supérieur hiérarchique, bénéficier de son aide en cas de surcharge de travail, avoir un entretien d'évaluation au moins une fois par an, avoir un supérieur qui connaît le travail de l'enquêté, considérer qu'il importe « d'être performant » pour avoir une prime, une augmentation ou une promotion.

2. *SalSa* et *COI* reposent sur des échantillons différents. Du fait de l'exclusion d'une partie des services et de la fonction publique, *COI* représente imparfaitement la population active féminine.

Tableau 1
Sexe de l'enquêté et sexe du supérieur

| Enquête | Supérieur | En % | | | | |
|------------------------|-----------|-------|-------|---------------------------|-------|-------------------|
| | | Homme | Femme | Sans objet et non réponse | Total | Effectif (nombre) |
| | Ego | | | | | |
| <i>SalSa</i> (2009) | Homme | 79 | 11 | 10 | 100 | 1 584 |
| | Femme | 46 | 45 | 8 | 100 | 1 533 |
| | Ensemble | 63 | 28 | 9 | 100 | 3 117 |
| <i>COI</i> (2006) | Homme | 91 | 8 | 1 | 100 | 8 983 |
| | Femme | 67 | 32 | 1 | 100 | 5 386 |
| | Ensemble | 82 | 17 | 1 | 100 | 14 369 |

Lecture : dans l'enquête *SalSa* (2009), 79 % des enquêtés homme ont un supérieur homme.
Champ : ensemble des enquêtés (non pondérés).
Sources : *SalSa* : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 et *COI* : CEE, Dares, DGAFF, Drees, Insee, 2006.

Les réponses montrent en apparence des pratiques différentes selon le sexe du supérieur et du subordonné. Celles-ci semblent marquer une meilleure communication et une meilleure collaboration en cas de sexe identique et une plus grande réserve et un plus grand formalisme lorsque le sexe est différent. Ainsi, l'enquête estime que son supérieur connaît son travail plus fréquemment lorsque ce dernier est de même sexe que lui. Il obtient aussi dans ce cas-là plus souvent son aide en cas de surcharge de travail. Les femmes vouvoient nettement plus

fréquemment leur supérieur lorsque celui-ci est un homme. Les supérieurs femmes recourent plus aux entretiens annuels d'évaluation, en particulier lorsque le subordonné est un homme. On trouve en revanche peu de questions dans le questionnaire permettant de tester l'idée d'une variation des catégories d'évaluation selon le sexe. Dans le questionnaire *SalSa*, on demande aux enquêtés quels sont les critères importants pour avoir une augmentation, une prime ou une promotion. Il s'agit d'une question de portée générale qui ne porte pas directement sur les

Tableau 2
Les supérieurs hommes et femmes évoluent dans des univers de travail différents

| | Hommes | | Femmes | |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | Supérieur homme | Supérieur femme | Supérieur homme | Supérieur femme |
| Âge | 41,15 | 42,69 | 41,52 | 42,30 |
| Ancienneté dans l'entreprise | 12,01 | 12,06 | 11,78 | 12,26 |
| Salarié du public | 0,11* | 0,29* | 0,25* | 0,42* |
| Temps de travail habituel | 38,96* | 37,22* | 34,74* | 32,61* |
| Taux de féminisation secteur × CS | 0,29* | 0,47* | 0,63* | 0,73* |
| A des subordonnés | 0,35 | 0,31 | 0,19* | 0,14* |
| Taille de l'établissement | 307,2* | 491,6* | 333,0* | 632,3* |
| Diplôme | | | | |
| CE ou moins | 0,13* | 0,07* | 0,11 | 0,12 |
| CAP, BEP, BEPC | 0,42 | 0,36 | 0,30* | 0,38* |
| BAC | 0,17 | 0,20 | 0,20 | 0,17 |
| BAC+2 | 0,14 | 0,15 | 0,21 | 0,19 |
| BAC+3/4 | 0,06* | 0,10* | 0,10 | 0,09 |
| BAC+5 et plus | 0,08 | 0,10 | 0,08* | 0,05* |
| CS | | | | |
| Patrons | 0,0008 | - | 0,003 | - |
| Cadres | 0,17 | 0,17 | 0,12* | 0,05* |
| Professions intermédiaires | 0,27 | 0,33 | 0,26 | 0,26 |
| Employés | 0,09* | 0,29* | 0,49* | 0,61* |
| Ouvriers | 0,46* | 0,21* | 0,12* | 0,08* |
| Secteur | | | | |
| Industrie, énergie | 0,30* | 0,13* | 0,15* | 0,07* |
| Construction | 0,13* | 0,02* | 0,03* | 0,00* |
| Commerce et réparations | 0,15 | 0,13 | 0,14 | 0,12 |
| Hôtels et restaurants | 0,02 | 0,03 | 0,04* | 0,02* |
| Transports et communications | 0,07 | 0,11 | 0,04* | 0,02* |
| Activités financières | 0,02 | 0,04 | 0,06* | 0,02* |
| Immobilier, location et services aux entreprises | 0,16 | 0,16 | 0,17* | 0,10* |
| Administration publique | 0,09* | 0,19* | 0,14 | 0,18 |
| Éducation, santé et action sociale | 0,04* | 0,14* | 0,20* | 0,40* |
| Services collectifs, sociaux et personnels | 0,02 | 0,04 | 0,03* | 0,06* |

Lecture : l'âge moyen des hommes ayant un supérieur homme est de 41,15 ans. 11 % des hommes ayant un supérieur homme sont salariés du secteur public. Le signe * marque des moyennes significativement différentes (test de Student au seuil de 5 %) selon le sexe du supérieur, à sexe de l'enquêté donné.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur.

Source : SalSa, Insee, ANR, CMH, Crest, 2009.

pratiques du supérieur, et le lien avec les catégories d'évaluation de ce dernier n'est qu'indirect. Toutefois, si les catégories d'évaluation du supérieur diffèrent selon son sexe et que celles-ci sont perçues par le subordonné, cela peut avoir une incidence sur la perception subjective des enquêtés. Nous présentons les recherches pour le critère « être performant » qui semble le plus discriminant. Ce critère est par ailleurs en phase avec les recherches sur le genre qui montrent combien l'organisation promeut un idéal masculin-neutre, focalisé sur la performance mesurable, généralement financière (Eagly et Karau, 2002). Non seulement les femmes citent moins ce critère que les hommes, mais les personnes sous la direction d'une femme le font encore moins que celles sous la direction d'un homme.

Les résultats présentés au tableau 3 peuvent devoir beaucoup aux différences d'organisation du travail présentées dans le tableau 2 entre les lieux de travail, selon que l'on y trouve peu ou beaucoup de femmes parmi les supérieurs hiérarchiques. C'est pourquoi, en contrôlant les réponses avec le jeu de variables présentées au tableau 2, on estime plus précisément l'effet du sexe, du sexe du supérieur et de leur combinaison sur les pratiques managériales étudiées, dans des situations professionnelles beaucoup plus

comparables (cf. tableau 4). Dans la plupart des cas, ces pratiques semblent dépendre du sexe du supérieur. Une femme aide plus ses subordonnés en cas de surcharge et les rencontre plus souvent dans le cadre d'un entretien annuel. On la vouvoie moins et on considère moins sous sa direction la « performance » comme facteur de progression salariale. Dans plusieurs cas, ces pratiques sont en outre genrées, au sens où elles diffèrent selon le croisement du sexe du supérieur et du subordonné : la connaissance du travail par le supérieur, l'aide en cas de surcharge de travail, le tutoiement seront significativement plus fréquents lorsque l'enquêté est une femme sous la supervision d'une femme. Cette plus grande proximité sociale des supérieurs femmes et de leurs subordonnées pourrait donc être un facteur de compensation du différentiel de salaire entre hommes et femmes.

Des salaires plus importants sous la supervision d'un homme, des écarts hommes-femmes réduits sous celle d'une femme

Les différences constatées ci-dessus sur quelques items ne sont sans doute pas à elles seules déterminantes mais elles témoignent

Tableau 3
Pratiques managériales en fonction du sexe et du sexe du supérieur

| | Supérieur | | Homme | | Femme | | Ensemble | |
|---|-----------|--|-------|--|-------|--|----------|--|
| | Ego | | | | | | | |
| Vouvoie le supérieur (a) | Homme | | 28 | | 33 | | 28 | |
| | Femme | | 55 | | 36 | | 48 | |
| | Ensemble | | 36 | | 35 | | 36 | |
| Aide des supérieurs en cas de surcharge (a) (1) | Homme | | 57 | | 56 | | 57 | |
| | Femme | | 54 | | 60 | | 56 | |
| | Ensemble | | 56 | | 59 | | 57 | |
| Entretien annuel (a) | Homme | | 48 | | 58 | | 49 | |
| | Femme | | 50 | | 53 | | 51 | |
| | Ensemble | | 49 | | 55 | | 50 | |
| Supérieur connaît le travail (b) | Homme | | 81 | | 71 | | 79 | |
| | Femme | | 79 | | 83 | | 81 | |
| | Ensemble | | 80 | | 81 | | 80 | |
| « Être performant » pour avoir une augmentation (b) | Homme | | 50 | | 43 | | 49 | |
| | Femme | | 44 | | 30 | | 37 | |
| | Ensemble | | 48 | | 33 | | 43 | |

1. L'aide des supérieurs n'est mesurée que pour les salariés travaillant avec leurs supérieurs.

Lecture : 28 % des hommes ayant un supérieur homme le vouvoient. 50% des hommes ayant un supérieur homme considèrent qu'il importe « d'être performant » pour avoir une prime, une augmentation ou une promotion.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Sources : COI : CEE, Dares, DGAFP, Drees, Insee, 2006 (a) et SalSa : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 (b).

d'une différenciation des pratiques managériales pouvant conduire à des écarts de salaire en fonction du sexe du supérieur. Qui plus est, la plus grande collaboration entre supérieur et subordonné de même sexe pourrait être de nature à expliquer le fait constaté dans plusieurs travaux portant sur la Suède, les États-Unis ou l'Europe d'un moindre différentiel de salaire homme-femme avec la féminisation de la hiérarchie (Hultin et Szulkin, 1999 ; Cohen et Huffman, 2007 ; Canton et Verheul, 2009).

Que montrent pour la France les statistiques descriptives ? Les salariés de l'enquête *SalSa* touchent début 2009 1 769 euros par mois en moyenne sous la direction d'un homme, 1 413 euros sous la direction d'une femme, soit 20 % de moins (cf. tableau 5). La différence de salaire annuel en 2005 (enquête *COI*) est un peu moindre (- 18 %), mais du même ordre. Le différentiel brut de salaire moyen est conséquent et presque aussi important que celui que l'on constate entre un homme et une femme (- 24 % dans *COI*, - 26 % dans *SalSa*). Les effets de composition bien sûr comptent pour beaucoup : peu d'hommes sont dirigés par des femmes. Les hommes touchent 7 à 8 % de moins lorsqu'ils sont sous la supervision d'une femme et les femmes touchent 12 % de moins. En première approche, les supérieures femmes ne semblent guère diminuer la discrimination.

Ce différentiel important en fonction du sexe du supérieur diminue toutefois de moitié lorsque l'on passe des salaires mensuels aux salaires horaires. Un supérieur femme est associé à un

différentiel de - 11 % à - 13 % dans l'ensemble, de - 6 % (*SalSa*) à - 9 % (*COI*) pour les femmes et de - 4 % pour les hommes. Cette réduction des écarts tient au fait, comme le montre le tableau 2, qu'on trouve des supérieures femmes dans des univers professionnels où les temps de travail sont moins longs, de l'ordre de deux heures de moins par semaine.

La réduction importante du différentiel de salaire en fonction du sexe du supérieur dès que l'on tient compte du sexe de l'enquêté et du temps de travail suggère un effet de composition. La proportion de femmes supérieures peut être plus importante aux niveaux hiérarchiques inférieurs ou dans les secteurs où l'on paie moins et qui sont en même temps les plus féminisés. Dans l'idéal, pour mesurer l'effet causal du sexe du supérieur sur les salaires, deux méthodes pourraient être envisagées. La première technique, dite des variables instrumentales, suppose de trouver une variable exogène qui détermine le sexe du supérieur et qui n'a pas d'impact sur les salaires autre que via son impact sur le sexe du supérieur. Cette méthode est puissante, mais dans le cas d'espèce est impossible à mettre en œuvre en raison de la difficulté non seulement à trouver dans les données un tel type de variable mais aussi à la concevoir : en effet, il est probable que les facteurs qui favorisent la féminisation de la hiérarchie se traduisent aussi par une politique salariale différente. La seconde solution consisterait à mesurer les effets sur les salaires du remplacement au même poste et à la tête de la même équipe, d'un homme par une femme ou d'une femme par un homme.

Tableau 4
Effets nets du sexe et du sexe du supérieur sur les pratiques managériales

| | Vouvoie le supérieur | | Aide des supérieurs en cas de surcharge | | Entretien annuel | | Supérieur connaît le travail | | « Être performant » pour avoir une augmentation | |
|-------------------------|----------------------|---------------------|---|---------------------|--------------------|--------------------|------------------------------|---------------------|---|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| Femme | 0,96*** (0,04) | 1,14*** (0,05) | - 0,13*** (0,05) | - 0,18*** (0,05) | - 0,061 (0,046) | - 0,061 (0,050) | 0,21 (0,13) | - 0,05 (0,15) | - 0,03 (0,10) | 0,06 (0,11) |
| Supérieur femme | - 0,51*** (0,05) | 0,21** (0,09) | 0,15*** (0,05) | - 0,021 (0,089) | 0,23*** (0,05) | 0,23*** (0,09) | 0,06 (0,12) | - 0,52*** (0,19) | - 0,20** (0,10) | - 0,11 (0,18) |
| Femme x Supérieur femme | | - 1,06*** (0,11) | | 0,27** (0,11) | | 0,0006 (0,11) | | 0,91*** (0,24) | | - 0,13 (0,21) |
| Effectif | 14 213 | 14 213 | 10 935 | 10 935 | 14 213 | 14 213 | 2 729 | 2 729 | 2 798 | 2 798 |
| Pseudo R2 (en %) | 9 | 10 | 2 | 2 | 19 | 19 | 2,5 | 3,0 | 12 | 12 |

Lecture : pour chacune des questions en ligne on a estimé deux régressions logistiques, l'une sans effet croisé, l'autre avec un effet croisé. Dans les deux cas, on utilise comme variables de contrôle la liste des variables présentées dans le tableau 2 avec en outre des effets quadratiques pour l'âge, l'ancienneté et le temps de travail. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés), sauf pour les modèles 3 et 4, où le champ est restreint aux salariés travaillant avec leurs supérieurs.

Sources : *COI* : CEE, Dares, DGAFF, Drees, Insee, 2006 (modèles 1 à 6) et *SalSa* : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 (modèles 7 à 10).

Toutefois, outre que nos données ne sont pas en panel, la hiérarchie formelle et l'organigramme complet des entreprises ne sont que très rarement disponibles. Cette approche ne peut être mise en œuvre à partir de données administratives et *a fortiori* à partir de données d'enquête sur échantillon national.

Faute de pouvoir utiliser l'une ou l'autre de ces deux méthodes, nous employons la technique classique de la régression linéaire multiple avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous modélisons l'effet du sexe du supérieur sur le logarithme du salaire horaire en contrôlant pour un jeu de variables important, ayant une influence sur la formation des salaires, afin

d'établir l'influence du supérieur homme et femme à situation professionnelle aussi comparable que possible. Toutefois, il faudra être prudent dans la mesure où l'effet mesuré reste dépendant d'un éventuel biais de sélection sur les variables inobservables. Dans le tableau 6, nous utilisons ainsi comme contrôles le secteur (10 modalités), la CS (5 modalités dans *SalSa*, 4 dans *COI*), le diplôme (6 modalités), l'âge et son carré, l'ancienneté et son carré, le temps de travail et son carré, l'appartenance au secteur public (*SalSa*), la taille de l'établissement (*SalSa*) ou de l'entreprise (*COI*)³. Malgré ces

3. On trouvera la régression complète en annexe 1.

Tableau 5
Salaire mensuel et salaire horaire en fonction du sexe et du sexe du supérieur

| | | Supérieur homme | Supérieur femme | Ensemble | Différentiel (en %) |
|------------------------------|---------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------|
| Salaire Mensuel <i>SalSa</i> | Homme | 1 923 [1854-1991] | 1 774 [1638-1909] | 1 904 [1842-1967] | - 7,7 * |
| | Femme | 1 497 [1441-1554] | 1 319 [1275-1363] | 1 409 [1373-1445] | - 11,9 *** |
| | Ensemble | 1 769 [1720-1818] | 1 413 [1367-1459] | 1 659 [1622-1697] | - 20,1 *** |
| | Différentiel (en %) | - 22,2 *** | - 25,6 *** | - 26,0 *** | |
| Salaire Horaire <i>SalSa</i> | Homme | 11,50 [11,04-11,95] | 11,06 [10,32-11,80] | 11,44 [11,03-11,85] | - 3,8 |
| | Femme | 9,95 [9,59-10,31] | 9,39 [9,12-9,68] | 9,67 [9,45-9,91] | - 5,6 ** |
| | Ensemble | 10,94 [10,62-11,26] | 9,74 [9,47-10,02] | 10,57 [10,33-10,81] | - 11,0 *** |
| | Différentiel (en %) | - 13,5 *** | - 15,1 *** | - 15,5 *** | |
| Salaire Annuel <i>COI</i> | Homme | 23 498 [23 132-23 865] | 21 807 [20 670-22 944] | 23 354 [23 005-23 704] | - 7,2 *** |
| | Femme | 18 508 [18 508-18 888] | 16 306 [15 868-16 745] | 17 785 [17 491-18 080] | - 11,9 *** |
| | Ensemble | 21 980 [21 696-22 263] | 17 974 [17 503-18 446] | 21 276 [21 027-21 525] | - 18,2 *** |
| | Différentiel (en %) | - 21,2 *** | - 25,2 *** | - 23,8 *** | |
| Salaire Horaire <i>COI</i> | Homme | 11,49 [11,32-11,65] | 10,99 [10,44-11,55] | 11,44 [11,29-11,60] | - 4,4 * |
| | Femme | 9,90 [9,69-10,12] | 9,02 [8,80-9,23] | 9,61 [9,45-9,77] | - 8,9 *** |
| | Ensemble | 11,00 [10,87-11,13] | 9,61 [9,38-9,84] | 10,75 [10,64-10,87] | - 12,6 *** |
| | Différentiel (en %) | - 13,8 *** | - 17,9 *** | - 16,0 *** | |

Lecture : les femmes ayant un supérieur de même sexe touchent en moyenne 1 319 euros par mois, soit 11,9 % de moins que les hommes ayant un supérieur homme, et 25,6 % de moins que les hommes ayant un supérieur femme. Intervalle de confiance à 95 % de la moyenne entre crochets. La significativité du différentiel est testée avec un Test de Student. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.
Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).
Sources : *SalSa* : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 et *COI* : CEE, Dares, DGAFF, Drees, Insee, 2006.

contrôles, on pourrait objecter que la présence d'un supérieur femme pourrait n'être qu'un indicateur de la féminisation de l'univers du travail, et ce d'autant plus que plusieurs travaux (England *et al.*, 1988 ; Hultin, 2003) ont déjà montré que celle-ci était significativement associée à des salaires moindres (en particulier pour les femmes). Afin d'écarter une telle interprétation, nous construisons une variable taux de féminisation de l'univers de travail comme le pourcentage de femmes parmi les salariés en fonction de l'intersection de la CS et du secteur.

La première régression (cf. tableau 6, modèle 1) indique que, même en contrôlant par un important jeu de variables, les salariés touchent 2,9 % de moins d'après *SalSa* et 3,7 % de moins d'après *COI* lorsque le supérieur est une femme. Cet effet négatif reste toutefois moins important que celui lié au sexe de l'enquêté : - 9,4 % dans *SalSa*, - 12 % dans *COI*. Il n'en demeure pas moins significatif au seuil de 5 % et ne semble pas devoir être interprété comme l'indice de féminisation de l'univers du travail, lequel a, lui aussi, un effet négatif.

On obtient des résultats plus divergents avec les deux enquêtes lorsque l'on croise sexe du subordonné et sexe du supérieur. D'après *SalSa*, les supérieurs femmes réduiraient l'écart hommes-femmes selon les modèles de 1,2 point (écart entre les modèles 5 et 6 pour le paramètre femme) à 3,6 points (effets d'interaction dans le modèle 2), phénomène d'ampleur limitée, qui sur un échantillon de taille plus modeste que celui de *COI* n'apparaît pas vraiment significatif.

En revanche, dans le cadre de l'enquête *COI*, les supérieurs femmes réduisent les écarts de salaire entre hommes et femmes de 12 points, effet à la fois plus significatif (et ceci en raison d'un effectif supérieur) et plus important qu'avec *SalSa*. Cet effet compense entièrement l'effet du sexe du supérieur mais va de pair avec un handicap lié au sexe de l'enquêté plus important (- 14 %). Aussi, l'écart entre hommes et femmes paraît sensiblement réduit sous la direction d'une femme (- 2 % dans le cadre de l'équation 2, - 4 % dans le cadre de l'équation 6) par rapport à ce qu'il est sous la direction d'un homme (- 14 % tant dans le modèle 2 que dans

Tableau 6
L'effet marginal du sexe et du sexe du supérieur sur le salaire horaire

| Enquête | Variables | Ensemble | | Hommes | Femmes | Supérieur homme | Supérieur femme |
|--------------|--|------------------------|------------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>SalSa</i> | Femme | - 0,094 *** (0,014) | - 0,103 *** (0,016) | | | - 0,091*** (0,016) | - 0,079*** (0,029) |
| | Supérieur femme | - 0,029 ** (0,014) | - 0,054 ** (0,024) | - 0,038 (0,024) | - 0,023 (0,016) | | |
| | Femme x supérieur femme | | 0,036 (0,028) | | | | |
| | Proportion de femmes par secteur croisé avec la CS | - 0,078 (0,053) | - 0,076 (0,053) | - 0,061 (0,077) | - 0,23*** (0,08) | - 0,034 (0,061) | - 0,21** (0,11) |
| | Effectif | 2 797 | 2 797 | 1 413 | 1 384 | 1 938 | 858 |
| | R2 | 46 % | 46 % | 47 % | 42 % | 47 % | 43 % |
| <i>COI</i> | Femme | - 0,12 *** (0,02) | - 0,14*** (0,02) | | | - 0,14*** (0,02) | - 0,039 (0,038) |
| | Supérieur femme | - 0,037 ** (0,017) | - 0,11*** (0,03) | - 0,099*** (0,03) | 0,0003 (0,022) | | |
| | Femme x supérieur femme | | 0,12*** (0,04) | | | | |
| | Proportion de femmes par secteur croisé avec la CS | - 0,30 *** (0,09) | - 0,29 *** (0,09) | - 0,32*** (0,12) | - 0,18 (0,13) | - 0,32*** (0,10) | - 0,11 (0,20) |
| | Effectif | 12 814 | 12 814 | 7 970 | 4 844 | 10 539 | 2 275 |
| | R2 (en %) | 23 | 23 | 24 | 21 | 23 | 21 |

Lecture : on modélise le logarithme du salaire horaire déclaré à l'aide de modèles MCO. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. On utilise comme variables de contrôle la liste des variables présentées dans le tableau 2 avec en outre des effets quadratiques pour l'âge, l'ancienneté et le temps de travail. Les modèles complets pour *SalSa* et *COI* de la première colonne se trouvent en annexe. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Sources : *SalSa* : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 et *COI* : CEE, Dares, DGAFF, Drees, Insee, 2006.

le modèle 6). Lorsqu'on permet une variation de la structure des rendements pour les hommes et pour les femmes, on obtient un résultat similaire. Chez les hommes, avoir un supérieur féminin est associé à un salaire significativement inférieur de 10 %, alors que chez les femmes une telle situation est associée à un salaire équivalent à celui qu'elles obtiennent sous la direction d'un homme (effet ici non significatif).

Les résultats que nous trouvons avec *SalSa* et avec *COI* sont à mettre en regard avec ceux obtenus par Canton et Verheul (2009) sur l'Europe, lesquels obtiennent un effet croisé – femme × supérieur femme – positif et significatif 1,5 fois moins important en valeur absolue que l'effet négatif d'un supérieur femme et 3 fois moins important que celui du sexe de l'enquêté⁴. L'écart de salaire homme-femme sous la supervision d'une femme est réduit d'un tiers – tant dans leur enquête que dans *SalSa*, à 85 % d'après *COI*. Cet effet pourrait être le résultat de pratiques d'évaluation des responsables hiérarchiques féminins un peu moins discriminatoires que celles des hommes (Hultin et Szulkin, 1999 ; Cohen et Huffman, 2007). De plus, il est cohérent avec les pratiques managériales genrées présentées en première partie, montrant une plus grande familiarité, une meilleure communication et une plus grande entraide lorsque supérieur et subordonné sont de même sexe⁵.

Ces premiers résultats semblent ainsi confirmer les deux effets d'un supérieur hiérarchique féminin mentionnés dans la littérature : des salaires dans l'ensemble moins élevés (de - 3 à - 4 %), en particulier pour les hommes, et une réduction de l'écart de salaire homme-femme (d'un tiers à 85 %). Toutefois, plusieurs éléments nous incitent à rester prudents. D'une part, les résultats obtenus avec *COI* et *SalSa* divergent sur l'ampleur et la significativité de la réduction des écarts hommes-femmes sous la direction d'une femme. D'autre part, il reste possible que ces effets soient dus à un phénomène « d'hétérogénéité inobservée », c'est-à-dire qu'ils doivent plus à l'impact de variables inobservées corrélées avec le sexe du supérieur qu'à l'impact propre de ce dernier. Certaines entreprises, certains services de l'entreprise, certains métiers peuvent notamment être à la fois plus féminisés, payer moins et faire moins de différence entre hommes et femmes. Cette combinaison peut conduire à mesurer avec les équations de salaire utilisées le même type d'effet via le sexe du supérieur sans pour autant que celui-ci ait un lien causal direct.

Éléments de contrôle de l'hétérogénéité inobservée

Le premier résultat que nous avons établi peut faire l'objet de plusieurs interprétations. Il peut effectivement renvoyer au fait que, lorsqu'elles sont aux mêmes postes que les hommes, les femmes n'appliquent pas la même politique salariale. Il peut aussi s'agir d'un phénomène d'hétérogénéité inobservée. Dans ce cas, il renseigne moins sur les modalités genrées de supervision des subordonnés que sur la ségrégation des sexes au travail et sur le fait que les femmes ont relativement plus de chances d'être promues et d'avoir des subordonnés dans des entreprises, des domaines, des métiers ou à des niveaux hiérarchiques où les salaires sont plus faibles.

Sur la base des seules variables observables, nous montrons tout d'abord que le différentiel de salaire brut en fonction du sexe du supérieur manifeste avant tout un phénomène de ségrégation : les univers de travail masculin et féminin restent encore relativement différents et séparés. Le différentiel résiduel n'en reste pas moins conséquent et intrigant. Même si nous ne disposons pas de données permettant d'identifier l'effet causal exact du sexe du supérieur, les enquêtes *COI* et *SalSa* contiennent des informations supplémentaires sur la profession, le service, l'entreprise, la position dans la hiérarchie qui nous permettent de réduire quelque peu l'hétérogénéité inobservée.

Des marques manifestes de ségrégation

La baisse du différentiel de salaire selon le sexe du supérieur de - 20 % sans contrôle, et de - 2,9 % (*SalSa*) lorsque l'on introduit l'ensemble des variables de contrôle, donne une idée de l'importance des effets de composition. Les salariés sous la supervision d'hommes et ceux sous la supervision de femmes n'ont pas les mêmes caractéristiques et ces dissimilarités contribuent beaucoup à l'écart global.

4. Canton et Verheul ne disposent pas des salaires détaillés mais seulement de tranches de salaire. Ils estiment donc l'effet à l'aide d'une régression logistique ordonnée, ce qui ne permet pas d'estimer précisément l'impact salarial du supérieur hiérarchique.

5. On peut ainsi introduire à titre descriptif (la nature de la relation de causalité pouvant être discutée) les variables tutoyer son supérieur, obtenir son aide en cas de surcharge et avoir un supérieur qui connaît son travail à la place du sexe du supérieur. La première variable est associée à un effet significatif de + 4 %, les suivantes à des effets non significatifs de + 0,5 % et + 1 %.

Afin de mesurer l'importance de celles-ci, on peut, à partir des modèles 5 et 6 du tableau 6, appliquer la décomposition d'Oaxaca-Ransom (1994) (cf. encadré 2) comme on le fait classiquement pour analyser les écarts de salaire en fonction du sexe du salarié (Meurs et Ponthieux, 2006).

Le tableau 7 présente le résultat d'une telle décomposition. 78 % (COI) à 90 % (SalSa) de l'écart de salaire moyen mensuel, 77 % (COI) à 81 % (SalSa) de l'écart de salaire horaire entre subordonnés d'un homme et ceux d'une femme tient à des différences de caractéristiques. Détaillons celles qui contribuent le plus à cet écart. Lorsque l'on étudie les salaires mensuels ou annuels, les écarts de temps de travail selon le supérieur (4 heures dans SalSa, 2 heures dans COI) contribuent fortement à l'écart, en particulier pour SalSa (52 %). Le sexe du subordonné, la féminisation de l'univers de travail, la position hiérarchique, sont des variables qui comptent aussi dans les écarts de salaire horaire dans les deux enquêtes. Le secteur a plus d'impact dans SalSa, l'âge et l'ancienneté dans COI, différences qui sont dues en partie à des différences de champ et de nomenclatures – la nomenclature utilisée dans COI détaille plus l'industrie, qu'elle couvre mieux.

Remarquons aussi que la décomposition de l'écart de salaire en fonction du sexe du supérieur donne des résultats proches de la décomposition de l'écart de salaire homme-femme, avec l'importance du temps de travail, de la féminisation du secteur et de la position hiérarchique. Elle en diffère par un résidu inexplicable plus faible : 10 % de l'écart brut de salaire mensuel contre 17 %, 19 % de l'écart brut de salaire horaire contre 38 %⁶.

Une grande partie de l'écart de salaire lié à un supérieur féminin tient donc au fait que celle-ci dirige des salariés, le plus souvent des femmes, dans des univers de travail féminisés, ayant des horaires de travail plus courts. Nos variables, quand bien même seraient-elles précises, n'épuisent certainement pas toutes les différences de situations professionnelles entre les subordonnés d'un homme et ceux d'une femme. Même au sein du même secteur, de la même CS, on trouve des métiers ou des services peu mixtes (les services opérationnels sont

6. Part de l'écart de salaire homme femme « inexplicable » obtenue avec SalSa avec les mêmes données et la même méthode. Ce tableau, inspiré par Meurs et Ponthieux (2006), et similaire dans ces résultats n'est pas présenté dans le cadre de cet article mais est disponible sur demande.

Encadré 2

LA DÉCOMPOSITION DU DIFFÉRENTIEL DE SALAIRE

La décomposition d'Oaxaca est une technique classique pour analyser les écarts de salaire entre hommes et femmes. Elle permet de décomposer, au sein d'un écart global, ce qui est dû à la différence de caractéristiques entre deux populations et ce qui est dû à la différence de rendements.

On applique ici la technique non à la différence de salaire hommes-femmes, mais à la différence de salaire entre les subordonnés d'hommes et les subordonnés de femmes.

La technique d'Oaxaca-Ransom consiste à comparer le rendement d'une sous-population (les subordonnés d'un homme, les subordonnés d'une femme) à un rendement de référence, déterminé ici par une équation de salaire portant sur la population entière. Dans les études sur la discrimination, un tel choix de rendement de référence correspond bien à l'idée que les non-discriminés (ici les subordonnés des hommes) touchent une rente au détriment des discriminés (ici les subordonnés des femmes).

Soit $W_{sup,h}$ et $W_{sup,f}$ les logarithmes moyens des salaires des enquêtés ayant un supérieur homme

ou femme, $X_{sup,h}$, $X_{sup,f}$, X_{ens} les vecteurs des caractéristiques moyennes des enquêtés ayant pour supérieur un homme, une femme ou pour l'ensemble de la population et $\beta_{sup,h}$, $\beta_{sup,f}$ et β_{ens} les paramètres de l'équation de salaire pour les subordonnés d'hommes, de femmes et pour l'ensemble de la population.

L'écart de salaire en fonction du sexe du supérieur peut s'écrire ainsi :

$$W_{sup,h} - W_{sup,f} = \beta_{ens} (X_{sup,h} - X_{sup,f})' + X_{sup,h}' (\beta_{sup,h} - \beta_{ens}) + X_{sup,f}' (\beta_{ens} - \beta_{sup,f}) \quad (1)$$

Dans l'équation (1), $\beta_{ens} (X_{sup,h} - X_{sup,f})'$ s'interprète comme la partie de l'écart liée à des différences de caractéristiques, $X_{sup,h}' (\beta_{sup,h} - \beta_{ens}) + X_{sup,f}' (\beta_{ens} - \beta_{sup,f})$ comme celle qui est liée aux différences d'effets de ces caractéristiques, encore appelées différences de rendement.

On peut décomposer aisément les différences de caractéristiques par variables. En revanche, on ne peut le faire pour les différences de rendement car le résultat dépend du choix de la situation de référence pour les variables qualitatives polytomiques.

plutôt masculins et les ressources humaines sont souvent plus féminines) et différant par leur positionnement salarial. Sous réserve qu'il soit significatif, le résidu de salaire de - 2,3 % devrait-il alors plus à un phénomène d'hétérogénéité inobservée qu'à un effet spécifique des supérieurs femmes ? Si tel était le cas, le différentiel de salaire en fonction du sexe du supérieur ne serait pas pour autant un simple artefact sans intérêt lié à un effet de composition. Celui-ci indiquerait au contraire un phénomène intéressant pour la compréhension des écarts salariaux hommes-femmes, à savoir la force des mécanismes de ségrégation au travail, et approfondirait notre connaissance du phénomène du plafond de verre, montrant que les femmes progressent surtout dans des univers de travail dévalorisés.

La robustesse de l'impact résiduel du sexe du supérieur

Dans le cadre des données limitées dont nous disposons, il est difficile de pouvoir mesurer exactement la part du différentiel qui est due à une logique de ségrégation de la main d'œuvre et celle qui est due à un impact différent des

deux sexes sur les salaires de leurs subordonnés. Sans pouvoir quantifier exactement la part respective de ces deux logiques, on présentera des éléments qui vont dans le sens de la seconde.

À défaut de pouvoir mesurer l'impact spécifique sur les salaires du remplacement d'un homme par une femme, ou vice-versa, à la tête d'une même équipe, dans une même entreprise, nous pouvons essayer de restreindre les espaces de comparaison en contrôlant l'hétérogénéité de services et de métiers par l'introduction d'effets fixes⁷ sur, d'une part, la variable décrivant dans COI les services de l'entreprise (44 modalités – cf. tableau 8, modèles 1 et 2 et annexe 2 pour les modalités) et, d'autre part, sur la catégorie socioprofessionnelle à des niveaux plus détaillés (CS à deux chiffres et PCS à quatre chiffres correspondant au niveau de détail le plus élevé de cette nomenclature – cf. tableau 8, modèles 3 à 6). Dans le premier cas, des services typiques de l'organisation des moyennes et grandes entreprises sont caractérisés tels que l'atelier de

7. Un effet fixe revient à introduire un jeu de variables dichotomiques portant sur chacune des modalités de la variable qualitative. On s'intéresse alors moins aux paramètres très nombreux introduits qu'aux effets de ce contrôle sur la variable d'intérêt.

Tableau 7
Part du différentiel de salaire horaire selon le sexe du supérieur dû à des différences de caractéristiques

| Enquête | SalSa | | | | COI | | | |
|---------------------------|------------------------|--------------------------------|------------------------|--------------------------------|-----------------------|--------------------------------|------------------------|--------------------------------|
| | Log du salaire mensuel | | Log du salaire horaire | | Log du salaire annuel | | Log du salaire horaire | |
| | Contribution (en %) | Effet sur la différence de log | Contribution (en %) | Effet sur la différence de log | Contribution (en %) | Effet sur la différence de log | Contribution (en %) | Effet sur la différence de log |
| Horaire de travail | 52 | 0,119 | - 8 | - 0,009 | 10 | 0,022 | - 11 | - 0,016 |
| Sexe | 18 | 0,041 | 42 | 0,044 | 29 | 0,063 | 35 | 0,051 |
| Taux de féminisation | 9 | 0,020 | 20 | 0,021 | 28 | 0,062 | 32 | 0,046 |
| Secteur | 5 | 0,012 | 14 | 0,015 | 0 | 0,000 | 1 | 0,001 |
| Avoir des subordonnés | 5 | 0,011 | 10 | 0,011 | 5 | 0,011 | 7 | 0,01 |
| CS | 3 | 0,008 | 8 | 0,009 | - 9 | - 0,021 | - 9 | - 0,014 |
| Secteur public | 3 | 0,006 | 5 | 0,005 | 0 | 0,000 | 0 | 0 |
| Diplôme | 0 | 0,000 | 1 | 0,001 | - 5 | - 0,011 | - 8 | - 0,011 |
| Ancienneté | - 1 | - 0,001 | - 1 | - 0,001 | 14 | 0,032 | 22 | 0,032 |
| Âge | - 2 | - 0,004 | - 4 | - 0,004 | 5 | 0,012 | 9 | 0,013 |
| Taille de l'établissement | - 3 | - 0,007 | - 7 | - 0,007 | 0 | 0,000 | - 1 | - 0,001 |
| Ensemble expliqué | 90 | 0,205 | 81 | 0,0855 | 78 | 0,170 | 77 | 0,111 |
| Inexpliqué | 10 | 0,023 | 19 | 0,0205 | 22 | 0,049 | 23 | 0,033 |
| Ensemble | 100 | 0,228 | 100 | 0,1060 | 100 | 0,220 | 100 | 0,144 |

Lecture : 52 % de la différence de log de salaire mensuel (- 0,228) sont liés à des différences de temps de travail. La décomposition du différentiel de salaire selon le sexe du supérieur dû à des différences de caractéristiques est calculée avec la technique d'Oaxaca-Ransom en prenant la régression sur la population d'ensemble comme norme.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Sources : SalSa : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 et COI : CEE, Dares, DGAFP, Drees, Insee, 2006.

fabrication, l'entrepôt et le stockage, le guichet, les ressources humaines, etc. Dans le second, cela permet de distinguer entre des professions bien délimitées d'un même groupe social : les juristes et les cadres de l'immobilier, les vendeurs en alimentation et les vendeurs de biens culturels, les couvreurs et les charpentiers⁸. On aurait pu attendre de l'introduction de tels contrôles une réduction sensible de l'impact et de la significativité du sexe du supérieur, en supposant que l'effet de ce dernier reflète plutôt la féminisation des services de l'entreprise et des métiers les moins bien payés. Au contraire, la réduction de l'hétérogénéité produit un effet inverse. Dans le cas de l'enquête *COI*, tant l'effet global du sexe du supérieur (- 3,9 % lorsque c'est une femme) que l'effet croisé restent inchangés avec l'introduction d'un effet fixe sur les services de l'entreprise. Dans l'enquête *SalSa*, lorsqu'on introduit un effet fixe CS et surtout PCS, l'effet d'un supérieur femme passe de - 2,9 % à - 4,4 %, l'effet croisé de + 3,6 % à 4,7 %, lequel se rapproche alors du seuil de significativité de 10 %.

Les différences de salaire liées au sexe du supérieur peuvent aussi tenir aux différences de politiques salariales selon les entreprises. Il n'est pas possible d'introduire au sens strict un effet fixe salaire dans la mesure où, dans le cas de *COI*, on ne dispose pas dans l'enquête d'identifiant entreprise et, dans le cas de *SalSa*, on ne dispose que très rarement de plus d'un salarié par entreprise. Il est possible, en revanche, d'exploiter le fait que les salariés ont été tirés

dans les *DADS* et que nous pouvons réunir dans cette source des informations sur les salaires de leurs collègues⁹. Afin de contrôler pour l'hétérogénéité des salaires par entreprise, nous introduisons comme contrôle supplémentaire le logarithme du salaire horaire moyen 2008 des collègues de l'enquêté dans son établissement¹⁰. Cette variable de contrôle permet de s'assurer que l'effet du sexe du supérieur n'est pas dû aux politiques de certains établissements qui pourraient favoriser la promotion des femmes tout en versant des salaires en moyenne un peu plus faibles. Le résultat n'est guère modifié. L'effet absolu d'un supérieur féminin est un peu réduit, s'établissant à - 2,3 %, mais il reste significatif. Si l'on combine ce contrôle pour les salaires des collègues et un effet fixe profession, il atteint alors - 3,9 %. L'effet croisé, positif et là significatif, semble indiquer une réduction du

8. On trouvera la nomenclature complète des PCS à deux et quatre chiffres sur le site de l'Insee : <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=nomenclatures/pcs2003/pcs2003.htm>

9. Ce travail a bénéficié d'une aide de l'Etat gérée par l'Agence nationale de la recherche au titre du programme Investissements d'avenir portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données - CASD).

10. Comme dans le cas des effets de pair, on peut suspecter un biais d'endogénéité lié au problème de la « réflexion » (Manski, 1993) : la relation de détermination entre mon salaire et le salaire de mon groupe est réciproque et simultanée. Ce biais est ici limité pour plusieurs raisons : nous avons exclu le salaire de l'enquêté de la moyenne des salaires des collègues ; il est rare que ceux-ci soient aussi enquêtés dans *SalSa* vu que trois quart des enquêtés *SalSa* sont les seuls représentants dans l'enquête de l'établissement ; la notion de salaire utilisée en variable de contrôle est différente de celle utilisée en variable explicative en étant calculée sur l'ensemble de l'année 2008 (et non en janvier 2009 comme dans le questionnaire) à partir des salaires et des horaires déclarés par l'employeur (et non des salaires et des horaires déclarés par l'enquêté).

Tableau 8
Contrôles supplémentaires

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|---|-------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|
| Femme | - 0,14*** (0,02) | - 0,16*** (0,02) | - 0,099*** (0,015) | - 0,110*** (0,017) | - 0,081*** (0,016) | - 0,094*** (0,018) | - 0,083*** (0,013) | - 0,093*** (0,015) | - 0,070*** (0,015) | - 0,085*** (0,017) |
| Supérieur femme | - 0,039*** (0,017) | - 0,11*** (0,03) | - 0,030** (0,014) | - 0,058** (0,024) | - 0,044*** (0,014) | - 0,077*** (0,024) | - 0,023* (0,013) | - 0,049** (0,023) | - 0,039*** (0,013) | - 0,077*** (0,023) |
| Femme x supérieur femme | | 0,12*** (0,04) | | 0,041 (0,028) | | 0,047 (0,029) | | 0,037 (0,026) | | 0,055** (0,027) |
| Log du salaire moyen horaire des collègues dans l'établissement | | | | | | | 0,27*** (0,02) | 0,27*** (0,02) | 0,23*** (0,02) | 0,23*** (0,02) |
| Contrôles supplémentaires | Effet fixe Service (43) | | Effet fixe CS (24) | | Effet fixe profession (293) | | | Effet fixe profession (293) | | |
| Effectif | 12 814 | 12 814 | 2 797 | 2 797 | 2 797 | 2 797 | 2 696 | 2 696 | 2 696 | 2 696 |
| R2 (en %) | 24 | 24 | 47 | 47 | 54 | 55 | 51 | 51 | 59 | 59 |

Lecture : on modélise le logarithme du salaire horaire à l'aide de modèles MCO. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. On utilise comme variables de contrôle la liste des variables présentées dans le tableau 2 avec en outre des effets quadratiques pour l'âge, l'ancienneté et le temps de travail. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Sources : *COI* : CEE, Dares, DGAFF, Drees, Insee, 2006 (modèles 1 et 2) et *SalSa* : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 (modèles 3 à 10).

différentiel de salaire homme-femme sous la houlette des supérieures.

On pourrait objecter aussi que l'écart constaté pourrait venir de l'hétérogénéité de la position hiérarchique du supérieur qui n'est bien capturée ni par la variable sur la profession d'ego ni par la connaissance de son propre niveau hiérarchique (présence ou non de subordonnés). Les femmes devenant de moins en moins nombreuses lorsque l'on monte les niveaux hiérarchiques, il est probable que les femmes chefs le soient à des niveaux plus faibles de la hiérarchie, et partant que les salaires de leurs subordonnés soient plus faibles. L'argument est difficile à parer avec nos données, dans la mesure où l'on mesure mal la position dans une chaîne hiérarchique et l'on ne connaît pas le nombre de salariés que le supérieur hiérarchique a sous ses ordres. L'enquête COI précise en revanche relativement bien la position hiérarchique de l'enquêté et permet de connaître le nombre de subordonnés que celui-ci supervise et si certains d'entre eux ont des subordonnés. Pour mesurer l'incidence de la position hiérarchique, nous comparons la régression où aucune variable de position hiérarchique n'est utilisée (cf. tableau 9, modèles 1 et 2) à celle où nous utilisons les trois variables : avoir des subordonnés, nombre de subordonnés et avoir des subordonnés qui ont eux-mêmes des subordonnés (cf. tableau 9, modèles 3 et 4). Les deux effets d'une supervision féminine, salaires moindres et réduction des inégalités hommes-femmes sont alors un peu diminués, mais dans des proportions très modestes. En outre, considérant que l'hétérogénéité de position hiérarchique a plus de chances de se produire dans le monde des cadres où les hiérarchies s'allongent vers

le sommet de l'entreprise et où les femmes se raréfient, on restreint l'analyse aux salariés non cadres (cf. tableau 9, modèles 5 et 6). L'effet est un peu plus faible que dans le tableau 8 (modèle 5) (- 3,8 %), mais demeure significatif et important¹¹.

Éléments d'interprétation : caractéristiques individuelles corrélées, dispositions, discriminations

Même si elles sont imparfaites, les variables supplémentaires qui permettent de contrôler l'impact des établissements, des différents services, des métiers ou de la position dans la hiérarchie ne remettent pas en cause l'existence d'un effet spécifique du sexe du supérieur sur les salaires. Une décomposition plus précise entre ce qui relève de la logique de l'hétérogénéité inobservée et de celle de l'effet propre est difficile à réaliser. Pour pouvoir la réaliser, il faudrait disposer de données sur la hiérarchie et les salaires des entreprises qui permettent d'étudier l'impact sur les salaires d'une équipe du remplacement d'un supérieur par une personne du sexe opposé. Des données salariales exhaustives, en panel, contenant la structure hiérarchique, sont en général très difficiles à réunir et exigent une collaboration active avec les entreprises.

Même si nous devons rester prudents, dans la mesure où d'autres variables de contrôle plus

11. Quand on fait la régression sur les seuls cadres, l'effet d'un supérieur femme de - 9,0 % est alors plus important en valeur absolue, mais il est plus difficile à interpréter de manière univoque en raison de l'hétérogénéité plus grande des positions hiérarchiques au sein de cette population.

Tableau 9
La position dans la hiérarchie

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--|-------------------------------------|---------------------|--|---------------------|---|-----------------------|
| Femme | - 0,14*** (0,02) | - 0,16*** (0,02) | - 0,13*** (0,02) | - 0,15*** (0,02) | - 0,083*** (0,017) | - 0,091*** (0,019) |
| Supérieur femme | - 0,041*** (0,017) | - 0,12*** (0,03) | - 0,036** (0,017) | - 0,11*** (0,03) | - 0,038*** (0,015) | - 0,059** (0,026) |
| Femme x supérieur femme | | 0,12*** (0,04) | | 0,11*** (0,04) | | 0,029 (0,031) |
| Contrôles supplémentaires par rapport au tableau 6 | Omission de la variable subordonnés | | Nombre de subordonnés. Subordonnés ont subordonnés | | Effet fixe profession. Restriction aux non-cadres | |
| Effectif | 12 814 | 12 814 | 12 814 | 12 814 | 2 435 | 2 435 |
| R2 (en %) | 23 | 23 | 23 | 23 | 43 | 43 |

Lecture : on modélise le logarithme du salaire déclaré à l'aide de modèles MCO. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. On utilise comme variables de contrôle la liste des variables présentées dans le tableau 2 avec en outre des effets quadratiques pour l'âge, l'ancienneté et le temps de travail. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Sources : COI : CEE, Dares, DGAFF, Drees, Insee, 2006 (modèles 1 à 4) et SalSa : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 (modèles 5 et 6).

précises pourraient encore réduire le différentiel de salaire en fonction du sexe du supérieur, nous proposons dans cette dernière partie des interprétations de cet effet, en le supposant correctement mesuré.

La caractérisation des contextes professionnels qui favorisent cet effet constitue un premier pas. Si l'effet est réel, on peut s'attendre à ce qu'il soit plus important dans les univers professionnels où la progression des salaires est individualisée et dépend de l'appréciation du supérieur que dans les secteurs où il est gouverné par des règles impersonnelles¹². En effet, dès lors que les tâches à effectuer sont multiples et inégalement mesurables, il est sous-optimal de n'inciter que sur la base des critères mesurables (Holmstrom et Milgrom, 1991). L'évaluation quantitative peut alors être utilement complétée par des évaluations subjectives (Baker *et al.*, 1994). Mais celles-ci risquent plus encore d'être déformées par des formes de favoritisme, le plus souvent inconscientes, de la part du supérieur hiérarchique (Prendergrast et Topel, 1996). Ainsi, dans le cas d'un biais d'évaluation en faveur des subordonnés de même sexe, on peut s'attendre à un écart de salaire homme-femme plus important dans les secteurs à gestion individualisée de la main d'œuvre. En outre, l'individualisation des salaires peut entraîner le développement de la concurrence entre supérieurs pour obtenir le budget d'augmentation ou de primes le plus

important pour leurs subordonnés, comme c'est le cas dans l'industrie financière (Godechot, 2007). Dans de tels contextes compétitifs, les femmes pourraient manquer de pouvoir sur les budgets de primes ou d'augmentation, ou sur les possibilités de promotion.

Premier élément, lorsque l'on restreint l'analyse au secteur privé, l'effet du supérieur féminin passe de - 4,4 % à - 6,0 %, en revanche son effet réducteur des inégalités n'est pas augmenté (cf. tableau 10, modèles 1 et 2). Deuxièmement, une autre manière de tester cette relation est d'utiliser dans *COI* les primes pour étudier l'incidence des formes salariales individualisées. On dispose pour cela de deux questions : « Une partie de votre salaire est-elle variable ? 1. Oui, 2. Non » avec comme indication supplémentaire « Exemple de part variable : intéressement, participation, commissions, primes aux résultats, etc. », et « Au total, combien la part variable représente-t-elle en euros pour l'année 2005 ?

12. Un argument souvent avancé dans la théorie économique pour démontrer le caractère discriminatoire d'un écart de salaire est sa réduction lorsque la concurrence augmente. Si cette relation a été confirmée dans le cadre d'étude de chocs intrasectoriels de concurrence, elle l'est moins dans le cadre d'études intersectorielles. Une des raisons avancées tient à l'action généralement antidiscriminatoire des syndicats dans les secteurs moins concurrentiels (Berson, 2012). Une autre raison que nous développons ici tient au fait que les politiques d'individualisation des salaires, souvent mises en œuvre dans le secteur concurrentiel, peuvent favoriser les pratiques discriminatoires.

Tableau 10
Les contextes qui augmentent l'amplitude de l'effet du sexe du supérieur sur les salaires

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Femme | - 0,096*** (0,018) | - 0,102*** (0,020) | - 0,13*** (0,02) | - 0,15*** (0,02) |
| Supérieur femme | - 0,060*** (0,017) | - 0,080*** (0,029) | - 0,029* (0,016) | - 0,098*** (0,027) |
| Femme × supérieur femme | | 0,030 (0,035) | | 0,095*** (0,034) |
| P = proportion du salaire variable dans le salaire 2005 | | | - 0,061*** (0,002) | - 0,051*** (0,002) |
| P × femme | | | | - 0,098*** (0,007) |
| P × supérieur femme | | | - 0,015*** (0,004) | - 0,030*** (0,006) |
| P × femme × supérieur femme | | | | 0,11*** (0,01) |
| Modification par rapport au modèle 1 du tableau 6 | Effet fixe profession Restriction secteur privé | | Effet fixe Service | |
| Effectif | 2 152 | 2 152 | 12 814 | 12 814 |
| R2 (en %) | 58 | 58 | 31 | 31 |

Lecture : on modélise le logarithme du salaire déclaré à l'aide de modèles MCO. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. On utilise comme variables de contrôle la liste des variables présentées dans le tableau 2 avec en outre des effets quadratiques pour l'âge, l'ancienneté et le temps de travail. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Sources : SalSa : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 (modèles 1 et 2) et COI : CEE, Dares, DGAFP, Drees, Insee, 2006 (modèles 3 à 4).

1. 0 à 500 euros, 2. 500 à 1 000 euros, 3. 1 000 à 5 000 euros, 4. Plus de 5 000 euros ». On calcule alors la part du variable au sein du salaire net annuel 2005¹³ et on l'introduit dans l'équation de salaire comme effet global ainsi qu'en la croisant d'abord avec le sexe du supérieur, puis avec le sexe de l'enquêté et enfin avec l'effet croisé femme \times supérieur femme (cf. tableau 10, modèles 3 et 4). Plus la part du salaire variable est importante dans le salaire fixe, plus la différence de salaire est importante entre les salariés ayant un homme et ceux ayant une femme comme supérieur. L'écart passe ainsi de 3 % lorsque la part du salaire variable est nulle à 4 %, lorsqu'elle se monte à un sixième. En outre, dans les contextes fortement individualisés, les femmes sont plus discriminées par les supérieurs hommes et relativement moins par les femmes. Quand la part du variable passe de zéro à un sixième du salaire, l'écart homme-femme sous la direction des hommes augmente de 15 % à 17 %, tandis que sous la direction des femmes il diminue légèrement de 5,5 à 5,3 %.

Même si toutes les formes de salaire variable ne correspondent pas nécessairement à des situations où les supérieurs doivent évaluer leurs subordonnés et réclamer en leur faveur une enveloppe, il est probable que celles-ci sont bien représentées par les réponses. Sans pouvoir l'attester totalement, notre résultat va bien dans le sens à la fois d'un différentiel de pouvoir des supérieurs hommes et femmes dans des situations de compétition pour l'attribution des primes aux subordonnés, mais aussi dans le sens d'un différentiel d'équité entre hommes et femmes.

Les supérieurs hommes et les supérieurs femmes n'ont pas les mêmes caractéristiques

Un élément qui peut contribuer à cette situation, à poste de supérieur identique, peut venir non pas du sexe de ce supérieur, mais d'autres caractéristiques individuelles qui lui sont corrélées, telles que son âge et, partant, son expérience de la direction d'équipe et de la négociation d'enveloppe de primes et d'augmentation avec sa hiérarchie. Si tel était le cas, on aurait là un phénomène similaire à celui de la discrimination statistique (Phelps, 1972 ; Arrow, 1973)¹⁴. De fait, les supérieurs hiérarchiques hommes et femmes n'ont pas le même âge. Les enquêtés qui encadrent ont en moyenne 41,5 ans lorsqu'ils sont des hommes et 39,8 ans lorsque ce sont des femmes¹⁵. Les femmes dans une position hiérarchique sont donc relativement jeunes, en

particulier lorsqu'elles encadrent des hommes : 33 % des hommes encadrés par une femme estiment avoir un supérieur plus jeune qu'eux, alors que ce sentiment n'est partagé que par 26 % des hommes encadrés par des hommes, 25 % des femmes encadrées par des hommes et 23 % des femmes encadrées par des femmes. Ce différentiel spécifique d'âge, dans l'hypothèse d'une augmentation de la capacité à négocier des primes et des promotions avec l'expérience et donc l'âge, pourrait rendre compte du moindre pouvoir apparent des supérieurs femmes sur les salaires de leurs subordonnés hommes. Qu'en est-il empiriquement ? L'introduction dans l'équation de salaire de la variable « avoir un supérieur plus jeune que soi » a certes un effet négatif de - 2 %. Mais celui-ci n'est guère significatif et ne modifie que peu les effets liés au sexe du supérieur (cf. tableau 11).

Dans le même esprit que la discussion précédente sur l'âge, la différence de pratique salariale selon le sexe du supérieur pourrait tenir moins au sexe en lui-même qu'à la combinaison de la discrimination subie par les femmes et du rôle du salaire comme marqueur du statut hiérarchique (Saglio, 1998). Sur la base des équations de salaire, nous pouvons estimer qu'à autres caractéristiques identiques les femmes ont potentiellement le même salaire que les subordonnés hommes qu'elles encadrent¹⁶. Augmenter ces derniers pourrait être de nature à produire ou à renforcer l'inadéquation entre la hiérarchie statutaire et la hiérarchie des salaires. Au contraire, diminuer leur salaire ou limiter leur progression peut être un moyen pour faire concorder ces deux hiérarchies dans l'équipe de travail. Il est difficile de tester précisément ce type d'argument dans le cadre de nos données. Toutefois, les supérieurs femmes ne sont pas les seules à être potentiellement confrontées à

13. Pour pouvoir faire ce calcul à partir de tranches, on a pris le milieu des tranches pour les trois premières modalités (250, 750 et 3 000 euros) et la borne inférieure pour la dernière tranche. Les résultats sont qualitativement robustes en prenant le maximum de la tranche (500, 1 000, 5 000) pour les trois premières et 5 000 pour la dernière (ou encore en prenant 7 000 dans une autre variante).

14. D'après les modèles théoriques de discrimination statistique, les employeurs discriminent moins en fonction de la productivité, difficilement observable, que sur la base d'informations observables dont ils croient qu'elles lui sont statistiquement corrélées (même faiblement). Le mécanisme envisagé ici est similaire, dans la mesure où c'est moins le sexe du supérieur que des caractéristiques qui lui sont corrélées qui peuvent jouer.

15. Âges moyens calculés à partir de COI. La différence d'âge selon le sexe entre personnes qui n'encadrent pas est plus faible : 39,8 pour les hommes, contre 39,3 pour les femmes.

16. C'est ainsi ce que l'on obtient dans SalSa, en additionnant l'effet de genre de - 9 % et l'effet supérieur hiérarchique de + 9 % (cf. annexe 1). Remarquons toutefois que ce calcul théorique repose sur des hypothèses de linéarité qui peuvent ne pas être respectées.

une inadéquation entre hiérarchie organisationnelle et hiérarchie salariale : les supérieurs plus jeunes le sont aussi. Or, le tableau 11 montre que leur politique salariale n'en est pas significativement modifiée¹⁷.

De possibles différences de disposition à la négociation

Ces résultats en demi-teinte incitent à envisager que le sexe du supérieur en tant que tel puisse avoir un effet. Une hypothèse courante dans la littérature en sciences sociales porte sur les différences de dispositions des hommes et des femmes face à la compétition. Comme le montrent des expériences contrôlées, les femmes prennent moins de risques que les hommes et éviteraient la compétition (Niederle et Vesterlund, 2007). Elles réclameraient moins et attendraient qu'on leur propose spontanément des avantages (Babchcock et Laschever, 2003), notamment les augmentations de salaire. De telles dispositions pourraient s'avérer handicapantes pour leurs subordonnés dans certains secteurs, comme c'est par exemple le cas en finance (Roth, 2006), où les salaires sont individualisés, où chaque supérieur, en concurrence avec les responsables de même rang que lui, doit négocier auprès de sa hiérarchie une enveloppe d'augmentations, de primes ou un contingent de promotions.

Dans l'enquête *SalSa*, nous pouvons mesurer des rapports genrés à la négociation individuelle qui semblent en première approche compatibles avec des différences de dispositions. 53 % des hommes contre 38 % des femmes ont « au cours des 5 dernières années fait une démarche personnelle auprès d'un de leurs supérieurs

hiérarchiques pour lui demander une augmentation, une prime ou une promotion, ou pour qu'il les aide à l'obtenir ». Ce différentiel de sollicitation se retrouve, lorsqu'on l'analyse toutes choses égales par ailleurs. Les hommes sollicitent 1,25 fois plus leur supérieur que les femmes (cf. tableau 12). L'écart selon le sexe du supérieur est un peu moindre et n'est pas significatif.

Les femmes demandent donc moins pour elles-mêmes (Babchcock et Laschever, 2003). C'est encore le cas lorsqu'elles ont elles-mêmes des subordonnés (cf. tableau 12, modèle 3). Mais il est difficile de savoir dans quelle mesure elles transposent ce type de comportement quand il s'agit non plus de leur propre salaire mais de celui de leurs propres subordonnés. Sur la base des recherches sur le genre qui mettent généralement en avant un comportement plus orienté vers autrui de la part des femmes (Eagly et Karau, 2002), on peut supposer moindre l'auto-censure relative des femmes quand il s'agit de leurs subordonnés plutôt que d'elles-mêmes.

Enfin, approcher les discriminations par des différences de dispositions, d'ailleurs largement acquises au cours de l'éducation, ne doit pas faire oublier le coût à déroger aux comportements habituels de genre. De nombreux travaux (Huppert-Laufer, 1982 ; Eagly et Karau, 2002) signalent que les rôles et les attitudes attribués aux supérieurs prolongent les traits traditionnellement attribués aux hommes (notamment un comportement « agentique » – orienté vers l'action), alors qu'ils sont en opposition avec

17. De même, les supérieurs plus âgés dont la prééminence salariale est moins menacée par le salaire de leurs subordonnés n'ont pas d'effet positif sur le salaire de ces derniers.

Tableau 11
Âge des supérieurs et salaire horaire

| | (1) | (2) |
|-------------------------|----------------------|---------------------|
| Femme | - 0,13*** (0,02) | - 0,15*** (0,02) |
| Supérieur femme | - 0,036** (0,017) | - 0,11*** (0,03) |
| Femme x supérieur femme | | 0,12*** (0,04) |
| Supérieur plus jeune | - 0,023 (0,017) | - 0,021 (0,017) |
| Effectif | 12 814 | 12 814 |
| R2 (en %) | 23 | 23 |

Lecture : on modélise le logarithme du salaire déclaré à l'aide de modèles MCO. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. On utilise comme variables de contrôle la liste des variables présentées dans le tableau 2 avec en outre des effets quadratiques pour l'âge, l'ancienneté et le temps de travail. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Source : COI : CEE, DARES, DGAFP, Drees, Insee, 2006.

ceux traditionnellement attribués aux femmes (un comportement « communal » – orienté vers autrui). Les supérieures femmes se trouvent donc face à une double injonction contradictoire d'adoption d'un rôle et d'un comportement considérés comme « masculin » tout en conservant un comportement en phase avec celui attendu pour une femme. Réclamer, entrer en compétition, prendre des risques pourrait être davantage sanctionné ou moins valorisé pour les femmes que pour les hommes, dans la mesure où ces comportements transgressent les identités assignées de genre (Akerlof et Kranton, 2001). L'apparent différentiel de propension à réclamer n'est pas forcément un trait essentiel du différentiel de sexe, mais résulte aussi de phénomènes de discrimination à plus long terme. La régression portant sur le succès de la démarche va plutôt dans le sens d'une issue moins favorable d'une éventuelle démarche de négociation (cf. tableau 12, modèles 3 à 6). L'effet n'est pas significatif, mais il faut tenir compte d'une probable sous-estimation liée à la sur-sélection des femmes allant réclamer auprès de leurs supérieurs¹⁸.

Les demandes des femmes pour leurs subordonnés sont-elles moins considérées ?

À côté d'un éventuel différentiel de disposition, les effets du sexe du supérieur sur les salaires peuvent être interprétés aussi comme la conséquence de discriminations à l'encontre des supérieures femmes. La discrimination n'est pas un phénomène strictement individuel au sens où ses effets s'arrêteraient à l'individu

qui la subit. Elle a toutes les chances d'exercer aussi ses effets sur les personnes qui dépendent de l'individu ou de la catégorie discriminée. L'hypothèse de discrimination des femmes, même si elle fait toujours l'objet de discussions, semble un fait relativement bien établi (Berson, 2012), ne serait-ce que dans la persistance économétrique du différentiel de salaire inexplicé (Meurs et Ponthieux, 2006). Dans la mesure où elles obtiennent moins pour elles-mêmes, on comprend qu'elles risquent d'obtenir moins pour leurs subordonnés. Les ressorts de la discrimination en défaveur de ces derniers sont très probablement les mêmes que ceux en défaveur des femmes.

Peu d'éléments nous renseignent sur les discriminations éventuellement subies par les supérieures femmes lorsqu'elles font des propositions pour leurs subordonnés. En revanche, on connaît tant dans *COI* que dans *SalSa* l'influence que les enquêtés ayant des subordonnés disent avoir sur les salaires de ces derniers. Dans la première enquête, 55 % des hommes, 42 % des femmes disent avoir « de l'influence sur les augmentations de salaire, les primes ou la promotion des salariés qu'ils encadrent ou évaluent », dans la seconde ces taux se montent respectivement à 52 et 35 %. L'entreprise semble en première approche attribuer moins de pouvoir aux supérieures femmes sur leurs subordonnés qu'aux

18. La correction du biais de sélection selon la méthode d'Heckman supposerait de trouver un instrument déterminant le recours à la négociation mais qui n'ait pas de conséquence directe sur son issue.

Tableau 12

Aller voir son supérieur pour demander une augmentation, une prime et une promotion et succès de cette démarche

| Modèles | Aller voir son supérieur | | | Succès de la démarche | | |
|-----------------------------|--------------------------|------------------|---------------------|-----------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Femme | - 0,25** (0,10) | - 0,17 (0,12) | - 0,29*** (0,11) | - 0,089 (0,16) | - 0,078 (0,17) | - 0,022 (0,17) |
| Supérieur femme | - 0,16 (0,10) | 0,038 (0,174) | | - 0,043 (0,15) | - 0,014 (0,25) | |
| Femme × supérieur femme | | - 0,28 (0,21) | | | - 0,045 (0,31) | |
| Femme ayant des subordonnés | | | 0,045 (0,19) | | | - 0,27 (0,30) |
| Effectif | 2 766 | 2 766 | 2 766 | 1 272 | 1 272 | 1 272 |
| Pseudo R2 (en %) | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 |

Lecture : on modélise la probabilité d'aller voir son supérieur d'une part, et le fait d'obtenir partiellement ou totalement satisfaction (pour ceux qui ont fait la démarche) à l'aide d'une régression logistique. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. On utilise comme variables de contrôle la liste des variables présentées dans le tableau 2 avec en outre des effets quadratiques pour l'âge, l'ancienneté et le temps de travail. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Source : SalSa : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009.

supérieurs hommes. Il faut toutefois prendre en compte les éventuels effets de composition dont nous avons vu l'importance précédente.

En contrôlant avec le même jeu de variables que précédemment, on confirme les résultats descriptifs (cf. tableau 13). À caractéristiques contrôlées, les hommes se voient attribuer 1,3 à 2 fois plus d'influence (en termes d'*odds ratio*) sur les salaires de leurs subordonnés que les femmes. Ce différentiel de pouvoir attribué vient-il des niveaux supérieurs de la hiérarchie très majoritairement masculins ? Le paramètre positif lorsque le supérieur a lui-même un supérieur féminin va dans cette direction, mais l'absence de significativité ne permet pas de conclure.

Le différentiel de pouvoir attribué contribue certainement au différentiel de salaire constaté pour les subordonnés, dans la mesure où l'exercice du pouvoir s'exerce généralement dans le sens d'une hausse (les primes ou les augmentations étant positives ou nulles). Ainsi, les enquêtes qui disent de leur chef qu'il a un pouvoir sur leur augmentation, leur prime ou leur promotion reçoivent ainsi, à caractéristiques contrôlées, 3,9 % de salaire en plus¹⁹.

On pourrait conclure des résultats du tableau 13 dans le sens de l'hétérogénéité inobservée : les femmes seraient nommées à des postes de supervision qui ne permettent pas d'influencer les salaires de leurs subordonnés. Le résultat du tableau 13 reste néanmoins robuste à l'introduction comme contrôles supplémentaires du niveau de salaire de l'enquêté ou d'un effet fixe

sur la PCS à 4 chiffres. On suggère ici une autre interprétation. Il se pourrait aussi qu'à poste d'encadrement identique, la division du travail entre le supérieur et les maillons plus élevés de la hiérarchie ne soit pas toujours la même. Le pouvoir sur les salaires des subordonnés, attribué même du pouvoir, pourrait être moins dévolu aux femmes, les empêchant de jouer le rôle de délégué des demandes de leurs équipes, notamment de leurs subordonnés masculins, plus enclins à réclamer. Ce n'est bien sûr là, à ce stade, qu'une interprétation qui demanderait confirmation.

* *
*

Le différentiel de salaire dû au sexe du supérieur soulève plusieurs questions. Si la plus grande part du différentiel initial de 20 % semble tenir à des différences entre les positions d'encadrement masculines et féminines (il donne indirectement une information sur les phénomènes de ségrégation et de plafond de verre au travail), le différentiel résiduel reste robuste à l'introduction de nombreux contrôles. Les salaires semblent donc moindres et l'équité homme-femme plus grande sous la supervision d'une femme. Plusieurs interprétations peuvent être alors avancées : de possibles différences inobservées de positions hiérarchiques, l'impact à position hiérarchique identique de

19. Il est possible que l'effet soit surestimé dans la mesure où les salariés sont moins enclins à reconnaître le pouvoir de leur supérieur si celui-ci ne l'exerce pas en leur faveur.

Tableau 13
Estimation du pouvoir sur les salaires des subordonnés

| | SalSa | | COI | |
|---------------------------|---------------------|---------------------|--|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Femme | - 0,67*** (0,22) | - 0,78*** (0,26) | - 0,27*** (0,09) | - 0,29*** (0,10) |
| Supérieur femme | 0,23 (0,25) | 0,016 (0,339) | 0,047 (0,112) | - 0,036 (0,168) |
| Femme × supérieur femme | | 0,45 (0,48) | | 0,16 (0,23) |
| Contrôles supplémentaires | | | Nombre de subordonnés ; Subordonnés ont subordonnés | |
| Effectif | 707 | 707 | 4 026 | 4 026 |
| Pseudo R2 (en %) | 27 | 27 | 22 | 22 |

Lecture : on estime par une régression logistique la probabilité d'avoir une influence sur la promotion, le salaire ou les primes de ses subordonnés. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. On utilise comme variables de contrôle la liste des variables présentées dans le tableau 2 avec en outre des effets quadratiques pour l'âge, l'ancienneté et le temps de travail.
*** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant des subordonnés (non pondérés).

Sources : SalSa : Insee, ANR, CMH, Crest, 2009 et COI : CEE, DARES, DGAFF, Drees, Insee, 2006.

caractéristiques individuelles corrélées au sexe du supérieur, la différence de disposition des hommes et des femmes vis-à-vis de la négociation et de la compétition et, enfin, un comportement discriminatoire des entreprises à l'égard des demandes des femmes. Aucune ne peut être complètement écartée, mais la dernière semble la plus en phase avec nos données. Au final, même si les résultats recueillis dans le cadre de cette étude sont suggestifs, tant l'attestation

du caractère discriminatoire du phénomène que la clarification des mécanismes à son fondement militent en faveur de recherches complémentaires. Loin de devoir freiner la féminisation de la hiérarchie, ces résultats devraient encourager les entreprises à veiller à ce que celle-ci ne soit pas simplement un phénomène quantitatif, voire un phénomène d'affichage, mais qu'il va bien de pair avec l'attribution aux femmes d'un pouvoir réel similaire à celui des hommes. □

BIBLIOGRAPHIE

Acker J. (1990), « Hierarchies, Jobs, Bodies: A Theory of Gendered Organizations », *Gender and Society*, vol. 4, n° 2, pp. 139-158.

Akerlof G. et Kranton R. (2000), « Economics and Identity », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, n° 3, pp. 715-753.

Arrow K. (1973), « The Theory of Discrimination », dans Ashenfelter O., Rees A. (eds), *Discrimination in Labor Markets*, Princeton University Press, Princeton, pp. 3-33.

Babcock L. et Laschever S. (2003), *Women Don't Ask: Negotiation and the Gender Divide*, Princeton University Press, Princeton.

Baker G., Gibbons R. et Murphy K. (1994), « Subjective Performance Measures in Optimal Incentive Contracts », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n° 4, pp. 1125-1156.

Becker G. (1957), *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press, Chicago.

Berson C. (2012), *Concurrence et discrimination sur le marché du travail*, thèse de doctorat de sciences économiques, université Paris I Panthéon Sorbonne.

Burt R. (1998), « The Gender of Social Capital », *Rationality and Society*, vol. 10, n° 1, pp. 5-46.

Canton E. et Verheul I. (2009), « Gender Pay Differences in the European Union: Do Higher Wages make up for Discrimination? », *Industrial Policy and Economic Reform Papers*, n° 12.

Cohen P. et Huffman M. (2007), « Working for the Woman? Female Managers and the Gender

Wage Gap », *American Sociological Review*, vol. 72, n° 5, pp. 681-704.

Eagly A. et Karau S. (2002), « Role Congruity Theory of Prejudice toward Female Leaders », *Psychological Review*, vol. 109, n° 3, pp. 573-598.

England P., Farkas G., Kilbourne B. et Dou T. (1988), « Explaining Occupational Sex Segregation and Wages: Findings from a Model with Fixed Effects », *American Sociological Review*, vol. 53, n° 4, pp. 544-558.

Godechot O. (2007), *Working Rich. Salaires, bonus et appropriation du profit dans l'industrie financière*, La Découverte, Paris.

Guillaume C. et Pochic S. (2007), « La fabrication organisationnelle des dirigeants. Un regard sur le plafond de verre », *Travail, genre et sociétés*, n° 17, pp. 79-104.

Héran F. (1989), « Mixité et « homolalie » : les relations entre hommes et femmes dans la vie quotidienne des Français », *Mélanges en l'honneur de Jacques Desabie*, Insee, pp. 431-445.

Holmstrom B. et Milgrom P. (1991), « Multi-Task Principal-Agent Analysis: Incentive Contracts, Asset Ownership and Job Design », *Journal of Law, Economics and Organization*, vol. 7, pp. 524-552.

Hultin M. (2003), « Some Take the Glass Escalator, Some Hit the Glass Ceiling? Career Consequences of Occupational Sex Segregation », *Work and Occupation*, vol. 30, n° 1, pp. 30-61.

Hultin M. et Szulkin R. (1999), « Wages and Unequal Access to Organizational Power: An Empirical Test of Gender Discrimination »,

Administrative Science Quarterly, vol. 44, n° 3, pp. 453-472.

Huppert-Laufer J. (1982), *La Féminité neutralisée. Les Femmes cadres dans l'entreprise*, Flammarion, Paris.

Manski C. (1993), « Identification of Endogenous Social Effects : The Reflection Problem », *Review of Economic Studies*, vol. 60, n° 3, pp. 531-542.

Meurs D. et Ponthieux S. (2006), « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? », *Économie et Statistique*, n° 398-399, pp. 99-130.

Niederle M. et Vesterlund L. (2007), « Do Women Shy Away From Competition? Do Men Compete Too much? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 122, n° 3, pp. 1067-1101.

Oaxaca R. et Ransom M. (1994), « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, vol. 61, n° 1, pp. 5-21.

Phelps, E. (1972), « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review*, vol. 62, n° 4, pp. 639-651.

Prendergast C. et Topel R. (1996), « Favoritism in Organizations », *The Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 5, pp. 958-978.

Ragins B.R. et Cotton J. (1999), « Mentor Functions and Outcomes: A Comparison of Men and Women in Formal and Informal Mentoring Relationships », *Journal of Applied Psychology*, vol. 54, n° 4, pp. 529-550.

Roth L.-M. (2006), *Selling Women Short : Gender and Money on Wall Street*, Princeton University Press, Princeton.

Saglio J. (1991), « Les fondements sociaux des hiérarchies salariales », *Travail et Emploi*, n°47, pp. 26-40.

Simpson R. (1998), « Presenteeism, Power and Organizational Change: Long Hours as a Career Barrier and the Impact on the Working Lives of Women Managers », *British Journal of Management*, vol. 9, supplément n° 1, pp. 37-50.

Wright E. O. et Baxter J. (2000), « The Glass Ceiling Hypothesis: A Comparative Study of the United States, Sweden, and Australia », *Gender and Society*, vol. 14, n° 2, pp. 275-294.

Tableau A
Régression détaillée (tableau 6, modèle 1, enquête Sa/Sa)

| Variables | Paramètres |
|---|---------------------------|
| Constante | 1,412*** (0,1) |
| Sexe | - 0,094*** (0,014) |
| Sexe du supérieur | - 0,029** (0,014) |
| Taux de féminisation de l'univers de travail (CSxSecteur) | - 0,079 (0,053) |
| A des subordonnés | 0,092*** (0,014) |
| Appartient au secteur public | - 0,021 (0,021) |
| Âge | 0,032*** (0,004) |
| Âge au carré | - 0,00032*** (0,00005) |
| Ancienneté dans l'entreprise | 0,013*** (0,002) |
| Ancienneté dans l'entreprise au carré | - 0,00014** (0,00006) |
| Horaires hebdomadaires habituels | - 0,01*** (0,002) |
| Horaires hebdomadaires habituels au carré | 0,00011*** (0,00003) |
| Taille des établissements | 0,000025*** (0,000006) |
| Diplôme (réf : sans diplôme, certificat) : CAP, BEP, BEPC | 0,088*** (0,019) |
| BAC | 0,15*** (0,022) |
| BAC+2 | 0,245*** (0,024) |
| BAC+3/4 | 0,25*** (0,028) |
| BAC+5 et plus | 0,389*** (0,031) |
| CS (réf : ouvriers) : Patrons | - 0,116 (0,208) |
| Cadres | 0,348*** (0,025) |
| Professions intermédiaires | 0,173*** (0,02) |
| Employés | 0,06** (0,031) |
| Secteur (réf : services personnels) : industrie, énergie | 0,037 (0,034) |
| Construction | 0,087** (0,04) |
| Commerce et réparations | 0,007 (0,034) |
| Hôtels et restaurants | - 0,044 (0,046) |
| Transports et communications | 0,087** (0,039) |
| Activités financières | 0,082* (0,044) |
| Immobilier, location et services aux entreprises | 0,011 (0,034) |
| Administration publique | - 0,018 (0,037) |
| Éducation, santé et action sociale | 0,022 (0,034) |

Lecture : modélisation du logarithme du salaire net mensuel déclaré par les moindres carrés ordinaires. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Source : Sa/Sa, Insee, ANR, CMH, Crest, 2009.

Tableau B
Régression détaillée (tableau 6, modèle 1, enquête COI)

| Variables | Paramètres |
|--|---------------------------|
| Constante | 0,829*** (0,142) |
| Sexe | - 0,124*** (0,015) |
| Sexe du supérieur | - 0,037** (0,017) |
| Taux de féminisation de l'univers de travail (CS × Secteur) | - 0,298*** (0,085) |
| A des subordonnés | 0,08*** (0,015) |
| Appartient au secteur privé | 0,082 (0,053) |
| Âge | 0,051*** (0,006) |
| Âge au carré | - 0,00053*** (0,00006) |
| Ancienneté dans l'entreprise | 0,052*** (0,003) |
| Ancienneté dans l'entreprise au carré | - 0,001*** (0,00007) |
| Horaires hebdomadaires habituels | - 0,022*** (0,004) |
| Horaires hebdomadaires habituels au carré | 0,0002*** (0,00005) |
| Taille des entreprises | 0,000037** (0,000016) |
| Diplôme (réf : sans diplôme, certificat) : CAP, BEP, BEPC | 0,11*** (0,03) |
| BAC | 0,194*** (0,033) |
| BAC+2 | 0,247*** (0,035) |
| BAC+3/4 | 0,205*** (0,042) |
| BAC+5 et plus | 0,385*** (0,042) |
| CS (réf : ouvriers) : Cadres | 0,508*** (0,028) |
| Professions intermédiaires | 0,241*** (0,022) |
| Employés | 0,157*** (0,045) |
| Secteur (réf : transports) : Activités financières et immobilières | 0,124*** (0,039) |
| Commerce et réparations | - 0,006 (0,029) |
| Construction | - 0,038 (0,035) |
| Industrie automobile et industries des biens d'équipement | 0,073** (0,03) |
| Industries agricoles et alimentaires | 0,067* (0,038) |
| Industries des biens de consommation | 0,147*** (0,042) |
| Industries des biens intermédiaires et énergie | 0,084*** (0,028) |
| Service aux entreprises | 0,038 (0,033) |
| Service aux particuliers et éducation, santé action sociale | - 0,18*** (0,041) |

Lecture : modélisation du logarithme du salaire net annuel 2005 par les moindres carrés ordinaires. Les paramètres de la régression sont suivis de l'écart-type entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.
 Champ : ensemble des enquêtés ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).
 Source : COI, Insee, 2006.

**NOMENCLATURE DES SERVICES
(VARIABLE UTILISÉE COMME EFFET FIXE DANS LE TABLEAU 8)**

| | | |
|----------|---|------------|
| 1 | Production | . |
| 1.1 | Atelier de fabrication | 2 599 |
| 1.2 | Chantiers | 596 |
| 1.3 | Service de maintenance, réparations | 742 |
| 1.4 | Service (ou bureau) méthodes, qualité | 351 |
| 1.5 | Autre service de production | 593 |
| 2 | Transport, entretien, nettoyage, logistique | 2 |
| 2.1 | Transports, livraisons | 859 |
| 2.2 | Entretien, nettoyage | 547 |
| 2.3 | Entrepôt, stockage | 333 |
| 2.4 | Gardiennage, surveillance | 61 |
| 2.5 | Autre service logistique | 276 |
| 3 | Achat, vente, clients, guichet, accueil | 3 |
| 3.1 | Service d'achats, approvisionnement | 407 |
| 3.2 | Vente, boutique, rayons, commercialisation | 1 546 |
| 3.3 | Service après-vente | 166 |
| 3.4 | Assistance ou information en ligne, téléphone ou Internet | 85 |
| 3.5 | Guichet | 225 |
| 3.6 | Accueil, standard | 591 |
| 4 | Service administratif, informatique | 1 |
| 4.1 | Ressources humaines, personnel, formation | 273 |
| 4.2 | Comptabilité, service financier, caisse | 796 |
| 4.3 | Documentation, archivage | 24 |
| 4.4 | Informatique, système d'information | 340 |
| 4.5 | Pool secrétariat, atelier de saisie | 237 |
| 4.6 | Service juridique, information, communication | 137 |
| 4.7 | Autre service administratif | 414 |
| 5 | Services aux personnes, santé, aide sociale | . |
| 5.1 | Service médical, soins aux malades | 1 |
| 5.1.1 | Bloc opératoire, service médico-technique | 8 |
| 5.1.2 | Urgence, réanimation, soins intensifs | 1 |
| 5.1.3 | Consultations externes, hospitalisation de jour | 5 |
| 5.1.4 | Hospitalisation complète en court séjour | 5 |
| 5.1.5 | Soins de suite et de réadaptation (SSR), long séjour | 6 |
| 5.1.6 | Aucun de ces 5 secteurs (préciser en clair) | 36 |
| 5.2 | Service d'aide ou suivi social au personnel de | 22 |
| 5.3 | Service social, aide social au public | 21 |
| 6 | Études, recherche | 2 |
| 6.1 | Études, marketing | 202 |
| 6.2 | Recherche développement | 557 |
| 6.3 | Création, design | 46 |
| 7 | Sécurité publique | 1 |
| 7.3 | Tribunaux | 1 |
| 7.4 | Autre | 37 |
| 8 | Autre type de service | 772 |
| 9 | L'entreprise n'est pas organisée en service | 431 |
| 99998 | Non réponse | 1 |
| 99999 | Non réponse | 10 |

Lecture : 2 599 enquêtés travaillent dans le service « atelier de fabrication ».

Champ : ensemble des enquêtés (non pondérés)

Source : COI : CEE, DARES, DGAFF, Drees, Insee, 2006.