

# Le salaire dépend-il du sexe du supérieur ?

Olivier Godechot

Résumé : On ne dispose que de peu d'études sur l'impact du sexe du supérieur hiérarchique sur les salaires des subordonnés. Les supérieures 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 supérieures femmes semblent effectivement réduire le différentiel de salaire homme-femme. Cette position est toutefois associée avec des salaires plus faibles pour leurs subordonnés. Cette situation 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, sous la direction d'une femme, même si le phénomène demande encore plus ample confirmation, l'écart en fonction du sexe supérieur semble plus important lorsque le subordonné est un homme (-5 à -10%) que lorsqu'il est une femme (0% à -3%). Sous l'encadrement d'une femme, les écarts hommes-femmes seraient donc sensiblement 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.

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, 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 inexpliqué 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, 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, Szulkin, 1999 ; Cohen, Huffman, 2007 ; Canton, 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, Guillaume, 2007), tandis que les secondes être 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, 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 (Babchok, 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 et sont promus dans des métiers et des secteurs fort différents. Aussi les hypothèses mentionnées ci-dessus et les résultats obtenus par certains travaux peuvent devoir 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 *Coi* (2006) et l'enquête *Salsa* (2009) – cf. encadré. Ces deux enquêtes ont pour originalité de permettre d'étudier l'impact du sexe du supérieur direct de l'enquêté et non la seule proportion des femmes au sein de l'encadrement de la firme comme c'est généralement le cas.

## **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, Baxter, 2000 ; Pochic, 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 supérieur que les hommes, il est alors probable 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 chance d'avoir un supérieur qu'une supérieure (d'après *Salsa*<sup>1</sup>), les hommes en revanche ont très peu de chance 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 : 10).

---

<sup>1</sup> *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 :	Homme	Femme	Sans objet et non réponse	Total	N
<i>Salsa</i> (2009)	Ego :					
	Homme	79%	11%	10%	100%	1584
	Femme	46%	45%	8%	100%	1533
	Ensemble	63%	28%	9%	100%	3117
<i>Coi</i> (2006)	Homme	91%	8%	1%	100%	8983
	Femme	67%	32%	1%	100%	5386
	Ensemble	82%	17%	1%	100%	14369

Note : Dans l'enquête *Salsa* (2009), 79% des enquêtés homme ont un supérieur homme.

Champ : Ensemble des enquêtés (non pondérés)

Source : *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009 et *Coi*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006.

### Encadré : les enquêtes utilisées et leurs questions

L'enquête *Salsa*, sur les *Salaires auprès des Salariés*, porte sur le salaire et les sentiments de justice d'un échantillon de 3000 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 Loire, Picardie et Rhône Alpes ainsi que dans le département de l'Essonne. Cette enquête conçue par un groupe de chercheurs<sup>2</sup> 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 des 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 de l'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

<sup>2</sup> Groupe qui comptait Christian Baudelot, ENS-CMH, Damien Cartron, CNRS-CMH, Jérôme Gautié, Université Paris I, Olivier Godechot, CNRS-CMH, Michel Gollac, LSQ-Crest, Claudia Sénik, PSE.

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 son 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<sup>3</sup>. 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.

La similarité de sexe avec le supérieur est-elle le seul facteur de différenciation entre subordonnés d'un homme ou d'une femme ? Le tableau 2 présente les moyennes en fonction du sexe de l'enquêté et de celui du supérieur des variables de contrôle, dont nous nous servirons par la suite pour les régressions. L'âge, 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 CS 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.

---

<sup>3</sup> 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).

**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*
<u>Diplôme</u> : 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*
<u>CS</u> : 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*
<u>Secteur</u> : 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*

Note : L'âge moyen des hommes ayant un supérieur homme est de 41.15 ans. \* 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.

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.

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'enquêté 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 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, 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.

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

	Supérieur : Ego :	Homme	Femme	Ensemble
Vouvoie le supérieur (a)	Homme	28%	33%	28%
	Femme	55%	36%	48%
	Ensemble	36%	35%	36%
Aide des supérieurs en cas de surcharge (a)#	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%

Note : 28% des hommes ayant un supérieur homme le vouvoient.

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

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

Sources : *Coj*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006 (a), *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009 (b).

Les résultats présentés au tableau 3 peuvent devoir beaucoup aux oppositions présentées dans le tableau 2 entre les lieux de travail selon que l'on 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 (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, fait plus souvent des entretiens annuels. 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 supérieures et de leurs subordonnées pourrait donc être un facteur de compensation du différentiel de salaire entre hommes et femmes.

**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 * supérieur femme	.	-1.06*** (0.11)	.	0.27** (0.11)	.	0.0006 (0.11)	.	0.91*** (0.24)	.	-0.13 (0.21)
Effectif	14213	14213	10935	10935	14213	14213	2729	2729	2798	2798
Pseudo R2	9%	10%	2%	2%	19%	19%	2.5%	3.0%	12%	12%

Note : 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.

Source : *Coi*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006 (modèles 1 à 6), *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009 (modèles 7 à 10).

## 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 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, Szulkin, 1999 ; Cohen, Huffman, 2007 ; Canton, Verheul, 2009).

Que montrent pour la France les statistiques descriptives ? Les salariés de l'enquête *Salsa* touchent début 2009 1769 euros par mois en moyenne sous la direction d'un homme, 1413 euros sous la direction d'une femme, soit 20% de moins. 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 compo-



sition 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 supérieurs femmes ne semblent guère diminuer la discrimination.

**Tableau 5 : salaire mensuel et salaire horaire en fonction du sexe et du sexe du supérieur**

		Supérieur homme	Supérieur femme	Ensemble	Différentiel
Salaire Mensuel <i>Salsa</i>	Homme	1923 [1854-1991]	1774 [1638-1909]	1904 [1842-1967]	-7.7%*
	Femme	1497 [1441-1554]	1319 [1275-1363]	1409 [1373-1445]	-11.9%***
	Ensemble	1769 [1720-1818]	1413 [1367-1459]	1659 [1622-1697]	-20.1%***
	Différentiel	-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	-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	-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	-13.8%***	-17.9%***	-16.0%***	

Note : Les hommes ayant un supérieur hiérarchique homme touchent en moyenne 1923 euros par mois. 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).

Source : *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009, *Coi*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006.

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 supérieurs femmes dans des univers professionnels où les temps de travail sont moins longs, de l'ordre de deux heures de moins.

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. 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<sup>4</sup>. La deuxième 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. 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 *Coï*), 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 (*Coï*)<sup>5</sup>. Malgré ces 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 alii., 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 de *Salsa* en fonction de l'intersection de la CS et du secteur.

---

<sup>4</sup> Il est probable que les facteurs qui favorisent la féminisation de la hiérarchie se traduisent aussi par une politique salariale différente.

<sup>5</sup> On trouvera la régression complète en annexes.

**Tableau 6 : l'effet marginal du sexe et du sexe du supérieur sur le salaire horaire**

En- quête	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 * 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	2797	2797	1413	1384	1938	858
	R2	46%	46%	47%	42%	47%	43%
	<i>Coi</i>	Femme	-0.12 *** (0.02)	-0.14*** (0.02)	.	.	-0.14*** (0.02)
Supérieur femme		-0.037 ** (0.017)	-0.11*** (0.03)	-0.099*** (0.03)	0.0003 (0.022)	.	.
Femme * 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		12814	12814	7970	4844	10539	2275
R2		23%	23%	24%	21%	23%	21%

Note : 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 annexes.

\*\*\* :  $p < 0.01$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \* :  $p < 0.1$ .

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

Source : *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009, *Coi*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006.

La première régression (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 3,9% 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 de 1,2 à 1,8 points, phénomène d'ampleur limitée, qui sur un échantillon de taille plus modeste n'apparaît pas vraiment significatif.

En revanche, dans le cadre de l'enquête *Coi*, l'effet d'interaction des sexes est positif sur le salaire de +12%, 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 le modèle 6). Lorsque, comme précédemment, on permet une variation de la structure des rendements pour les hommes et pour les femmes, on tombe sur un résultat similaire. Chez les hommes, avoir un supérieur féminin est associé avec un salaire significativement inférieur 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 non significatif, ici).

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 fois supérieur femme - positif et significatif 1,5 fois moins important que l'effet négatif d'un supérieur femme et 3 fois moins important que celui du sexe de l'enquêté<sup>6</sup>. 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, Szulkin, 1999 ; Cohen, Huffman, 2007). Il est de plus 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 ont le même sexe<sup>7</sup>.

Ces premiers résultats semblent plutôt 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 prudent. 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. Notamment certaines entreprises, certains services de l'entreprise, certains métiers peuvent 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 pour 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

---

<sup>6</sup> Canton et Verheul ne disposent pas des salaires détaillés mais seulement de tranches de salaire. Ils estiment donc l'effet à l'aide une régression logistique ordonnée, ce qui ne permet pas d'estimer précisément l'impact salarial du supérieur hiérarchique.

<sup>7</sup> 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%.

ce cas, il renseigne moins sur les modalités générées de supervision des subordonnés que sur la ségrégation des sexes au travail et sur le fait que les femmes ont relativement plus de chance d'être promues et d'avoir des subordonnés dans des entreprises, des secteurs, 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. 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, à -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'homme et ceux sous la supervision de femmes n'ont pas les mêmes caractéristiques et ces dissimilarités contribuent beaucoup à l'écart global.

Afin de mesurer l'importance de celles-ci, on peut 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, Ponthieux, 2006).

### 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  $W_{sup\_h}$ ,  $W_{sup\_f}$  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  $\beta_{sup\_h}$ ,  $\beta_{sup\_f}$ ,  $\beta_{ens}$  les paramètres de l'équation de salaire pour les subordonnés d'hommes, de femme et pour la population d'ensemble.

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

$$W_{sup\_h} - W_{sup\_f} = \beta_{ens} \cdot (X_{sup\_h} - X_{sup\_f})' + X_{sup\_h}' \cdot (\beta_{sup\_h} - \beta_{ens}) + X_{sup\_f}' \cdot (\beta_{ens} - \beta_{sup\_f}) \quad (1)$$

Dans l'équation 1,  $\beta_{\text{ens.}}(X_{\text{sup}_h} - X_{\text{sup}_f})'$  s'interprète comme la partie de l'écart liée à des différences de caractéristique,  $X_{\text{sup}_h}'(\beta_{\text{sup}_h} - \beta_{\text{ens}}) + X_{\text{sup}_f}'(\beta_{\text{ens}} - \beta_{\text{sup}_f})$  comme celle qui est liée aux différences de rendement.

On peut décomposer aisément les différences de caractéristique 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.

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 84% (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 doivent en partie à des différences de champ et de nomenclatures – la nomenclature utilisée dans *Coi* détaille plus l'industrie qu'elle couvre mieux.

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

Variables	Salsa				Coi			
	log du salaire mensuel		log du salaire horaire		Log du salaire annuel		log du salaire horaire	
	Contribution	Effet sur la différence de log	Contribution	Effet sur la différence de log	Contribution	Effet sur la différence de log	Contribution	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

Note : 55% de la différence de log de salaire mensuel (-0.228) est liée à des différences de temps de travail. Décomposition du différentiel de salaire selon le sexe du supérieur dû à des différences de caractéristiques 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).

Source : *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009 ; *Coi*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006.

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

inexpliqué plus faible : 10% de l'écart brut de salaire mensuel contre 17%, 19% de l'écart brut de salaire horaire contre 38%<sup>8</sup>.

Une grande partie de l'écart de salaire liée 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 plutôt masculins et les ressources humaines sont souvent plus féminins) et différents par leur positionnement salarial. Le résidu de salaire de -2,3% devrait-il alors plus à un phénomène d'hétérogénéité inobservée qu'à un effet spécifique des supérieures 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 doit à une logique de ségrégation de la main d'œuvre et celle qui doit 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.

A 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 fixes<sup>9</sup> sur d'une part la variable décrivant dans *Coi* les services de l'entreprise (44 modalités – Tableau 8, modèles 1 et 2, annexe 2 pour les modalités) et d'autre part sur la catégorie socioprofessionnel 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 – 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 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 charpen-

---

<sup>8</sup> Part de l'écart de salaire homme femme « inexpliquée » obtenue avec *Salsa* avec les mêmes données et la même méthode.

<sup>9</sup> 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.

tiers<sup>10</sup>. 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'une femme au-dessus de soi 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%.

**Tableau 8 : Contrôle supplémentaires.**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
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)
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)
Femme * supérieur femme	.	0.12*** (0.04)	.	0.041 (0.028)	.	0.047 (0.029)
Contrôles supplémentaires	Effet fixe Service (43)		Effet fixe CS (24)		Effet fixe profession (293)	
Effectif	12814	12814	2797	2797	2797	2797
R2	24%	24%	47%	47%	54%	55%

	(7)	(8)	(9)	(10)
Femme	-0.083*** (0.013)	-0.093*** (0.015)	-0.070*** (0.015)	-0.085*** (0.017)
Supérieur femme	-0.023* (0.013)	-0.049** (0.023)	-0.039*** (0.013)	-0.077*** (0.023)
Femme * supérieur femme		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 profession (293)
Effectif	2696	2696	2696	2696
R2	51%	51%	59%	59%

Note : 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).

Source : *Coi*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006 (modèles 1 et 2) *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009 (modèles 3 à 10)

Les différences de salaire liées au sexe du supérieur peuvent aussi devoir 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* l'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 pouvons réunir dans cette source des informations sur les

<sup>10</sup> 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>



salaires de leurs collègues<sup>11</sup>. Afin de contrôler pour l'hétérogénéité des salaires par entreprise, nous introduisons comme contrôle supplémentaire le logarithme du salaire horaire 2008 moyen des collègues de l'enquêté dans son établissement<sup>12</sup>. 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 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 que tant notre variable sur la profession d'ego que celle sur son propre niveau hiérarchique (présence ou non de subordonnés) capture mal. Les femmes se raréfiant 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 (tableau 9, modèles 1 et 2) à celui où nous utilisons les trois variables avoir des subordonnés, nombre de subordonnés et avoir des subordonnés qui ont eux-même des subordonnés (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 chance de se produire dans le monde des cadres où les hiérarchies s'allongent vers le sommet de l'entreprise et les femmes s'y raréfient, on restreint l'analyse aux salariés non cadres (tableau 9, modèles 5 et 6). L'effet est un peu plus faible, -3,8% que dans le tableau 8 (modèle 5), mais demeure significatif et important.

---

<sup>11</sup> L'auteur a bénéficié, pour l'accès aux données, du CASD (Centre d'accès sécurisé distant) dédié aux chercheurs autorisés suite à un avis émis par le Comité français du secret statistique.

<sup>12</sup> 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 le seul représentant 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 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 * supérieur femme	.	0.12*** (0.04)	.	0.11*** (0.04)	.	0.029 (0.031)
Contrôles supplémentaires par rapport au tableau 6	Omission a de la variable subordonnés		Nombre de subordonnés ; Subordonnés ont subordonnés		Effet fixe profession. Restriction aux non cadres	
Effectif	12814	12814	12814	12814	2435	2435
	23%	23%	23%	23%	43%	43%

Note : 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 : *Coï*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006 (modèles 1 à 4) et *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009 (modèles 5 et 6).

## 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 le faire, 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 sauf à mener une collaboration active avec les entreprises, collaboration que l'on ne peut qu'encourager.

Même si nous devons rester prudents, dans la mesure où d'autres variables de contrôle plus précises pourraient encore réduire le différentiel de salaire en fonction du sexe du supérieur, dans cette dernière partie, nous posons comme hypothèse provisoire que l'effet du sexe du supérieur est mesuré correctement pour tenter d'en proposer des interprétations.

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 impersonnelles<sup>13</sup>. En effet, dès lors que les tâches

<sup>13</sup> 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

à effectuer sont multiples et inégalement mesurables, il est sous-optimal de n'inciter que sur la base des critères mesurables (Holmstrom, Milgrom, 1991). L'évaluation quantitative peut alors être utilement complétée par des évaluations subjectives (Baker et alii., 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 (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 ? 1. 0 à 500 euros, 2. 500 à 1000 euros, 3. 1000 à 5000 euros, 4. plus de 5000 euros ». On calcule alors la part du variable au sein du salaire net annuel 2005<sup>14</sup> 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 l'effet croisé (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 variable passe de 0 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%.

---

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.

<sup>14</sup> Pour pouvoir faire ce calcul à partir de tranches, on a pris le milieu des tranches pour les 3 premières modalités (250, 750 et 3000 euros) et la borne inférieure pour la dernière tranche.

**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	2152	2152	12814	12814
R2	58%	58%	31%	31%

Note : 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 : *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009 (modèles 1 et 2) et *Coi*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006 (modèles 3 à 4).

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 soient 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.

Un élément qui peut contribuer à cette situation, à poste de supérieur identique, peut venir non pas de son sexe mais d'autres caractéristiques individuelles corrélées au sexe du supérieur 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, on aurait là un phénomène similaire à celui de la discrimination statistique (Phelps, 1972 ; Arrow, 1973). 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 femmes<sup>15</sup>. 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

<sup>15</sup> 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.

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 (tableau 11) 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.

**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* Supérieur femme		0.12*** (0.04)
Supérieur plus jeune	-0.023 (0.017)	-0.021 (0.017)
Effectif	12814	12814
R2	23%	23%

Note : 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 enquêtes ayant un supérieur hiérarchique (non pondérés).

Source : *Coi*, CEE, DARES, DGAFP, DREES, Insee, 2006.

Dans le même esprit que la discussion précédente sur l'âge, la différence de pratique salariale selon le sexe du supérieur pourrait devoir moins au sexe en lui-même qu'à la combinaison de la discrimination subies par les femmes et du rôle du salaire comme marqueur de la hiérarchie salariale (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 encadrent<sup>16</sup>. Augmenter ces derniers pourrait être de nature à produire ou à renforcer la non-congruence entre la hiérarchie formelle et la hiérarchie salariale. 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 une non-congruence 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 modifiée<sup>17</sup>.

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 montre des expériences contrôlées, les femmes prennent moins de risque que les hommes et éviteraient la compétition (Niederle, Vesterlund, 2007). Elles réclameraient moins et attendraient qu'on leur propose spontanément des avantages (Babchok, Laschever, 2003), notamment les augmentations de salaire. De telles dispositions pourraient

<sup>16</sup> C'est ainsi ce que l'on obtient dans *Salsa*, en additionnant l'effet de genre de -9% et l'un effet supérieur hiérarchique de +9% (Cf. Annexe 1a). Remarquons toutefois que ce calcul théorique repose sur des hypothèses de linéarité qui peuvent ne pas être respectées.

<sup>17</sup> 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 leurs subordonnés.

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'augmentation, de primes ou un contingent de promotion.

Dans l'enquête *Salsa*, nous pouvons mesurer des rapports genrés à la négociation individuelle qui semblent en première approche compatible avec des différences de disposition. 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 (tableau 12). L'écart selon le sexe du supérieur est un peu moindre et n'est pas significatif.

**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	(0.10)	(0.174)	.	(0.15)	(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	2766	2766	2766	1272	1272	1272
Pseudo R2	10%	10%	10%	10%	10%	10%

Note : 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.

Les femmes demandent donc moins pour elle-même (Babchcock, Laschever, 2003). C'est encore le cas lorsqu'elles ont elles-mêmes des subordonnés (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'autocensure 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 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 vu comme « masculin » tout en conservant un comportement en phase avec celui attendu pour une femme. Réclamer, entrer en compétition, prendre des risques pourraient être plus sanctionnés ou moins valorisés 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 (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 sursélection des femmes allant réclamer auprès de leurs supérieurs<sup>18</sup>.

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 toute chance 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 discussion, semble un fait relativement bien établi (Berson, 2012), ne serait-ce que dans la persistance économétrique du différentiel de salaire inexplicé (Meurs, 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 éventuelles subies par les supérieures relatives aux propositions qu'elles font 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, les 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 supérieurs hommes. Gardons-nous toutefois des 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 (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 d'une hiérarchie masculine ? 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.

---

<sup>18</sup> 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.

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 enquêtés qui disent de leur chef qu'il a un pouvoir sur leur augmentation, leur prime, ou leur augmentation reçoivent ainsi, à caractéristiques contrôlées, 3,9% de salaire en plus<sup>19</sup>.

**Tableau 13 : Estimation du pouvoir du supérieur sur les salaires**

	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	4026	4026
Pseudo R2	27%	27%	22%	22%

Note : 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).

Source : *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009.

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, attribut même du pouvoir, pourrait être moins dévolue 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 est intrigant. Si la plus grande part du différentiel initial de 20% semble devoir à des différences entre les positions d'encadrement masculines et féminines (renseignant en creux 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 pistes de lecture s'ouvrent : de possibles différences inobservées de position hiérarchiques, l'impact à position hiérarchique

<sup>19</sup> 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.



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. Aucune ne peut être complètement écartée, mais la dernière semble 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. On notera aussi d'un point de vue pragmatique que ces résultats loin de devoir freiner la féminisation de la hiérarchie 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, p. 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 » in Ashenfelter O., Rees A. (eds), *Discrimination in Labor Markets*, Princeton: Princeton University Press, p. 3-33.

**Babcock L., Laschever S. (2003)**, *Women don't ask: negotiation and the gender divide*, Princeton: Princeton University Press.

**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*, Chicago: University of Chicago Press.

**Berson C. (2012)**, *Concurrence et discrimination sur le marché du travail*, Thèse de doctorat de sciences économiques, Université de Paris I.

**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*, Paris : La Découverte.

**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, p. 431-445.

**Holmstrom B., 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*, Paris : Flammarion.
- Manski C. (1993)**, « Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem », *Review of Economic Studies*, vol. 60, n°3, 531-542.
- Meurs D. et Ponthieux S. (2006)**, « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? », *Économie et Statistiques*, 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., 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 at Wall Street*, Princeton : Princeton University Press.
- Saglio J. (1991)**, « Les fondements sociaux des hiérarchies salariales », *Travail et emploi*, n°47, p. 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, n°s1, 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.

### Annexe 1a. Régression détaillée (tableau 6, modèle 1, enquête *Salsa*)

Variabes	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 (CS*Secteur)	-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)
<u>Diplôme (réf : sans diplôme, certificat) : CAP, BEP, BEPC</u>	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)
<u>CS (réf : ouvriers) : Patrons</u>	-0.116 (0.208)
Cadres	0.348*** (0.025)
Professions intermédiaires	0.173*** (0.02)
Employés	0.06** (0.031)
<u>Secteur (réf : Services personnels) : Industrie, énergie</u>	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)

Notes : 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 : *Salsa*, Insee, ANR, CMH, CREST, 2009

### Annexe 1b. Régression détaillée (tableau 6, modèle 1, enquête *Coï*)

Variabiles	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)
<u>Diplôme (réf : sans diplôme, certificat) :</u> 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)
<u>CS (réf : ouvriers) :</u> Cadres	0.508*** (0.028)
Professions intermédiaires	0.241*** (0.022)
Employés	0.157*** (0.045)
<u>Secteur (réf : Transports) :</u> 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)

Notes : 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 : *Coï*, Insee, 2006.

**Annexe 2. Nomenclature des services (variable utilisée comme effet fixe dans le tableau 8)**

<b>1</b>	<b>Production</b>	.
1.1	atelier de fabrication	2599
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
<b>2</b>	<b>Transport, entretien, nettoyage, logistique</b>	<b>2</b>
2.1	transports, livraisons	859
2.2	entretien, nettoyage	547
2.3	entrepôt, stockage	333
2.4	gardienage, surveillance	61
2.5	autre service logistique	276
<b>3</b>	<b>Achat, vente, clients, guichet, accueil</b>	<b>3</b>
3.1	service d'achats, approvisionnement	407
3.2	vente, boutique, rayons, commercialisation	1546
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
<b>4</b>	<b>Service administratif, informatique</b>	<b>1</b>
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
<b>5</b>	<b>Services aux personnes, santé, aide sociale</b>	<b>.</b>
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
<b>6</b>	<b>Études, recherche</b>	<b>2</b>
6.1	études, marketing	202
6.2	recherche développement	557
6.3	création, design	46
<b>7</b>	<b>Sécurité publique</b>	<b>1</b>
7.3	Tribunaux	1
7.4	autre	37
<b>8</b>	<b>Autre type de service</b>	<b>772</b>
<b>9</b>	<b>L'entreprise n'est pas organisée en service</b>	<b>431</b>
99998	Non réponse	1
99999	Non réponse	10