

# Présence syndicale dans les établissements : quel effet sur les salaires masculins et féminins ?

Marie Leclair et Pascale Petit\*

---

L'action syndicale peut influencer sur les salaires à deux niveaux : au niveau centralisé des branches et au niveau décentralisé des établissements. On s'intéresse ici aux effets de ce deuxième niveau d'intervention syndicale, avec un accent particulier sur la comparaison des effets sur les salaires des hommes et des femmes.

Cette question a plusieurs aspects. On peut d'abord comparer la fréquence avec laquelle hommes et femmes bénéficient de la présence d'un délégué syndical. Il se trouve qu'elle est plus faible pour les femmes, en raison du type d'emploi qu'elles occupent, ce qui nuit légèrement à leur niveau de salaire.

Lorsque présence syndicale il y a, la deuxième question est de savoir si elle a des effets parallèles sur les salaires des hommes et des femmes, ou si elle favorise leur convergence. Les résultats sont à double face. En moyenne, les femmes qui travaillent dans un établissement avec délégué syndical en tirent plus de bénéfice salarial que les hommes. Mais ceci tient à un effet de structure : par exemple, les hommes sont plus fréquemment des cadres, or les salaires des cadres sont peu sensibles à la présence syndicale dans les établissements ; il est donc normal que, en moyenne, la présence syndicale profite davantage aux femmes.

Cet avantage disparaît si on compare des hommes et des femmes de mêmes caractéristiques. À caractéristiques identiques, la présence syndicale serait plutôt neutre pour l'écart de salaire entre hommes et femmes.

---

\* Marie Leclair appartient à la division Marché et stratégies d'entreprises de l'Insee et Pascale Petit à EUREQua, Maison des sciences économiques, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.  
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'ampleur des inégalités entre les hommes et les femmes est importante sur le marché du travail français, notamment en matière de salaires. Ainsi, sur des données françaises de 1992, Meng et Meurs (2001) trouvent un écart entre les salaires horaires féminins et masculins de 19,6 % en défaveur des femmes. Différents travaux ont montré qu'une part importante de l'écart entre les salaires féminins et masculins était induite par des différences de caractéristiques entre ces deux populations (Meurs et Ponthieux, 2000 ; Le Minez et Roux, 2002). Notamment, les femmes ne travaillent pas dans les mêmes types d'entreprise ni dans les mêmes secteurs d'activité que les hommes. Elles travaillent plus souvent à temps partiel ; elles ont aussi un taux de chômage plus élevé et une probabilité de sortie du chômage plus faible ; elles ont également des périodes d'inactivité plus longues et plus fréquentes. Mais, une fois prises en compte les différences de caractéristiques observables des femmes et des hommes, il demeure un écart de salaire de l'ordre de 10 % (Meng et Meurs, 2001). L'existence d'un écart entre les salaires masculins et féminins non expliqué par des différences de caractéristiques observables n'est pas propre au seul marché du travail français : il est de l'ordre de 17-30 % aux États-Unis (Kim et Polachek, 1994 ; Miller, 1987 ; Hellerstein *et al.*, 1999), 15-17 % au Royaume-Uni (Dolton et Kidd, 1994 ; Wright et Ermisch, 1991) et 20 % au Canada (Doiron et Riddell, 1994). Bien qu'étant un indicateur imparfait, l'écart de salaire non expliqué par des différences de caractéristiques entre les hommes et les femmes est couramment assimilé à une discrimination salariale, puisque, selon Heckman (1998), une situation de discrimination salariale apparaît lorsqu'un employeur n'attribue pas un salaire égal à deux travailleurs pourvus de caractéristiques productives parfaitement identiques et de caractéristiques non productives différentes (telles que le genre ou encore la race). Malgré les imperfections liées à sa mesure, la discrimination salariale à l'encontre des femmes existe sur le marché du travail.

Deux fondements théoriques peuvent être proposés à l'existence d'une discrimination sur le marché du travail (Cain, 1986). Le premier, proposé par Becker (1957), suppose que la discrimination ne fait que traduire une préférence des employeurs pour l'emploi des hommes, sans aucun fondement objectif. Cette préférence induit une faiblesse relative de la demande de travail féminin, et par suite, les salaires féminins sont plus faibles que les salaires masculins. En principe, cette forme de discrimination ne

devrait pas résister à la pression de la concurrence. Les employeurs n'ayant pas de préférences discriminatoires bénéficient, en effet, d'un coût de travail plus faible. Par conséquent, si le marché du bien est parfaitement concurrentiel, les firmes qui discriminent sont appelées à disparaître. Le second fondement théorique, avancé par Arrow (1972 et 1973), McCall (1972) et Phelps (1972), suggère que les employeurs ne sont pas capables d'évaluer parfaitement la productivité des candidats à un poste. Ainsi, les recruteurs se fondent, d'une part, sur une évaluation des candidats à travers leurs qualifications, leur expérience professionnelle, ou encore à l'aide de tests, et, d'autre part, sur leurs croyances quant à la moyenne et à la dispersion de la productivité au sein du groupe démographique auquel appartiennent les candidats. Une situation de discrimination statistique apparaît lorsque deux travailleurs pourvus de caractéristiques productives observables identiques perçoivent des salaires différents parce que la moyenne et/ou la dispersion de la productivité de leur groupe démographique est différente.

Pour réduire l'ampleur de la discrimination sur le marché du travail français, l'État encourage, depuis une vingtaine d'années, la négociation entre les partenaires sociaux. Le 1<sup>er</sup> mars 2004, les représentants du patronat et des syndicats représentatifs ont signé un accord national interprofessionnel relatif à la mixité et à l'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes. Cet accord reconnaît l'existence de discriminations à l'encontre des femmes, notamment en matière de rémunération. Il prévoit une concertation entre les partenaires sociaux pour analyser les causes structurelles des inégalités entre les femmes et les hommes, et des négociations au niveau des branches et des entreprises pour améliorer la situation relative des femmes sur le marché du travail. À ce titre, cet accord se fonde explicitement sur la loi Roudy (1) de 1983 et la loi Génisson (2) de 2001 qui s'appuyaient sur l'implication des syndicats pour promouvoir l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes dans les entreprises françaises.

1. La loi Roudy consacre le principe de l'égalité de traitement des hommes et des femmes dans les domaines de l'embauche, de la formation, de la rémunération, de la promotion, de l'affectation et de la classification. L'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes est appelée à se diffuser par le biais des négociations entre partenaires sociaux (négociations de plans d'égalité, de contrats pour la mixité professionnelle, droit des syndicats de se porter partie civile s'ils constatent de la discrimination).

2. La loi Génisson rappelle le principe d'égalité professionnelle et précise les mesures destinées à l'atteindre (négociations annuelles obligatoires sur le thème de l'égalité professionnelle).

La littérature empirique et théorique laisse effectivement attendre un effet favorable de l'action syndicale non seulement sur le niveau des salaires masculins et féminins mais aussi sur la part inexpliquée de leur écart. Selon Machin (1999), les syndicats apparaissent traditionnellement comme les défenseurs de structures de salaires égalitaires, ce qui se traduit par la standardisation des grilles de salaires (la rémunération est associée au poste plutôt qu'à l'individu) et par la promotion du principe « à travail égal, salaire égal ». Mais cet effet n'est pas totalement garanti. Sap (1993) considère que l'ampleur de la correction de la discrimination par les syndicats dépend à la fois du rapport de force entre les syndicats et les firmes lors des négociations salariales et de l'influence relative des femmes et des hommes au sein même des syndicats. Si les femmes ont un pouvoir de négociation relativement faible au sein des syndicats (par exemple, parce que les femmes se syndiquent moins que les hommes (3) ou parce qu'elles sont sous-représentées aux postes influents dans les syndicats), elles tireront un plus faible bénéfice du résultat de la négociation salariale. Par conséquent, le salaire des hommes demeurera plus élevé à caractéristiques données.

Les travaux réalisés sur données anglo-saxonnes suggèrent un effet modéré de la présence des syndicats sur les inégalités entre les femmes et les hommes (4). Les inégalités apparaissent plus faibles là où il y a accord salarial collectif. Ceci tient, en partie, à un effet de structure, car les populations couvertes par des accords collectifs se caractérisent par une plus grande homogénéité des caractéristiques productives observables des hommes et des femmes. L'effet subsiste néanmoins si l'on contrôle cet effet de structure. La politique salariale des syndicats contribue donc bien à réduire l'écart de salaire non expliqué entre les genres, notamment en induisant un accroissement des salaires plus important pour les femmes que pour les hommes (Main et Reilly, 1992). Mais elle ne suffit pas à l'annihiler (Doiron et Riddell, 1994).

Dans cet article, on estime sur des données françaises l'effet de la présence syndicale dans les établissements sur les salaires féminins et masculins. Par ailleurs, on mesure l'effet de la présence syndicale dans les établissements sur la part de l'écart entre les salaires masculins et féminins qui n'est pas expliquée par des différences de caractéristiques productives observables.

On a choisi d'étudier l'effet salarial des syndicats au niveau décentralisé des délégués syndi-

caux. En effet, si les marchés du travail anglo-saxons sont propices à l'estimation de l'effet salarial des syndicats, un tel exercice est *a priori* plus difficile sur données françaises : sur les marchés du travail anglo-saxons, une proportion conséquente d'individus ne bénéficie pas des acquis syndicaux. Par exemple, aux États-Unis, en Grande-Bretagne et au Canada, seulement un tiers des salariés sont couverts par des accords collectifs. L'existence d'une proportion suffisamment importante d'individus ne bénéficiant pas de l'action des syndicats permet d'identifier l'effet, notamment salarial, de ces derniers. En France, en revanche, le taux de couverture conventionnelle s'élève à 95 % (Cahuc et Zylberberg, 2001). L'extension des acquis syndicaux à la quasi-totalité des travailleurs sur le marché du travail français ne permet pas de comparer les salaires des individus qui bénéficient des acquis syndicaux à ceux qui n'en bénéficient pas. Toutefois, si la plupart des travailleurs sont couverts par des négociations de branche, une proportion plus restreinte d'entre eux bénéficie également de l'action des syndicats au niveau décentralisé des établissements via les délégués syndicaux. On compare, dans cette étude, les rémunérations des individus selon qu'ils sont couverts ou non par une délégation syndicale, en sachant que si les individus non couverts par un délégué syndical ne bénéficient pas de l'action des syndicats au niveau décentralisé des établissements, la plupart d'entre eux sont toutefois couverts à un niveau plus centralisé. Ainsi, on n'estime pas l'effet salarial global des syndicats dans l'économie française, mais leur effet marginal au niveau des délégués syndicaux. Notamment, on ne peut rendre compte de l'effet des syndicats sur les salaires féminins et masculins au niveau des négociations de branche, bien qu'*a priori*, les négociations de branche puissent avoir un effet sur les inégalités entre les hommes et les femmes, via la fixation des salaires minima et la classification des emplois (5).

3. En France, en 2002, 6 % des femmes contre 11 % des hommes adhéraient à un syndicat ou à un groupement professionnel (Febvre et Muller, 2003). Notons que ce taux d'adhésion est rapporté à la population concernée, c'est-à-dire aux personnes exerçant ou ayant exercé une activité professionnelle, et les chômeurs.

4. Voir Petit (2004) pour un survol de la littérature relative à l'effet des syndicats sur la discrimination à l'encontre des femmes.

5. Notamment, Blau et Kahn (1997) montrent que la diminution de l'écart entre les salaires masculins et féminins non expliqué par des différences de caractéristiques, constatée en moyenne aux États-Unis entre 1979 et 1988, n'est pas uniforme le long de la distribution des qualifications, au niveau des branches. Si, au niveau sectoriel, l'écart salarial non expliqué entre les hommes et les femmes s'est réduit pour les niveaux de qualification faibles ou moyens, il s'est accru pour les niveaux de qualification plus élevés, les femmes les plus qualifiées pâtissant d'un positionnement moins favorable que les hommes dans la hiérarchie des salaires.

## La présence syndicale dans les établissements

Les statistiques descriptives présentées ici sont issues de l'enquête *Coût de la main-d'œuvre et structure des salaires* (CMOSS) de 1992 (cf. encadré 1). Cette source est ancienne, mais elle est la seule qui combine information individuelle sur les salariés et données globales sur la représentation syndicale dans l'établissement où ils travaillent. Dans l'échantillon, 24,5 % des établissements de plus de 50 salariés appartenant au secteur privé ne sont pas couverts par une délégation syndicale (cf. tableau 1). Ce résultat est lié à la législation relative à la nomination des délégués syndicaux.

### Le délégué syndical, preuve de la présence syndicale dans l'établissement

La nomination d'un délégué syndical parmi l'effectif d'un établissement est facultative et constitue une prérogative des organisations syndicales représentatives. La désignation d'un délégué syndical dans l'établissement peut intervenir lorsque l'effectif est d'au moins 50 salariés. Le mandat d'un délégué syndical a une durée illimitée : il cesse par la démission de son titulaire ou sur décision du syndicat, auteur de la désignation. Bénévole, le délégué syndical est protégé par la loi dans l'exercice de ses fonctions. Il peut cumuler des mandats (délégué du personnel, comité d'entreprise, comité d'hygiène, sécurité et conditions de travail).

La présence d'un délégué syndical constitue une preuve légale de l'existence d'une section syn-

dicale et donc d'une activité syndicale au sein de l'établissement. Le délégué syndical est l'intermédiaire entre l'employeur et les salariés, d'une part, et entre le syndicat et les salariés, d'autre part. Il est le seul interlocuteur possible de l'employeur pour négocier et conclure des conventions ou des accords collectifs. Sa principale responsabilité est de veiller au respect et à l'application des dispositions des textes légaux et conventionnels par l'employeur. À ce titre, le délégué syndical est susceptible de porter à la connaissance du syndicat toute forme de discrimination à l'encontre des femmes constatée dans son entreprise. Pourvu de la capacité de se porter partie civile par la loi Roudy de 1983, le syndicat est alors en mesure de citer l'entreprise pour discrimination devant les tribunaux.

### Moins de femmes et des salaires plus élevés dans les établissements couverts par une délégation syndicale

L'échantillon est composé de 36,7 % de femmes et 63,3 % d'hommes. La proportion d'individus qui bénéficient d'une délégation syndicale est plus restreinte parmi les femmes. En effet, les taux de couverture par une délégation syndicale des hommes et des femmes sont respectivement de 77,6 % et 71,8 % (cf. tableau 1).

Une simple comparaison des salaires horaires moyens des femmes et des hommes dans les établissements de plus de 50 salariés, dotés ou non d'une délégation syndicale, montre que les salaires moyens féminins et masculins sont plus élevés dans les établissements pourvus d'une délégation syndicale (cf. tableau 2). Des écarts entre les salaires moyens des femmes et des

Tableau 1  
Répartition des salariés selon leur couverture par une délégation syndicale (DS) et leur genre

	Nombre	Pourcentage
Salariés non couverts par une DS	16 829	24,5
Salariés couverts par une DS	51 840	75,5
Femmes	25 207	36,7
dont :		
<i>couvertes par une DS</i>	18 111	71,8
<i>non couvertes par une DS</i>	7 096	28,2
Hommes	43 462	63,3
dont :		
<i>couverts par une DS</i>	33 729	77,6
<i>non couverts par une DS</i>	9 733	22,4

Lecture : 24,5 % des salariés présents dans l'échantillon ne sont pas couverts par une délégation syndicale, 36,7 % des salariés sont des femmes, 71,8 % des femmes sont couvertes par une délégation syndicale.

Champ : salariés travaillant dans des établissements de plus de 50 salariés du secteur privé.

Source : CMOSS 1992.

Tableau 2

**Moyenne des salaires horaires selon le genre et la couverture par une délégation syndicale (DS)  
(en logarithme et en francs)**

	Salaires (en log)	
Hommes	4,26 (0,46)	
Femmes	4,04 (0,39)	
Écart	0,22	
Individus non couverts par une DS	Hommes	4,08 (0,48)
	Femmes	3,91 (0,39)
	Écart	0,17
Individus couverts par une DS	Hommes	4,31 (0,43)
	Femmes	4,09 (0,38)
	Écart	0,22

Lecture : les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Champ : salariés travaillant dans des établissements de plus de 50 salariés du secteur privé.

Source : CMOSS 1992.

## Encadré 1

**SOURCES ET CHAMP****Les données : un appariement des fichiers  
CMOSS, BRN et LIFI**

Les données utilisées sont relatives à l'année 1992. On ne disposait pas, au moment de la réalisation de l'étude, de données plus récentes associant des renseignements sur les salariés, sur les établissements qui les employaient et sur la présence syndicale au sein des établissements.

Les variables utilisées dans les estimations sont des données en coupe, issues de l'appariement de trois fichiers-sources de l'Insee : l'enquête Coût de la Main-d'Œuvre et Structure des Salaires (CMOSS) de 1992, la déclaration des Bénéfices Réels Normaux (BRN) de 1991, l'enquête Liaison Financière (LIFI) de 1991.

L'enquête CMOSS fournit des données relatives aux coûts salariaux et à la structure salariale des 26 000 établissements sélectionnés. La sélection des établissements constituant l'échantillon a été opérée de la façon suivante. Tous les établissements de 200 salariés et plus ont été sélectionnés. L'échantillon comporte également un tiers des établissements ayant un effectif de 100 à 199 salariés, un sixième des établissements ayant un effectif de 50 à 99 salariés, un douzième des établissements ayant un effectif de 20 à 49 salariés et un vingtième des établissements ayant un effectif de 20 salariés ou moins. Les établissements figurant dans l'enquête ont été sélectionnés à partir d'un tirage aléatoire. En 1992, l'Insee a exceptionnellement introduit des questions relatives à la représentation des salariés (présence de délégués syndicaux et de représentants du personnel) et aux thèmes abordés dans la négociation collective annuelle. La longueur du questionnaire induit un taux de non-réponse variable selon les questions posées. Les réponses relatives à la représentation des salariés n'en semblent pas affectées. Cette enquête comporte également des informations sur des salariés tirés aléatoirement parmi l'effectif de l'établissement (salaire, contrat de travail, durée hebdomadaire du travail, diplômes, ancienneté dans le poste, situation familiale, âge, genre). La caractérisation des établissements est complétée par le fichier administratif des BRN qui comporte des informations relatives à l'effectif de l'entreprise, la valeur ajoutée, le capital, l'excédent brut

d'exploitation, le taux d'endettement et l'âge de l'entreprise. Cette dernière variable pose quelques problèmes d'erreurs de mesure. En effet, dans les BRN, une entreprise qui change de propriétaire est une nouvelle entreprise alors même qu'elle conserve les mêmes facteurs de production. Les très jeunes entreprises de plus de 50 salariés sont vraisemblablement dans ce cas de figure. Par ailleurs, l'enquête LIFI 1991 permet de connaître les liens financiers qui unissent les entreprises et, notamment, les structures de groupe. Les variables relatives aux performances de l'établissement, comme la productivité moyenne par tête ou l'excédent brut d'exploitation, influencent le niveau des salaires de la période courante. On a donc choisi d'utiliser des données d'établissement de 1991 pour éviter un problème de simultanéité. Les caractéristiques d'établissement sont toutefois persistantes d'une année sur l'autre.

**Le champ retenu : les établissements  
de plus de 50 salariés**

Les établissements de moins de 50 salariés ou ne relevant pas du secteur privé sont exclus de l'échantillon. Des motifs légaux justifient ces restrictions. Le secteur public n'est pas soumis au même droit du travail et les établissements de moins de 50 salariés ne sont pas soumis à la même législation que les établissements de plus de 50 salariés en matière de négociation et de représentation syndicale. Les établissements de moins de 50 salariés ne sont pas contraints notamment de reconnaître un délégué syndical. Si un établissement de moins de 50 salariés est dépourvu de délégation syndicale, il peut toutefois être couvert par un représentant du personnel (à partir de 11 salariés). Bien qu'invisible pour une raison légale, la présence syndicale peut s'exercer par le canal de la représentation du personnel. Le choix a donc été fait d'exclure les établissements de moins de 50 salariés, dans lesquels une activité syndicale peut exister sans être décelable dans les données. Cependant, les données peuvent comporter un biais : les salariés d'un établissement peuvent ne pas avoir leur propre délégué syndical, mais bénéficier de l'action de représentants au niveau plus centralisé de l'entreprise.

hommes apparaissent dans les établissements couverts et non couverts par une délégation syndicale, et ils sont sensiblement de même ampleur dans les deux catégories d'établissements. Toutefois, à cette étape de l'analyse, les résultats ne reposent pas sur une estimation contrôlée des différentiels de salaire : on compare les salaires moyens des femmes et des hommes, alors qu'*a priori*, rien n'indique que leurs caractéristiques moyennes sont identiques.

## Mesurer les écarts de salaires moyens entre hommes et femmes

L'existence d'un écart entre les salaires moyens féminin et masculin ne prouve pas directement l'existence d'une discrimination. En effet, les écarts de salaires moyens peuvent également refléter des disparités importantes entre les femmes et les hommes. Plusieurs autres facteurs peuvent induire un écart de salaires moyens : une faiblesse relative de la productivité moyenne des femmes, une surreprésentation féminine dans des sous-secteurs d'activité ou dans des types d'établissement par nature peu rémunérateurs, etc.

Il conviendrait donc de comparer les rémunérations des femmes et des hommes, deux à deux, chacun étant doté des mêmes caractéristiques que son binôme, à savoir le même âge, les mêmes diplômes, la même expérience professionnelle, la même ancienneté dans le poste, travaillant dans la même région, dans le même secteur d'activité, dans le même établissement, ayant le même contrat de travail, la même durée hebdomadaire de temps de travail et occupant le même poste. La limite de cette méthode d'estimation de la discrimination réside dans la difficulté de constituer des binômes parfaits sur l'ensemble de la population active : rares sont les cas où deux individus et leurs emplois sont exactement dotés des mêmes caractéristiques. De plus, même si les économètres étaient en mesure de réaliser de telles comparaisons, l'écart de salaire obtenu resterait une mesure imparfaite de la discrimination (Altonji et Blank, 1999). En effet, les caractéristiques productives des individus peuvent elles-mêmes refléter l'effet de la discrimination si celle-ci conditionne leurs choix en matière d'investissement en capital humain et d'emploi. Par ailleurs, certaines caractéristiques nécessaires pour estimer les équations de salaires ne sont pas mesurées de façon parfaite et d'autres ne sont pas disponibles dans les don-

nées. Pour ces raisons, on préférera parler ici d'écart de salaire non expliqué, plutôt que de discrimination *stricto sensu*.

## Une décomposition de l'écart des salaires moyens en trois parts

On utilise une décomposition s'inspirant de Blinder (1973) et Oaxaca (1973), méthode couramment utilisée en matière d'estimation de l'écart de salaire non expliqué. Elle consiste à décomposer l'écart des salaires moyens des hommes et des femmes en deux composantes. La première représente la part « expliquée » de l'écart entre les salaires moyens induit par des différences de caractéristiques moyennes. La seconde composante correspond à la part de l'écart entre les salaires masculins et féminins moyens induit par une différence moyenne de valorisation par les employeurs d'un ensemble de caractéristiques données, selon que les individus sont des hommes ou des femmes. Suivant les travaux de Doiron et Riddell (1994), on introduit une troisième composante dans cette décomposition, à savoir la part de l'écart entre les salaires masculins et féminins moyens induit par l'écart entre les taux de couverture par une délégation syndicale des hommes et des femmes (cf. encadré 2).

On distingue les quatre sous-groupes qui composent l'échantillon : les femmes couvertes par une délégation syndicale, les hommes couverts par une délégation syndicale, les femmes non couvertes par une délégation syndicale et les hommes non couverts par une délégation syndicale. Dans un premier temps, on estime les équations de salaires de chacune de ces quatre sous-populations, pour déterminer les rendements de leurs caractéristiques. Dans un second temps, on procède à la décomposition de l'écart entre les salaires masculins et féminins moyens dans l'économie en trois composantes : la part expliquée par des différences de caractéristiques moyennes entre les hommes et les femmes, la part induite par des différences de rendement des caractéristiques selon que les individus sont des hommes ou des femmes, la part induite par la différence entre les taux de couverture par une délégation syndicale des hommes et des femmes.

## La présence syndicale a un double effet sur cet écart salarial

De nombreuses études théoriques et empiriques ont mis en évidence un effet salarial des syndicats

### COMMENT MESURER L'ÉCART DE SALAIRE NON EXPLIQUÉ ET L'EFFET SALARIAL DE LA PRÉSENCE D'UNE DÉLÉGATION SYNDICALE ?

#### Mesurer la discrimination à l'aide d'une décomposition de Blinder-Oaxaca

La décomposition de Blinder-Oaxaca (Blinder, 1973 ; Oaxaca, 1973) est fréquemment utilisée dans la littérature pour évaluer l'ampleur de la discrimination salariale. Les équations de salaire (1) sont estimées sur deux sous-populations différentes, celle des hommes et celle des femmes. La variable expliquée est le logarithme du salaire ( $W_{ij}$ ) de l'individu  $i$  travaillant dans l'entreprise  $j$ . Le logarithme du salaire est expliqué par un vecteur de variables explicatives ( $X_{ij}$ ) et une perturbation  $u_{ij}$ . On note  $f$  les variables et les paramètres se rapportant à la sous-population des femmes et  $h$  ceux se rapportant à la sous-population des hommes.

$$\begin{cases} W_{ij}^f = X_{ij}^f \beta^f + u_{ij}^f \\ W_{ij}^h = X_{ij}^h \beta^h + u_{ij}^h \end{cases} \quad (1)$$

En utilisant l'estimation des rendements des caractéristiques  $\beta$ , l'écart moyen de salaire ( $\bar{W}^h - \bar{W}^f$ ) peut être décomposé en une composante justifiée par la différence des caractéristiques moyennes ( $(\bar{X}^h - \bar{X}^f) \hat{\beta}^h$ ) et en une composante non expliquée, due à des rendements de caractéristiques données différents pour les hommes et les femmes ( $\bar{X}^f (\hat{\beta}^h - \hat{\beta}^f)$ ):

$$\bar{W}^h - \bar{W}^f = (\bar{X}^h - \bar{X}^f) \hat{\beta}^h + \bar{X}^f (\hat{\beta}^h - \hat{\beta}^f) \quad (2)$$

où  $\bar{W}^k$  représente le salaire moyen en logarithme des hommes ( $k = h$ ) ou des femmes ( $k = f$ ),  $\bar{X}^k$  les caractéristiques moyennes des hommes ou des femmes,  $\hat{\beta}^k$  le rendement de ces caractéristiques pour les hommes et pour les femmes estimé à partir des équations (1).

Le premier terme du membre de droite de l'équation (2) mesure la différence moyenne de salaire entre les hommes et les femmes expliquée par des différences de caractéristiques individuelles. Ce terme serait nul si les hommes et les femmes avaient les mêmes caractéristiques. Le deuxième terme du membre de droite de l'équation (2) mesure ce que les hommes gagneraient si leurs caractéristiques étaient rémunérées comme celles des femmes. Cette composante résiduelle est la part non justifiée de l'écart de salaire entre les hommes et les femmes et est assimilée, dans la littérature, à la discrimination salariale. En l'absence de discrimination, ce terme serait nul ( $\hat{\beta}^f = \hat{\beta}^h$ ).

#### Ne pas surestimer ou sous-estimer la véritable discrimination

Néanmoins, cette approche est controversée (Cahuc et Zylberberg, 2001) car elle peut tout aussi bien surestimer ou sous-estimer la véritable discrimination. Elle est très sensible aux variables introduites dans l'équation de salaire et aux variables omises.

Le choix des variables ( $X_{ij}$ ) introduites dans les équations de salaire est fortement contraint par les données disponibles qui sont peu riches en variables individuelles ( $X_i$ ) mais proposent de nombreuses variables d'entreprise ( $X_j$ ) (cf. tableau).

Les conséquences de ces choix sont les suivantes.

L'omission de variables explicatives dans les équations de salaire (1) peut conduire à une surestimation de la discrimination. Par exemple, le rendement des diplômés universitaires peut être plus faible pour les femmes uniquement parce qu'elles choisissent des spécialisations moins valorisées sur le marché du travail, spécialisations non observées dans les données utilisées.

À l'inverse, certaines variables explicatives introduites dans l'équation de salaire peuvent résulter elles-mêmes d'un processus de discrimination. Par exemple, le temps partiel peut être le résultat d'une discrimination, lorsqu'il est systématiquement imposé aux femmes. Les hommes et les femmes n'occupent pas les mêmes emplois et ceci peut refléter une ségrégation subie par les femmes. Dans ce cas, considérer cette variable explicative comme exogène dans les équations de salaire conduit à sous-estimer la discrimination à l'encontre des femmes. L'introduction des catégories socioprofessionnelles (CS) dans l'équation de salaire pose ce problème de ségrégation. Son introduction diminue pourtant fortement l'écart de salaire inexpliqué entre les hommes et les femmes.

Enfin, certaines variables explicatives des salaires peuvent être mesurées avec une erreur qui diffère selon les deux sous-populations. Par exemple, les données utilisées ne permettent pas d'utiliser la variable de l'expérience professionnelle réelle de l'individu dans les équations de salaire. On utilise une approximation de cette dernière : l'expérience potentielle. Celle-ci est déterminée comme la différence entre l'âge de l'individu à la date courante et son âge à la sortie du système scolaire, extrapolé à partir du niveau de qualification de l'individu. L'expérience potentielle surestime systématiquement l'expérience réelle, notamment pour les femmes, qui connaissent davantage d'interruptions de carrière (Meurs et Ponthieux, 2000).

Par ailleurs, la sélection dans l'échantillon des individus en âge de travailler est différente pour les hommes et pour les femmes. Tout d'abord, le taux d'activité est différent entre les hommes et les femmes. Ensuite, les femmes travaillent plus souvent dans le secteur public. Enfin, les femmes sont un peu moins présentes dans les établissements de plus de 50 salariés. Or, on peut penser que ce sont les femmes qui espèrent recevoir les salaires les plus élevés qui participent au marché du travail. Il y a dès lors un biais de sélection dans l'échantillon des actifs que l'on observe. On ne corrige pas de ce biais faute d'avoir l'information nécessaire sur les inactifs et sur le secteur public.



## Encadré 2 (suite)

Outre ces problèmes spécifiques à la mesure de la discrimination, des problèmes d'endogénéité se posent quand on estime des équations de salaire. C'est le cas des variables d'ancienneté en emploi ou de type d'emploi occupé. Les individus qui perçoivent un salaire faible ont plus de chance de quitter leur emploi rapidement. La classification en catégories socioprofessionnelles est définie entre autres en fonction des salaires perçus et est donc endogène au salaire.

On ne peut traiter tous ces problèmes, faute d'instruments et d'information suffisante, mais des variantes des équations de salaire et des champs d'estimation sont proposées en annexe 5.

Cette décomposition est sensible à la norme de référence utilisée (ici,  $\bar{X}^f$ ). L'écart de salaire moyen non expliqué est mesuré en fonction des caractéristiques moyennes des femmes. L'importance de cet écart peut donc varier selon les caractéristiques de la population de référence. Oaxaca et Ransom (1994) proposent une décomposition de l'écart moyen de salaire en trois parties : la première composante correspond à l'effet salarial de dotations différentes en caractéristiques productives, la deuxième est l'avantage salarial masculin et la troisième correspond au désavantage salarial féminin. Cette décomposition complexifie l'expression de la composante traitée ici, à savoir l'effet des syndicats sur l'écart de salaire non expliqué. Aussi a-t-on choisi une formulation plus fruste mais plus lisible et qui facilite les interprétations.

### Un double effet de la présence syndicale sur l'écart moyen des salaires entre hommes et femmes

Pour construire une mesure de l'effet salarial de la présence d'une délégation syndicale, on estime en premier lieu quatre équations de salaire (3), soit une équation de salaire pour chacune des quatre sous-populations suivantes : les femmes couvertes par une délégation syndicale, les hommes couverts par une délégation syndicale, les femmes non couvertes par une délégation syndicale et les hommes non couverts par une délégation syndicale. L'indice  $s$  rend compte de l'existence d'une délégation syndicale et  $\bar{s}$  signifie l'absence d'une délégation syndicale,  $f$  identifie les femmes et  $h$  identifie les hommes.

$$\begin{cases} W_{ij}^{fs} = X_{ij}^{fs} \beta^{fs} + u_{ij}^{fs} \\ W_{ij}^{hs} = X_{ij}^{hs} \beta^{hs} + u_{ij}^{hs} \\ W_{ij}^{\bar{f}\bar{s}} = X_{ij}^{\bar{f}\bar{s}} \beta^{\bar{f}\bar{s}} + u_{ij}^{\bar{f}\bar{s}} \\ W_{ij}^{\bar{h}\bar{s}} = X_{ij}^{\bar{h}\bar{s}} \beta^{\bar{h}\bar{s}} + u_{ij}^{\bar{h}\bar{s}} \end{cases} \quad (3)$$

L'écart moyen de salaire entre les hommes et les femmes peut alors être réécrit en distinguant la part de cet écart imputable aux différences moyennes de salaire observées dans les établissements couverts par un délégué syndical (premier terme de l'équation (4)), aux différences moyennes de salaire observées dans les établissements non couverts par un délégué syndical (deuxième terme de l'équation (4)), aux différences de couverture syndicale entre les hommes et les femmes (dernier terme de l'équation (4)). On s'inspire ici de la décomposition de Doiron et Riddell (1994).

$$\bar{W}_h - \bar{W}_f = \rho_{fs}(\bar{W}_{hs} - \bar{W}_{fs}) + (1 - \rho_{fs})(\bar{W}_{h\bar{s}} - \bar{W}_{f\bar{s}}) + (\rho_{hs} - \rho_{fs})(\bar{W}_{hs} - \bar{W}_{h\bar{s}}) \quad (4)$$

Dans l'équation (4),  $\rho_{fs}$  ( $\rho_{hs}$ ) est la proportion de femmes (d'hommes) qui sont couvertes par une délégation syndicale.

Les deux premiers termes de l'équation (4) peuvent être réécrits en appliquant une décomposition de Blinder-Oaxaca :

$$\begin{aligned} \bar{W}_h - \bar{W}_f &= \underbrace{\rho_{fs}(\bar{X}_{hs} - \bar{X}_{fs})\hat{\beta}_{hs} + (1 - \rho_{fs})(\bar{X}_{h\bar{s}} - \bar{X}_{f\bar{s}})\hat{\beta}_{h\bar{s}}}_{A} \\ &+ \underbrace{\rho_{fs}\bar{X}_{fs}(\hat{\beta}_{hs} - \hat{\beta}_{fs}) + (1 - \rho_{fs})\bar{X}_{f\bar{s}}(\hat{\beta}_{h\bar{s}} - \hat{\beta}_{f\bar{s}})}_{B} \\ &+ (\rho_{hs} - \rho_{fs})(\bar{W}_{hs} - \bar{W}_{h\bar{s}}) \end{aligned} \quad (5)$$

Le terme A est alors la part expliquée de l'écart salarial entre les hommes et les femmes. Le terme B est la part inexpliquée de cet écart.

L'effet des syndicats sur cet écart salarial est double.

### Un effet des délégués syndicaux à travers une couverture différente des hommes et des femmes

En couvrant différemment les hommes et les femmes, les délégués syndicaux peuvent contribuer à augmenter cet écart de salaire. C'est le cas si la présence d'un syndicat apporte un avantage salarial. Cette différence de couverture syndicale entre les hommes et les femmes peut être, comme les salaires, décomposée en une partie expliquée par les différences de caractéristiques entre les hommes et les femmes et une partie expliquée par des différences de rendement de ces caractéristiques.

On calcule ainsi des équations de couverture syndicale pour les hommes et pour les femmes, c'est-à-dire la probabilité d'être couvert par un délégué syndical ( $S_{ij} = 1$ ) à l'aide d'un modèle probit et en fonction de caractéristiques du salarié,  $Z_{ij}$ .

$$\begin{cases} P(S_{ij} = 1/f) = P(S_{ij}^* > 0/f) = \Phi(Z_{ij}a_f + v_{ij}^f) \\ P(S_{ij} = 1/h) = P(S_{ij}^* > 0/h) = \Phi(Z_{ij}a_h + v_{ij}^h) \end{cases} \quad (6)$$

On peut alors calculer la proportion,  $\rho_{fs}^*$  de femmes qui seraient couvertes par un syndicat si leurs caractéristiques  $Z_{ij}$  leur donnaient la même probabilité que les hommes d'être couvertes, à savoir :

$$\rho_{fs}^* = \frac{1}{N_f} \sum_{i \in \text{femme}} \Phi(Z_{ij}a_h)$$

On décompose ainsi le dernier terme de l'équation (5) en une part due à des différences de couverture expliquées et une part due à des différences de couverture inexpliquées.

$$\begin{aligned} (\rho_{hs} - \rho_{fs})(\bar{W}_{hs} - \bar{W}_{h\bar{s}}) &= \underbrace{(\rho_{hs} - \rho_{fs}^*)(\bar{W}_{hs} - \bar{W}_{h\bar{s}})}_{\text{différence de couverture expliquée}} + \\ &\underbrace{(\rho_{fs}^* - \rho_{fs})(\bar{W}_{hs} - \bar{W}_{h\bar{s}})}_{\text{différence de couverture non expliquée}} \end{aligned} \quad \rightarrow$$

### Encadré 2 (fin)

Par ailleurs, on peut se demander si la présence dans un établissement d'une délégation syndicale a un effet sur les salaires ou si la différence de salaire observée entre les salariés couverts et non couverts par une délégation syndicale est uniquement due à des différences de caractéristiques entre les salariés. Pour cela, on mesure l'écart de rendement des caractéristiques quand un individu est couvert ou non par une délégation syndicale c'est-à-dire :

$$\begin{cases} (\beta_{hs} - \beta_{h\bar{s}}) \bar{X}_{hs} \\ (\beta_{fs} - \beta_{f\bar{s}}) \bar{X}_{fs} \end{cases}$$

#### Un effet sur la part inexpliquée de l'écart salarial entre les hommes et les femmes

D'autre part, les syndicats peuvent jouer sur l'écart de salaire entre les hommes et les femmes en réduisant l'écart de salaire non expliqué. C'est le cas si la part non expliquée de l'écart de salaire entre les hommes et les femmes est différente selon que les salariés sont couverts ou non par une délégation syndicale. Pour faire apparaître cela, on réécrit le terme B de l'équation (5) comme suit :

$$B = p_{fs}(\bar{X}_{fs}((\beta_{hs} - \beta_{fs}) - (\beta_{h\bar{s}} - \beta_{f\bar{s}}))) + \frac{(p_{fs}\bar{X}_{fs} + (1 - p_{fs})\bar{X}_{f\bar{s}})(\beta_{h\bar{s}} - \beta_{f\bar{s}})}{\bar{X}_f}$$

On fait alors apparaître un premier terme d'effet des syndicats sur la part inexpliquée de l'écart de salaire et un deuxième terme d'écart salarial inexpliqué moyen.

Le premier terme est une double différence qui compare l'écart de rendement de caractéristiques productives données entre les genres, selon que les individus sont couverts ou non par une délégation syndicale. Autrement dit, on compare l'ampleur de l'écart de salaire non expliqué en fonction de la présence syndicale dans les établissements. Si ce terme est positif, la présence d'un délégué syndical détériore la situation des femmes relativement à celle des hommes. Ce terme est pondéré par la part de femmes couvertes par un délégué syndical et mesure de combien l'écart salarial moyen entre les hommes dans la population est affecté par l'impact des délégués syndicaux sur les différences de rendement de caractéristiques des hommes et des femmes.

### Variables explicatives de l'équation de salaire

Liste des variables individuelles $X_i$	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Expérience, expérience<sup>2</sup></li> <li>- Ancienneté dans l'emploi, Ancienneté<sup>2</sup></li> <li>- Diplôme (8 indicatrices)</li> <li>- Emploi à temps partiel, en CDI</li> <li>- Horaires réguliers de travail</li> </ul>
Variantes	<ul style="list-style-type: none"> <li>- <i>Catégorie socioprofessionnelles (4 indicatrices)</i></li> <li>- <i>Nombre d'enfants</i></li> <li>- <i>Situation matrimoniale (veuf, célibataire, divorcé, marié)</i></li> </ul>
Liste des variables d'entreprises $X_j$	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Secteurs (12 indicatrices)</li> <li>- Taille de l'établissement (5 indicatrices)</li> <li>- Région (7 indicatrices)</li> <li>- Appartenance à un groupe</li> <li>- Excédent brut d'exploitation de l'entreprise par tête</li> <li>- Valeur ajoutée de l'entreprise par tête</li> <li>- Valeur ajoutée de l'entreprise par unité de capital productif</li> <li>- Part d'ouvriers, d'employés, de maîtrise et de temps partiel dans l'établissement</li> </ul>

dans l'économie. Étant données les caractéristiques du marché du travail français, il y a fort à penser que les syndicats interviennent plutôt au niveau relativement centralisé des négociations collectives. Toutefois, les syndicats peuvent également exercer une influence sur les salaires au niveau décentralisé des établissements et, par suite, sur le différentiel de salaire entre les hommes et les femmes, de deux manières.

Le premier effet correspond exactement au troisième terme de la décomposition citée plus haut et résulte de l'écart entre les taux de couverture par une délégation syndicale des hommes et des femmes. Si la présence syndicale dans les établissements procure, en moyenne, un gain sala-

rial aux individus, alors le salaire relatif moyen des femmes peut pâtir de la faiblesse relative de leur taux de couverture. Ceci amène à se demander pourquoi le taux de couverture des femmes est inférieur à celui des hommes. Cette couverture différenciée peut être, pour une part, expliquée par des différences de caractéristiques observées des hommes et des femmes et, pour une autre part, résulter de facteurs non observables. Ainsi, lorsqu'on mesure l'effet du différentiel de couverture sur l'écart de salaires, on distingue la partie justifiée par les différences de caractéristiques et celle qui ne l'est pas. Par ailleurs, ce différentiel de taux de couverture n'a d'incidence sur l'écart de salaires que si les salaires offerts dans les établissements couverts

et non couverts par une délégation syndicale sont différents. C'est ce que montrent les statistiques descriptives (cf. tableau 2). Néanmoins, cette différence de salaire n'est pas nécessairement imputable à la présence syndicale dans les établissements et peut résulter des différences de caractéristiques entre les salariés couverts et non couverts par les délégués syndicaux. On détermine donc, pour les hommes et pour les femmes, l'effet salarial (gain ou perte) associé à la présence syndicale dans les établissements, en comparant les rendements de caractéristiques données, selon que les individus sont couverts ou non par une délégation syndicale.

Un second effet est lié à l'influence de la présence syndicale sur l'écart de salaires non expliqué entre les hommes et les femmes au sein de la population couverte. Les syndicats peuvent exercer une influence sur l'écart salarial entre les hommes et les femmes si l'effet salarial associé à la couverture par une délégation syndicale est différent selon le genre des individus. Par exemple, la présence syndicale dans les établissements peut contribuer à diminuer l'écart inexpliqué entre les salaires masculins et féminins en induisant un gain salarial plus important pour les femmes que pour les hommes. On compare donc l'écart entre les rendements masculins et féminins de caractéristiques données, selon que les individus sont couverts ou non par une délégation syndicale.

## **Expliquer les écarts de salaires moyens entre hommes et femmes**

**A**u total, le salaire moyen des hommes excède de 21,7 % le salaire moyen des femmes. Une partie de cet écart s'explique par des différences de caractéristiques productives. En moyenne, les hommes ont des caractéristiques productives plus rémunératrices que les femmes, telles qu'une plus grande qualification, ou le fait de travailler dans des secteurs plus rémunérateurs. L'écart de salaire expliqué par ces différences de caractéristiques est ainsi de l'ordre de 4,9 points (soit 23,2 % de l'écart de salaires total). Par ailleurs, à caractéristiques données, les hommes et les femmes ne perçoivent pas la même rémunération. Ainsi, l'écart entre les rendements masculins et féminins d'un ensemble de caractéristiques données est de l'ordre de 15 points, cette composante non expliquée représentant 70,6 % de l'écart de salaires total. Enfin, la faiblesse relative du taux

de couverture syndicale des femmes contribue à 1,3 point d'écart salarial entre hommes et femmes. Cette composante représente 6,2 % de l'écart de salaires total (cf. tableau 3).

Seulement 23,2 % de l'écart de salaires entre les hommes et les femmes se justifie donc par des différences de caractéristiques observables entre les hommes et les femmes. Ce résultat apparaît en deçà des estimations de Meng et Meurs (2001) sur les mêmes données. D'après leurs résultats, ces différences expliquent entre 38 % et 46 % de l'écart salarial moyen entre les hommes et les femmes. Cette différence entre leurs résultats et ceux présentés ici provient, d'une part, du champ retenu et, d'autre part, du choix des variables explicatives dans les équations de salaire. Premièrement, on restreint le champ aux salariés employés dans des établissements de plus de 50 salariés, alors que Meng et Meurs s'intéressent à l'ensemble des salariés du secteur privé. Deuxièmement, on a choisi de ne pas expliquer les salaires par la catégorie professionnelle des individus, car, par construction, celle-ci est endogène au salaire. En réintroduisant la catégorie socioprofessionnelle parmi les déterminants du salaire, on obtient des résultats comparables aux leurs (cf. annexe 5).

### **La plus faible couverture syndicale des femmes s'explique entièrement par les caractéristiques de leurs établissements ou de leurs emplois**

L'effet de la plus faible couverture syndicale des femmes sur leur salaire relatif n'est pas très élevé, mais il n'est pas négligeable. Quelles sont les raisons de cette plus faible couverture ? Résulte-t-elle uniquement des spécificités observables de l'emploi féminin, c'est-à-dire le fait que les femmes travaillent dans des types d'établissements ou sur des postes pour lesquels la syndicalisation est plus faible, ou traduit-elle une tendance des syndicats à davantage s'implanter dans des établissements qui, toutes choses égales par ailleurs, sont plus masculinisés que la moyenne ?

C'est plutôt la première explication qui est la bonne. Si les caractéristiques féminines avaient la même influence que les caractéristiques masculines sur la probabilité d'être couvert, alors le taux de couverture moyen des femmes serait de 71,7 %. Ce taux de couverture féminin théorique ( $P^*$ ) est très proche du taux de couverture féminin effectif (71,8 %). Par conséquent, on peut dire que la quasi-totalité de l'écart entre les

taux de couverture masculins et féminins est expliqué par les caractéristiques observables des établissements où ils travaillent ou des emplois qu'ils occupent.

Les caractéristiques des établissements jouent un grand rôle (cf. annexe 3). Plus l'établissement est ancien (6) et de taille conséquente, plus la probabilité de couverture par une délégation syndicale est importante. Les travaux de Furjot (2000) suggèrent des justifications à ces résultats. Premièrement, plus l'établissement est ancien, plus il y a de chances qu'une organisation syndicale ait eu le temps de s'y implanter. Les établissements anciens portent également l'héritage de la culture syndicale passée, notamment dans l'industrie. Par ailleurs, dans les petites structures, le contact entre la direction et les salariés est direct. En revanche, dans les grands établissements, les rapports sociaux sont plus structurés. De fait, les délégués syndicaux jouent le rôle de relais entre la direction et les salariés. De même, l'appartenance à un groupe accroît la probabilité d'être couvert par une délégation syndicale car plus le centre décisionnel de l'entreprise est éloigné, plus la délégation

syndicale joue un rôle important de représentation des salariés auprès des instances dirigeantes. Dans ces deux cas, la présence syndicale répond à des besoins d'expression collective (*voice*) plus marqués que dans les petites entreprises (Freeman et Medoff, 1984).

La composition de la main-d'œuvre exerce également une influence sur la probabilité qu'un délégué syndical soit présent dans l'établissement. La part de salariés employés à temps partiel a, notamment pour les femmes, un effet négatif sur la probabilité qu'un établissement soit pourvu d'une délégation syndicale. Ce résultat confirme les études menées en Suède et dans les pays anglo-saxons. Ces travaux empiri-

6. Les résultats de l'annexe 5 montrent plutôt une relation convexe entre l'ancienneté et la couverture syndicale. Ce résultat provient d'une erreur de mesure sur l'âge de l'entreprise : lorsque l'entreprise change de propriétaire, on considère qu'elle naît alors qu'elle conserve le même appareil productif, les mêmes salariés et sa couverture syndicale s'il existait auparavant un délégué syndical. Le champ d'étude se restreint aux entreprises de plus de 50 salariés. Parmi celles-ci, les entreprises de moins de cinq ans doivent être essentiellement des entreprises qui ont changé récemment de propriétaire et dont l'âge véritable est donc sous-estimé.

Tableau 3  
Décomposition de l'écart de salaire horaire moyen entre les hommes et les femmes

Écart total entre les salaires moyens des hommes et des femmes = 0,2170 (1)			
dont expliqué par des différences de caractéristiques X	0,0494** (0,0021) 23,2 % (2)	dont couvert par un DS $p_{fs}(\bar{X}_{hs} - \bar{X}_{fs})\hat{\beta}_{hs}$	0,0447** (0,0019) 21 %
		dont non couvert par un DS $(1 - p_{fs})(\bar{X}_{h\bar{s}} - \bar{X}_{f\bar{s}})\hat{\beta}_{h\bar{s}}$	0,0047** (0,0009) 2,2 %
dont non expliqué par des différences de caractéristiques X	0,1503** (0,0082) 70,6 %	dont couvert par un DS $p_{fs}\bar{X}_{fs}(\hat{\beta}_{hs} - \hat{\beta}_{fs})$	0,1059** (0,0060) 49,8 %
		dont non couvert par un DS $(1 - p_{fs})\bar{X}_{f\bar{s}}(\hat{\beta}_{h\bar{s}} - \hat{\beta}_{f\bar{s}})$	0,0444** (0,0056) 20,8 %
dont dû à des différences de couverture syndicale	0,0133** (0,0009) 6,2 %	dont expliqué par des différences de caractéristiques $(p_{hs} - p_{fs}^*)(\bar{W}_{hs} - \bar{W}_{h\bar{s}})$	0,0134** (0,0006) 6,3 %
		dont non expliqué $(p_{fs}^* - p_{fs})(\bar{W}_{hs} - \bar{W}_{h\bar{s}})$	- 0,0001 (0,0006) - 0,1 %

1. Les hommes gagnent en moyenne 21,7 % de plus que les femmes.  
2. 23,2 % de cet écart est expliqué par des différences de caractéristiques X (20,6 % par des différences de caractéristiques entre individus couverts et 2,2 % par des différences entre individus non couverts).  
La somme des 3 coefficients de la 2<sup>e</sup> colonne n'est pas égale à 0,2170. Il faut y ajouter une troisième composante, les différences de ratio de Mills ( $\sigma_{hs}RM_h - \sigma_{fs}RM_f$ ). Les pourcentages donnés dans ce tableau sont calculés sur la base de la somme de ces trois coefficients.

Lecture : les écarts-types sont indiqués en italique entre parenthèses. Les parts significativement différentes de zéro à 5 % sont marquées par \*\*. Les paramètres  $\hat{\beta}$  sont calculés à partir des équations de salaire présentées en annexe 4.  $\bar{X}^k$  représente les moyennes des caractéristiques observées (y compris les constantes) des salariés et des établissements appartenant à la catégorie k, à savoir hommes couverts par un délégué syndical (k = hs) ou femmes couvertes par un délégué syndical (k = fs).  $p_{fs}$  ( $p_{hs}$ ) est la part de salariés couverts par un syndicat parmi les femmes (parmi les hommes),  $p_{fs}^*$  est la part de femmes qui seraient couvertes par un délégué syndical si à caractéristiques données, elles avaient la même probabilité que les hommes d'être couvertes.  $\bar{W}_{hs}$  ( $\bar{W}_{h\bar{s}}$ ) sont respectivement les salaires moyens des hommes couverts (non couverts) par une délégation syndicale.  
Champ : salariés du secteur privé travaillant dans des établissements de plus de 50 salariés.  
Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

ques montrent que le taux de syndicalisation des salariés à temps complet excède celui des salariés employés à temps partiels (Delsen, 1995). Selon Cook, Lorwin et Kaplan Davids (1983), les postes à temps partiels sont traditionnellement moins investis par les organisations syndicales. Par ailleurs, certains de ces salariés subissent leur temps partiel et une certaine flexibilité du travail, qui induit une importante rotation des salariés, ne leur permettant ni de mettre en place, ni d'animer une activité syndicale au sein des établissements. De fait, lorsque l'effectif de l'établissement est constitué d'une forte proportion de salariés à temps partiels, la probabilité qu'un employé se syndique est plus faible. La probabilité qu'une délégation syndicale soit mise en place est alors plus restreinte.

Tous ces facteurs se conjuguent pour expliquer la plus faible couverture syndicale des femmes. Par exemple, dans l'échantillon retenu ici, 42 % des hommes travaillent dans des établissements de plus de 500 salariés pour seulement 35 % des femmes. De plus, 26 % des hommes travaillent dans des établissements âgés de plus de 35 ans, pour seulement 14 % des femmes de l'échantillon. Par ailleurs, 74 % des hommes présents

dans l'échantillon travaillent dans un établissement appartenant à un groupe pour seulement 53 % des femmes. Enfin, le temps partiel concerne essentiellement les femmes. Dans l'échantillon, 74 % des salariés à temps partiels sont des femmes (cf. annexe 1).

### La couverture syndicale procure un gain salarial

Lorsque couverture syndicale il y a, quel est son impact sur le salaire ? De manière très globale, on vérifie que les caractéristiques productives des salariés sont mieux valorisées dans les établissements couverts par une délégation syndicale (cf. tableau 4), et l'avantage est apparemment plus important pour les femmes : 7,5 %, contre 3,4 % pour les hommes, ce dernier chiffre n'étant d'ailleurs pas significatif.

Ces résultats appellent plusieurs remarques. D'une part, ces résultats apparaissent en deçà de l'effet des syndicats sur les salaires féminins et masculins sur les marchés du travail anglo-saxons. Par exemple, Card, Lemieux et Riddell (2003) trouvent un gain salarial associé à la

Tableau 4  
Mesure de l'effet salarial de la présence d'une délégation syndicale (DS) pour les femmes et pour les hommes, sur l'ensemble de la population, par catégorie professionnelle et par secteur d'activité

	Gain salarial moyen pour les femmes couvertes par un DS $\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs})$	Gain salarial moyen pour les hommes couverts par un DS $\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})$
Ensemble de la population	7,5 %** (3,4)	3,4 % (3,2)
<b>Catégorie professionnelle</b>		
Ouvriers	6,6 % (3,6)	6,5 %** (3,1)
Employés	8,7 %** (3,7)	3,9 % (3,1)
Professions intermédiaires	7,5 % (3,9)	0,6 % (3,4)
Cadres	2,8 % (4,1)	- 2,5 % (3,4)
<b>Secteur d'activité</b>		
Industrie	16,9 %** (4,5)	12,5 %** (5,8)
Commerce	- 9,2 % (7,2)	4,5 % (6,2)
Services	21,0 %** (3,0)	4,2 % (4,7)

Lecture : les paramètres  $\hat{\beta}$  sont calculés à partir des équations de salaire présentées en annexe 4.  $\bar{X}^k$  représente les moyennes des caractéristiques observées des salariés et des établissements appartenant à la catégorie k, à savoir hommes couverts par un délégué syndical (k = hs) ou femmes couvertes par un délégué syndical (k = fs). L'estimation des paramètres  $\hat{\beta}$  à partir des équations de gains inclut des constantes (cf. annexe 4).

\*\* signifie que les coefficients sont significatifs à 5 %. Les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Champ : salariés travaillant dans des établissements de plus de 50 salariés du secteur privé.

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

syndicalisation de l'ordre de 21 % pour les hommes et pour les femmes aux États-Unis en 1993, de l'ordre de 13 % pour les hommes et 18 % pour les femmes au Royaume-Uni en 1993 et un gain associé à la couverture de l'ordre de 20 % pour les hommes et 27 % pour les femmes au Canada pour les années 1991-1995. L'effet salarial plus restreint trouvé ici provient certainement du fait qu'on n'estime qu'une partie du gain salarial total associé à la présence des syndicats sur le marché du travail français.

D'autre part, les gains salariaux présentés restent affectés d'effets de structure. Les hommes et les femmes n'ont pas, en moyenne, les mêmes caractéristiques or l'effet salarial de la présence syndicale n'est pas uniforme : il dépend notamment du secteur d'activité et de la catégorie professionnelle des individus (cf. tableau 4). Par exemple, pour les hommes, le gain salarial associé à la couverture syndicale est le plus élevé dans le secteur de l'industrie. La présence d'une délégation syndicale contribue à un accroissement des salaires féminins de l'ordre de 17 % dans l'industrie, alors qu'elle n'a pas d'effet salarial significatif sur les salaires masculins dans les secteurs des services et du commerce. Par ailleurs, pour les hommes, les ouvriers constituent la catégorie professionnelle pour laquelle le gain salarial associé à la couverture est le plus important. La présence d'une délégation syndicale dans l'établissement contribue à un accroissement de 6 % de leurs salaires. En revanche, les caractéristiques des cadres ne sont pas plus valorisées en présence d'une délégation syndicale dans l'établissement. Ces résultats sont comparables à ceux des autres études sur ce sujet. Les travaux empiriques relatifs aux marchés du travail anglo-saxons montrent notamment que le gain salarial associé à la couverture syndicale est supérieur pour les travailleurs manuels (Blackaby, Murphy et O'Leary, 2003 ; Main et Reilly, 1990).

Au total, il se confirme que la présence syndicale dans les établissements a bien un effet positif sur les salaires : en moyenne, elle contribue à accroître le rendement des caractéristiques productives des individus. Comme on l'a vu, il en découle mécaniquement que le salaire moyen des femmes pâtit légèrement de la faiblesse relative de leur taux de couverture syndical : si la proportion de femmes couvertes était plus importante, leur salaire moyen serait plus important. Mais il faut en même temps retenir que la quasi-totalité de l'écart entre les taux de couverture masculins et féminins est expliquée

par les différences de caractéristiques de leurs établissements et de leurs emplois, et non pas d'un biais intrinsèque des syndicats en défaveur des établissements plus féminisés. De fait, si la part « expliquée » de la différence de couverture syndicale entre les hommes et les femmes rend compte de 1,3 point d'écart entre les salaires moyens des hommes et des femmes, la part « inexpliquée » de ce différentiel a un impact qui n'est pas significativement différent de 0 % (cf. tableau 3).

À côté de ces effets il reste à comparer l'impact de la présence d'une délégation syndicale sur l'écart de salaires entre les hommes et les femmes à caractéristiques totalement identiques. Ceci est équivalent à chiffrer son impact sur la part « inexpliquée » de cet écart de salaires entre hommes et femmes.

#### **La présence syndicale n'a pas d'effet significatif sur l'écart non expliqué entre les salaires masculins et féminins**

Qu'elles travaillent ou non dans un établissement avec délégué syndical, les femmes sont, à caractéristiques identiques, moins rémunérées que les hommes. L'écart de rémunération qui n'est pas expliqué par leurs différences de caractéristiques est du même ordre de grandeur dans le deux cas, de l'ordre de 15 % au sein de la population couverte et de 16 % au sein de la population non couverte par une délégation syndicale (cf. tableau 5). Là encore, on ne peut comparer directement ces deux chiffres : les femmes n'ont pas, en moyenne, les mêmes caractéristiques lorsqu'elles sont couvertes par une délégation syndicale et lorsqu'elles ne le sont pas. Or, l'écart de salaire inexpliqué n'est pas uniforme dans la population.

Pour examiner l'effet correcteur de la présence de délégués syndicaux sur l'écart de salaires non expliqué, il convient plutôt de comparer l'effet salarial de cette présence sur les salaires de femmes et d'hommes pourvus des mêmes caractéristiques (cf. tableau 6). À caractéristiques données, l'écart de rendements des caractéristiques entre les hommes et pour les femmes n'est pas significativement différent que les individus soient couverts ou non par une délégation syndicale. Certes, la présence d'une délégation syndicale contribue, en moyenne, à augmenter les rendements féminins des caractéristiques. Mais, parallèlement, elle induit également un accroissement des rendements masculins des caractéristiques dans des proportions

Tableau 5  
Écart entre les salaires masculins et féminins non expliqué par des différences de caractéristiques

	Au sein de la population couverte par une DS : $\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{fs})$	Au sein de la population non couverte par une DS : $\bar{X}^{f\bar{s}} (\hat{\beta}^{h\bar{s}} - \hat{\beta}^{f\bar{s}})$
Ensemble de la population	14,7 %** (0,8)	15,8 %** (2,0)
<b>Catégorie professionnelle</b>		
Ouvriers	17,6 %** (0,9)	14,8 %** (1,8)
Employés	11,9 %** (0,9)	14,1 %** (2,1)
Professions intermédiaires	15,5 %** (0,8)	20,2 %** (2,5)
Cadres	19,0 %** (0,8)	20,4 %** (2,3)
<b>Secteur d'activité</b>		
Industrie	20,5 %** (0,8)	18,0 %** (2,9)
Commerce	14,6 %** (1,3)	20,8 %** (4,1)
Services	13,5 %** (1,4)	7,1 %** (2,3)

Lecture : \*\* signifie que les coefficients sont significatifs à 5 %. Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. Les mesures présentées dans ce tableau sont calculées à partir des coefficients  $\hat{\beta}$  des équations de salaire présentées en annexe 4. Les coefficients calculés sont appliqués pour l'ensemble de la population aux caractéristiques des sous-populations définies par les catégories socioprofessionnelles.  $\bar{X}^k$  est la moyenne des caractéristiques observées (y compris la constante) pour la catégorie de salariés k, à savoir les femmes couvertes par un délégué syndical (k = fs) ou non couvertes par un délégué syndical (k = f $\bar{s}$ ).

Champ : salariés à temps complet d'établissements de plus de 50 salariés du secteur privé.

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

Tableau 6  
Effet de la présence d'une délégation syndicale (DS) sur l'écart entre les salaires masculins et féminins non expliqué par des différences de caractéristiques

	Effet de la couverture syndicale sur cet écart inexpliqué de salaires entre les hommes et les femmes, à caractéristiques X identiques : $\bar{X}^{fs} [(\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{fs}) - (\hat{\beta}^{h\bar{s}} - \hat{\beta}^{f\bar{s}})]$
Ensemble de la population	- 7,0 % (4,8)
<b>Catégorie professionnelle</b>	
Ouvriers	- 3,6 % (4,7)
Employés	- 7,0 % (4,8)
Professions intermédiaires	- 10,0 %** (5,1)
Cadres	- 7,3 % (5,3)
<b>Secteur d'activité</b>	
Industrie	3,6 % (7,2)
Commerce	- 14,1 % (9,8)
Services	8,5 % (5,6)

Lecture : \*\* signifie que les coefficients sont significatifs à 5 %. Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. Les mesures présentées dans ce tableau sont calculées à partir des coefficients  $\hat{\beta}$  des équations de salaire présentées en annexe 4. Les coefficients calculés sont appliqués pour l'ensemble de la population aux caractéristiques des sous-populations définies par les catégories socioprofessionnelles.  $\bar{X}^k$  est la moyenne des caractéristiques observées (y compris la constante) pour la catégorie de salariés k, à savoir les femmes couvertes par un délégué syndical (k = fs) ou non couvertes par un délégué syndical (k = f $\bar{s}$ ).

Champ : salariés à temps complet d'établissements de plus de 50 salariés du secteur privé.

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

comparables. Ce résultat se vérifie quels que soient le secteur d'activité et la catégorie professionnelle des individus.

Sur données canadiennes, les travaux de Doiron et Riddell (1994) suggèrent que l'écart entre les rendements masculins et féminins des caractéristiques est inférieur au sein de la population couverte par un accord collectif. La faiblesse relative de l'écart de salaire non expliqué au sein de la population couverte provient de la politique salariale des syndicats sur les marchés du travail anglo-saxons : en moyenne, au Canada et en Grande-Bretagne, la syndicalisation ou la couverture syndicale induisent un accroissement de salaire plus conséquent pour les femmes que pour les hommes (Main et Reilly, 1992 ; Card, Lemieux et Riddell, 2003 ; Blackaby, Murphy et O'Leary, 2003 ; Doiron et Riddell, 1994). Au États-Unis, en revanche, le gain salarial moyen associé à la syndicalisation ne semble pas significativement différent selon le genre des individus (Card, Lemieux et Riddell, 2003).

Ces résultats suscitent plusieurs remarques. Selon les travaux théoriques de Sap (1993), la persistance d'une discrimination salariale à l'encontre des femmes couvertes par des accords collectifs s'expliquerait notamment par la faiblesse de leur poids relatif au sein des syndicats. En particulier, les femmes seraient sous-représentées parmi les dirigeants syndicaux. En France, d'après Hege, Dufour et Nunes (2001),

les femmes sont sous-représentées parmi les représentants syndicaux au niveau décentralisé des établissements. Selon leurs résultats, en 1995, 71 % des secrétaires de comités d'entreprise élus sur des listes syndiquées étaient des hommes. Cette sous-représentation des femmes ne favoriserait donc pas le thème de l'égalité professionnelle par les syndicats au niveau décentralisé des établissements.

Le champ couvert par cette étude conduit toutefois à modérer cette conclusion. En effet, comme rappelé précédemment, on n'estime ici que l'effet marginal de la présence syndicale, celui qui résulte de la négociation interne aux établissements, alors que Doiron et Riddell (1994) analysent l'effet de la couverture syndicale dans son ensemble. Notamment, on ne peut contrôler d'une éventuelle lutte contre la discrimination salariale à un niveau plus centralisé des négociations collectives. Ensuite, cette analyse se limite à l'effet salarial de la présence d'une délégation syndicale. Les conclusions dégagées ne préjugent donc en rien de l'effet de la présence de délégués syndicaux sur l'accès relatif des femmes et des hommes à l'emploi, à la formation ou aux promotions. Enfin, les données utilisées sont relatives aux années 1991 et 1992. Elles retranscrivent la situation salariale comparée des femmes et des hommes, une décennie après la promulgation de la loi Roudy de 1983. Les résultats obtenus ne sont pas forcément extrapolables à la période récente. □

*Les auteurs remercient Didier Blanchet, Pierre Cahuc, Emmanuel Duguet, Sébastien Roux, Catherine Sofer, les participants aux Journées de Microéconomie Appliquée 2003 de Montpellier, à l'EALE 2003 de Séville, à l'AFSE 2003, aux séminaires D3E de l'Insee et du Marché du Travail d'EUREQua. Elles remercient également les trois rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives, mais restent seules responsables des erreurs ou omissions qui peuvent subsister.*

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Altonji J. et Blank R. (1999)**, « Race and Gender in the Labor Market », in *Handbook of Labor Economics*, 3c, O.A. Ashenfelter et D. Card eds, pp. 3143-3259, Amsterdam, North Holland: Elsevier Science Publisher.

**Arrow K. (1972)**, « Models of Job Discrimination » et « Some Mathematical Models of Race in the Labor Market », in *Racial Discrimination in Economic Life*, A.H. Pascal ed., Lexington

Mass: Lexington Books, pp. 83-102 et 187-204.

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

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

- Blackaby D., Murphy P. et O'Leary N. (2003)**, « The Effect of Unionisation on Wages in Great Britain: Estimates from the Labour Force Survey », *Economic Issues*, n° 8, pp. 33-45.
- Blau F. et Kahn L. (1997)**, « Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s », *Journal of Labor Economics*, vol. 15, n° 1, pp. 1-42.
- Blinder A. (1973)**, « Wage Discrimination: Reduced Forms and Structural Estimates », *Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, pp. 436-455.
- Booth A. (1984)**, « A Public Choice Model of trade Union Membership and Behaviour », *Economic Journal*, vol. 94, pp. 883-898.
- Booth A. et Ulph D. (1985)**, « Union Wages and Employment with Endogenous Membership », unpublished paper, The City University.
- Brown C. et Medoff J.L. (2001)**, « Firm Age and Wages », NBER Working Paper, n° 8552.
- Cahuc P. et Zylberberg A. (2001)**, *Le marché du travail*, De Boeck.
- Cain G. (1986)**, « The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: a Survey », *Handbook of Labor Economics*, 1, pp. 694-785.
- Card D. (1996)**, « The Effect of Unions on the Structure of Wages: a Longitudinal Analysis », *Econometrica*, vol. 64, n° 4, pp. 957-979.
- Card D. (1998)**, « Falling Union Membership and Rising Wage Inequality: What's the Connection? », NBER Working Paper, n° 6520.
- Card D., Lemieux T. et Riddell W. (2003)**, « Unionization and Wage Inequality: a Comparative Study of the US, the UK and Canada », NBER Working Paper, n° 9473.
- Cook A., Lorwin V. et Kaplan Davids A. (1983)**, *Women and Trade Unions in Eleven Countries*, Philadelphia: Temple university Press.
- Delsen L. (1995)**, *Atypical Employment: an International Perspective. Causes, Consequences and policy*, Groningen: Wolters-Noordhoff.
- Doiron D. et Riddell W. (1994)**, « The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada », *Journal of Human Resources*, n° 18, pp. 504-534.
- Dolton P. et Kidd M. (1994)**, « Occupational Access and Wage Discrimination », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 56, n° 4, pp. 457-474.
- Febvre M. et Muller L. (2003)**, « Une personne sur deux est membre d'une association en 2002 », *Insee Première*, n° 920.
- Freeman R. et Medoff J. (1984)**, *What do Unions do?*, Basic Book, Inc., New York.
- Furjot D. (2000)**, « Où sont les délégués syndicaux ? », *Premières Synthèses*, n° 41.2, Dares.
- Grossman G. (1983)**, « Union Wages, Seniority and Unemployment », *American Economic Review*, vol. 73, pp. 896-908.
- Heckman J. (1998)**, « Detecting Discrimination », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n° 2, pp. 101-116.
- Hege A., Dufour C. et Nunes C. (2001)**, « Les femmes secrétaires de comité d'entreprise : une parité trompeuse ? », *Premières Synthèses*, n° 15.2, Dares.
- Hellerstein J., Neumark D. et Troske K. (1999)**, « Wage, Productivity and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 3, pp. 409-446.
- Kim M. et Polachek S. (1994)**, « Panel Estimates of Male-Female Earnings Functions », *Journal of Human Resources*, vol. 29, n° 2, pp. 406-428.
- Kramarz F., Lollivier S. et Pelé L.-P. (1996)**, « Wage Inequalities and Firm-Specific Compensation Policies in France », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 41-42, pp. 369-386.
- Le Minez S. et Roux S. (2002)**, « Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi », *Économie et Statistique*, n° 351, pp. 31-63.
- Machin S. (1999)**, « Pay Inequality in the 1970s, 1980s and 1990s », in *The State of Working Britain*, Gregg P. et Wadsworth J. eds, Manchester University Press.
- Main B. et Reilly B. (1990)**, « Gender, Unions and Wages », University of St Andrews, Discussion Paper, n° 9001.
- Main B. et Reilly B. (1992)**, « Women and the Union Wage Gap », *The Economic Journal*, vol. 102, n° 410, pp. 49-66.

- McCall J. (1972)**, « The Simple Mathematics of Information, Job Search, and Prejudice », in *Racial Discrimination in Economic Life*, A.H. Pascal ed., Lexington Mass: Lexington Books, pp. 205-224.
- Meng X. et Meurs D. (2001)**, « Différences de structure des emplois et écart salarial entre hommes et femmes en France », *Économie et Prévision*, n° 148, pp. 113-126.
- Meurs D. et Ponthieux S. (2000)**, « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 135-158.
- Miller P. (1987)**, « The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain », *Economic Journal*, vol. 97, n° 388, pp. 885-896.
- Oaxaca R. (1973)**, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, pp. 693-709.
- Oaxaca R. et Ransom M. (1994)**, « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, vol. 61, pp. 5-21.
- Petit P. (2004)**, « Effet des syndicats sur les inégalités entre les hommes et les femmes : un survol de la littérature », *Cahiers de la MSE – EUREQua – 2004-76*.
- Phelps E. (1972)**, « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review*, vol. 62, pp. 659-661.
- Robinson C. (1989)**, « The Joint Determination of Union Status and Union Wage Effects: some Tests of Alternatives Models », *Journal of Political Economy*, vol. 97, pp. 639-667.
- Sap J. (1993)**, « Bargaining Power and Wages: a Game-Theoretic Model of Gender Differences in Union Wage Bargaining », *Labour Economics*, vol. 1, pp. 25-48.
- Wright R. et Ermisch J. (1991)**, « Gender Discrimination in the British Labour Market: a Reassessment », *The Economic Journal*, vol. 101, n° 406, pp. 508-522.
-

## STATISTIQUES DESCRIPTIVES

## A - 1 Caractéristiques des établissements de l'échantillon

	Total	Couvert par un DS	Non couvert par un DS
Total	4 315 100,00 %	2 644 61,27 %	1 671 38,73 %
EBE/N	92,12 (227,35)	111,48 (224,24)	63,72 (228,99)
Log (Y/N)	5,56 (0,56)	5,66 (0,59)	5,40 (0,46)
Log (Y/K)	0,02 (1,17)	- 0,29 (1,16)	0,48 (1,01)
Part d'ouvriers dans l'établissement (1)	0,58 (0,28)	0,54 (0,28)	0,63 (0,27)
Part d'employés dans l'établissement (1)	0,34 (0,31)	0,32 (0,30)	0,36 (0,32)
Part de maîtrises (1)	0,20 (0,17)	0,23 (0,18)	0,15 (0,14)

1. Référence : part de cadres dans l'établissement.

Champ : établissements du secteur privé de plus de 50 salariés.  
Sources : CMOSS 1992, BRN 1991.

## A - 2 Caractéristiques individuelles

	Total	Femmes	Hommes	Couverts par un DS	Non couverts par un DS
Salaire horaire (en logarithme et en francs)	4,18 (0,45)	4,05 (0,39)	4,26 (0,46)	4,24 (0,43)	4,01 (0,46)
Expérience (en années)	22,13 (11,12)	20,90 (11,34)	22,85 (10,93)	22,85 (10,93)	19,91 (11,40)
Ancienneté (en mois)	142,35 (115,39)	126,88 (108,93)	151,30 (118,04)	160,31 (115,84)	86,94 (94,49)

Champ : établissements du secteur privé de plus de 50 salariés.  
Source : CMOSS 1992.

### A - 3 Caractéristiques des salariés de l'échantillon

En %

	Total		Femmes	Hommes	Couverts par un DS	Non couverts par un DS
	Nombre	%				
Couverts par un syndicat	68 669	75,49	71,85	77,61	100,00	0,00
Femmes	25 207	36,71	100,00	0,00	34,94	42,17
<b>Diplôme (1)</b>						
Aucun diplôme	8 468	12,33	12,20 *	12,41	10,93	16,64
Diplôme du primaire	8 998	13,10	14,54	12,27	14,65	8,34
CAP ou BEP	17 455	25,42	21,19	27,87	26,76	21,29
Bac général	4 791	6,98	8,59	6,04	7,04	6,79
Diplôme du premier cycle	3 709	5,40	5,40	5,40	5,38	5,47
Diplôme du deuxième cycle	3 333	4,85	9,23	2,31	5,05	4,25
Diplôme du troisième cycle	2 825	4,11	2,42	5,10	4,48	2,99
Diplôme non renseigné	17 956	26,15	24,87	73,11	76,10	66,94
<b>Catégorie socioprofessionnelle (2)</b>						
Cadres	7 591	11,05	6,34	13,79	11,69	9,1
Professions intermédiaires	16 512	24,05	24,23	23,94	26,04	17,92
Employés	14 514	21,14	41,97	9,05	20,59	22,82
<b>CDI</b>						
Horaires de travail réguliers	58 940	85,83	80,82	88,74	88,15	78,69
Temps partiel	45 378	66,08	67,85	65,05	65,15	68,94
	7 214	10,51	21,20	4,30	8,96	15,28
<b>Secteur (3)</b>						
Industrie agro-alimentaire	2 833	4,13	3,74	4,35	4,34	3,47
Énergie	2 628	3,83	2,11	4,82	5,02	0,14
Industrie des biens intermédiaires	7 562	11,01	5,37	14,28	12,90	5,21
Industrie des biens d'équipement	11 838	17,24	11,87	20,35	19,75	9,50
Industrie des biens de consommation courante	4 200	6,12	7,99	5,03	6,07	6,26
Commerce	1 914	2,79	0,55	4,08	2,13	4,81
Transport et télécommunication	4 089	5,95	7,74	4,92	4,90	9,20
Services marchands	9 099	13,25	4,88	18,11	14,06	10,74
Immobilier	19 190	27,95	44,28	18,47	22,23	45,55
Bâtiment, génie civil	1 469	2,14	3,02	1,63	1,67	3,59
Assurance	1 148	1,67	2,90	0,96	2,03	0,57
Finance	3 809	5,55	8,34	3,93	6,85	1,53
<b>Taille de l'établissement (4)</b>						
Établissements de 50 à 100 salariés	14 309	20,84	22,40	19,93	10,11	53,89
Établissements de 100 à 250 salariés	14 209	20,69	23,28	19,19	18,25	28,22
Établissements de 250 à 500 salariés	13 082	19,05	19,43	18,83	22,02	9,91
<b>ZEAT (5)</b>						
Île-de-France	13 396	19,51	20,33	19,03	20,44	16,64
Bassin parisien	14 390	20,96	19,70	21,69	21,16	20,32
Nord	5 437	7,92	7,03	8,43	8,44	6,32
Ouest	9 635	14,03	15,11	13,40	14,18	13,58
Centre-Est	7 459	10,86	12,88	9,69	10,67	11,46
Méditerranée	9 574	13,94	12,35	14,87	13,06	16,66
<b>Âge de l'entreprise (6)</b>						
Âge de l'entreprise inconnue	27 255	39,69	51,75	32,70	39,59	39,98
Moins de 5 ans	4 737	6,90	6,12	7,35	6,13	9,28
Entre 5 et 10 ans	3 515	5,12	4,54	5,45	4,35	7,49
Entre 10 et 15 ans	2 776	4,04	3,52	4,34	3,53	5,63
Entre 15 et 20 ans	3 369	4,91	4,77	4,98	4,50	6,17
Entre 20 et 25 ans	5 132	7,47	6,35	8,12	5,95	12,15
Entre 25 et 30 ans	3 565	5,19	4,88	5,37	4,98	5,85
Entre 30 et 35 ans	3 542	5,16	4,24	5,69	5,14	5,23
Appartenance à un groupe	91 661	66,28	52,99	73,99	75,68	37,33
1. Référence du diplôme : baccalauréat professionnel. 2. Référence catégorie socioprofessionnelle : ouvrier. 3. Référence secteur : industrie des biens intermédiaires. 4. Référence taille : établissements de plus de 500 salariés. 5. Référence de la zone d'étude et d'aménagement du territoire : Centre-Est. 6. Référence de l'âge de l'entreprise : plus de 35 ans.						

Lecture : \* 12,2 % des femmes n'ont aucun diplôme.

Champ : établissements du secteur privé de plus de 50 salariés.

Sources : CMOSS 1992, LIFI 1991.

## MÉTHODE D'ESTIMATION

## Problèmes d'estimation

L'effet des syndicats sur les salaires a fait l'objet de nombreuses études empiriques dans les pays anglo-saxons. Ces travaux ont montré que la syndicalisation (ou la couverture syndicale) et les salaires étaient déterminés simultanément (Grossman, 1983 ; Booth, 1984 ; Booth et Ulph, 1985).

L'endogénéité de la présence d'une délégation syndicale peut être liée à une hétérogénéité inobservée individuelle ou encore à une hétérogénéité inobservée de l'établissement. Les résultats de Kramarz, Lollivier et Pelé (1996) suggèrent qu'il existe un effet fixe de l'entreprise important dans les estimations de salaires. Si cet effet fixe est corrélé à la présence d'un délégué syndical, on risque d'imputer à la présence d'une délégation syndicale, une politique salariale imputable, en fait, à l'établissement. Par exemple, un établissement peut mener une politique de gestion du personnel assez favorable aux salariés comprenant également une relative bienveillance à l'égard de l'implantation syndicale. À l'inverse, la politique de management peut être particulièrement dure, encourageant les salariés à se mobiliser et se signaler auprès d'un syndicat pour qu'il crée une délégation syndicale au sein de l'établissement afin de les défendre.

Il peut également exister une hétérogénéité inobservée individuelle. La présence d'un délégué syndical diminue la dispersion des salaires, notamment parce qu'il impose des grilles de salaire sur des critères observables tels que l'ancienneté ou les diplômes (Card, 1996 et 1998). Les salariés peuvent alors choisir de travailler dans un établissement couvert par une délégation syndicale, dans la mesure où ce choix leur est avantageux, notamment, si la compression salariale induite par la présence syndicale leur est favorable. Autrement dit, la présence d'une délégation syndicale peut attirer les individus percevant de bas salaires, induisant un biais de sélection négatif dans l'estimation des équations de salaire.

Plusieurs estimateurs peuvent être alternativement envisagés pour traiter cette endogénéité qui tend à biaiser les résultats : estimateurs en différence, estimateurs à variables instrumentales, correction du biais de sélection par un ratio de Mills. Toutefois, aucun d'entre eux ne paraît totalement satisfaisant (Robinson, 1989). Ne pouvant pas occulter l'existence potentielle de ce biais dans les résultats, on a recours à un ratio de Mills. Ce choix se justifie par la nature des données utilisées, à savoir des données en coupe. Par ailleurs, on introduit des variables d'exclusion pour limiter les problèmes d'identification.

## Estimation d'un système de cinq équations

Pour corriger les estimations du biais de sélection, on estime conjointement cinq équations, à savoir quatre équations de salaire (une équation de salaire par sous-population étudiée (équations (2) à (5))) et une équation de sélection (1) qui explique la probabilité qu'un individu  $i$  dans une entreprise  $j$  soit couvert par une délégation syndicale.

Le système d'équation s'écrit de la façon suivante :

$$P(S_{ij} = 1) = P(S_{ij}^* > 0) = \Phi(1_{(i=f)} Z_{ij} b^f + 1_{(i=h)} Z_{ij} b^h + v_{ij}) \quad (1)$$

$$W_{ij}^{fs} = X_j^{fs} \alpha^{fs} + X_i^{fs} \beta^{fs} + u_{ij}^{fs} \quad (2)$$

$$W_{ij}^{hs} = X_j^{hs} \alpha^{hs} + X_i^{hs} \beta^{hs} + u_{ij}^{hs} \quad (3)$$

$$W_{ij}^{f\bar{s}} = X_j^{f\bar{s}} \alpha^{f\bar{s}} + X_i^{f\bar{s}} \beta^{f\bar{s}} + u_{ij}^{f\bar{s}} \quad (4)$$

$$W_{ij}^{h\bar{s}} = X_j^{h\bar{s}} \alpha^{h\bar{s}} + X_i^{h\bar{s}} \beta^{h\bar{s}} + u_{ij}^{h\bar{s}} \quad (5)$$

On régresse le logarithme du salaire horaire ( $W_{ij}^k$ ) de l'individu  $i$  travaillant dans l'établissement  $j$ , sur des caractéristiques individuelles ( $X_i^k$ ) et sur des caractéristiques de l'établissement ( $X_j^k$ ), citées et discutées dans l'encadré 2.

L'équation (1) explique la probabilité que l'individu  $i$  qui travaille dans l'entreprise  $j$  soit couvert par une délégation syndicale. Cette probabilité dépend de variables d'établissement et de variables individuelles. L'effet de ces variables est supposé différent pour les femmes ( $1_{(i=f)} Z_{ij} b^f$ ) et pour les hommes ( $1_{(i=h)} Z_{ij} b^h$ ) car le biais de sélection individuelle peut être différent selon le genre.

L'existence d'une hétérogénéité inobservée et de biais de sélection induit une corrélation des perturbations de l'équation de sélection avec les perturbations des équations de salaire et biaise les estimations. Une hypothèse peut être faite sur cette corrélation en supposant (6).

$$\begin{pmatrix} u_{ij}^{fs} \\ u_{ij}^{f\bar{s}} \\ u_{ij}^{hs} \\ u_{ij}^{h\bar{s}} \\ v_{ij} \end{pmatrix} = N \left( 0, \begin{bmatrix} \sigma_{fs}^2 & \bullet & \bullet & \bullet & \sigma_{fv} \\ \bullet & \sigma_{f\bar{s}}^2 & \bullet & \bullet & \sigma_{fv} \\ \bullet & \bullet & \sigma_{hs}^2 & \bullet & \sigma_{fv} \\ \bullet & \bullet & \bullet & \sigma_{h\bar{s}}^2 & \sigma_{fv} \\ \sigma_{fv} & \sigma_{fv} & \sigma_{fv} & \sigma_{fv} & 1 \end{bmatrix} \right) \quad (6)$$

On ne s'intéresse qu'aux éléments de la matrice de variance-covariance qui ne sont pas indiquées par un  $\bullet$ . Par ailleurs, la corrélation entre  $v_{ij}$  et  $u_{ij}$  est supposée différente pour les hommes et pour les femmes mais identique pour les salariés couverts ou non par une délégation syndicale. Cette dernière restriction n'est pas nécessaire pour identifier le modèle. De fait, on pourrait penser que les caractéristiques inobservées qui poussent les salariés à être couverts par un établissement n'ont pas un rendement identique dans les établissements couverts par une délégation syndicale et dans les établissements non couverts. Néanmoins, cette différence de rendement est rejetée par les données et les résultats ne sont pas modifiés quand on ajoute cette contrainte supplémentaire.

Le biais présent dans les équations de salaire s'écrit alors :

$$E(u_{ij}^{kk} / S_{ij}, X_i, X_j) \neq 0$$

$$= \sigma_{kv} E(v_{ij} / S_{ij}, X_i, X_j)$$

$$= \sigma_{kv} \left[ \mathbb{1}_{(k=s)} \times \frac{\phi(Z_j b^k + Z_j a)}{\Phi(Z_j b^k + Z_j a)} + (1 - \mathbb{1}_{(k=s)}) \times \frac{-\phi(Z_j b^k + Z_j a)}{1 - \Phi(Z_j b^k + Z_j a)} \right]$$

où  $\phi$  est la densité de la loi normale et  $\Phi$  la fonction de répartition de la loi normale,  $k$  vaut  $f$  ou  $h$  et  $k'$  vaut  $s$  ou  $\bar{s}$ .

L'introduction d'un ratio de Mills, calculé à partir de l'équation de la présence d'une délégation syndicale (1), dans les quatre équations de salaire ((2) à (5)) permet de corriger des biais.

Finalement, on estime le système suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} P(S_{ij} = 1) = P(S_{ij}^* > 0) = \Phi(Z_j a + \mathbb{1}_{(i=f)} Z_i b^f + \mathbb{1}_{(i=h)} Z_i b^h) \\ W_{ij}^{fs} = X_j^{fs} \alpha^{fs} + X_i^{fs} \beta^{fs} + \sigma_{fv} \frac{\phi(Z_j a + Z_i b^f)}{\Phi(Z_j a + Z_i b^f)} + \varepsilon_{ij}^{fs} \\ W_{ij}^{hs} = X_j^{hs} \alpha^{hs} + X_i^{hs} \beta^{hs} + \sigma_{hv} \frac{\phi(Z_j a + Z_i b^h)}{\Phi(Z_j a + Z_i b^h)} + \varepsilon_{ij}^{hs} \\ W_{ij}^{\bar{f}\bar{s}} = X_j^{\bar{f}\bar{s}} \alpha^{\bar{f}\bar{s}} + X_i^{\bar{f}\bar{s}} \beta^{\bar{f}\bar{s}} - \sigma_{fv} \frac{\phi(Z_j a + Z_i b^f)}{1 - \Phi(Z_j a + Z_i b^f)} + \varepsilon_{ij}^{\bar{f}\bar{s}} \\ W_{ij}^{\bar{h}\bar{s}} = X_j^{\bar{h}\bar{s}} \alpha^{\bar{h}\bar{s}} + X_i^{\bar{h}\bar{s}} \beta^{\bar{h}\bar{s}} - \sigma_{hv} \frac{\phi(Z_j a + Z_i b^h)}{1 - \Phi(Z_j a + Z_i b^h)} + \varepsilon_{ij}^{\bar{h}\bar{s}} \end{array} \right.$$

#### Choix des variables d'exclusion et sensibilité des résultats

La probabilité d'être couvert par une délégation syndicale est expliquée par l'ensemble des variables explicatives relatives aux individus et aux établissements utilisées pour estimer les équations de salaire. Deux variables supplémentaires, absentes de l'estimation des équations de salaire, sont ajoutées pour estimer la probabilité de couverture par une délégation syndicale. Ces deux variables d'exclusion sont introduites dans les variables explicatives  $Z$  de l'équation de sélection (1) : elles contribuent à expliquer la couverture par une délégation syndicale, sans expliquer directement les salaires. Ainsi, les estimations ne reposent pas exclusivement sur l'hypothèse de normalité des résidus.

Les variables d'exclusions retenues sont l'âge de l'établissement (1) et la situation matrimoniale et le nombre d'enfants de l'individu. La présence d'une délégation syndicale est un phénomène persistant. En France, une délégation syndicale est créée si un salarié syndiqué en accepte la charge, celle-ci lui étant conférée par le syndicat auquel il a préalablement adhéré. La création d'une délégation syndicale suppose donc que l'établissement ait été signalé au syndicat. Or, la probabilité qu'un salarié ait fait cette demande une fois dans la vie de l'établissement croît avec l'âge de celui-ci.

On suppose ici que le biais de sélection peut être différent selon le genre des individus car on suspecte que les

raisons pour lesquels un individu choisit de travailler dans un établissement couvert par une délégation syndicale peuvent varier, selon qu'il s'agit d'une femme ou d'un homme. Notamment, les femmes mariées mères de famille peuvent privilégier des avantages non salariaux fournis par les syndicats (meilleures conditions de travail, horaires aménagées, etc.). La situation matrimoniale n'est alors une bonne variable d'exclusion que si ces avantages ne s'obtiennent qu'en cas de présence syndicale ou s'ils n'ont pas d'incidence sur les salaires, ce qui peut être discutable.

Si l'âge de l'entreprise explique fortement la présence syndicale, la situation matrimoniale et le nombre d'enfants des salariés n'expliquent que très peu le choix des salariés de travailler dans un établissement couvert par un syndicat. Les résultats présentés ici reposent presque exclusivement sur l'hypothèse que l'âge de l'entreprise est une véritable variable d'exclusion. Ils montrent qu'il existe néanmoins une sélection endogène des établissements couverts par une délégation syndicale. Ceux-ci offrent, en général, des salaires plus faibles que les établissements non couverts par une délégation salariale pour des raisons non observées. C'est ainsi que s'interprète le coefficient négatif du Ratio de Mills dans les équations de salaire (cf. annexe 4).

Par ailleurs, en France, la couverture syndicale du salarié repose sur le fait de travailler dans un établissement couvert par une délégation syndicale. Cette couverture syndicale repose beaucoup moins pour le salarié français que pour le salarié anglo-saxon sur une décision de sa part : il peut ignorer l'existence d'une délégation syndicale au moment où il est embauché. Les problèmes d'endogénéité de la couverture syndicale sont particulièrement plus liés en France aux caractéristiques particulières des établissements couverts. L'utilisation de l'âge de l'entreprise comme variable instrumentale corrige normalement de cette endogénéité. La sélection des salariés, mal corrigée, n'est peut-être pas si forte.

1. Brown et Medoff (2001) analysent le lien entre l'âge de la firme et le niveau des salaires. Ils suggèrent plusieurs caractéristiques liées à un âge avancé de l'établissement qui auraient un effet sur les salaires : des capacités plus importantes des travailleurs dues à une expérience dans le poste plus importante, une plus forte probabilité de résister aux chocs économiques, une plus forte probabilité d'avoir mis en place un système d'assurance (notamment l'assurance maladie), une plus faible crédibilité quant à leur incapacité à accroître les salaires. On contrôle l'essentiel de ces arguments, à travers la prise en compte de variables comme la taille de l'établissement, la couverture syndicale ou encore l'expérience dans le poste des travailleurs. Par ailleurs, les résultats empiriques de Brown et Medoff (2001) ne suggèrent aucun lien robuste entre l'âge de l'établissement et les salaires.

## PROBABILITÉ D'ÊTRE COUVERT PAR UNE DÉLÉGATION SYNDICALE

Tableau A  
**Estimation par un modèle probit de la probabilité qu'un individu  $i$  travaillant dans un établissement  $j$  soit couvert par une délégation syndicale (variables d'entreprises)**

Variables $Z_j$	Femmes		Hommes	
	Coefficient $\hat{\alpha}$	Écart-type $\hat{\sigma}_a$	Coefficient $\hat{\alpha}$	Écart-type $\hat{\sigma}_a$
Constante	0,84083	0,17634	0,0733	0,1496
<b>Âge de l'entreprise (1)</b>				
Inconnu	- 0,22063	0,04200	- 0,2654	0,0290
Moins de 5 ans	- 0,19235	0,05356	- 0,1391	0,0386
Entre 5 et 10 ans	- 0,48770	0,05657	- 0,3701	0,0417
Entre 10 et 15 ans	- 0,65794	0,06338	- 0,3251	0,0450
Entre 15 et 20 ans	- 0,44421	0,05514	- 0,3662	0,0408
Entre 20 et 25 ans	- 0,62594	0,05157	- 0,3671	0,0371
Entre 25 et 30 ans	- 0,37282	0,05546	- 0,2820	0,0417
Entre 30 et 35 ans	- 0,34613	0,05884	- 0,1833	0,0411
<b>Secteur (2)</b>				
Industrie agro-alimentaire	0,09207	0,07157	- 0,4202	0,0473
Énergie	0,47751	0,19659	0,3787	0,1211
Industrie des biens d'équipement	- 0,04280	0,05730	- 0,3052	0,0356
Industrie des biens de consommation courante	0,09563	0,06005	- 0,2781	0,0461
Commerce	- 0,23542	0,13929	- 0,6489	0,0472
Transport et télécommunication	- 0,23202	0,06203	- 0,6542	0,0466
Services marchands	0,34417	0,06653	- 0,1980	0,0359
Immobilier	- 0,18688	0,05672	- 0,5619	0,0391
Bâtiment, génie civil	- 0,59408	0,07363	- 0,5853	0,0646
Assurance, finance	0,08834	0,07441	- 0,3185	0,0725
<b>Taille de l'établissement (3)</b>				
De 50 à 100 salariés	- 1,53835	0,03045	- 1,4921	0,0262
De 100 à 250 salariés	- 0,84532	0,02996	- 0,8236	0,0262
De 250 à 500 salariés	- 0,25318	0,03308	- 0,3328	0,0282
<b>Zeat (4)</b>				
Île-de-France	- 0,12243	0,03813	0,1432	0,0327
Bassin parisien	0,16591	0,03544	0,2451	0,0296
Nord	0,38682	0,04686	0,4545	0,0393
Ouest	0,15967	0,03779	0,3932	0,0324
Centre-Est	0,05448	0,03843	0,2174	0,0364
Méditerranée	0,12232	0,03948	0,1320	0,0321
Groupe	0,57227	0,02661	0,7627	0,0210
EBE/N	- 0,00041	0,00009	- 0,0002	0,0001
Log (Y/N)	0,30242	0,03805	0,0884	0,0307
Log (Y/K)	- 0,07934	0,01407	- 0,0973	0,0104
Part d'ouvriers dans l'établissement (5)	- 0,23946	0,06822	- 0,0860	0,0646
Part de temps partiels dans l'établissement	- 0,23542	0,04837	0,0062	0,0557
Part d'employés dans l'établissement (5)	0,14316	0,06331	0,6029	0,0617
Part de maîtrises (5)	0,58954	0,09899	1,3858	0,0968
<p>1. Référence de l'âge de l'entreprise : plus de 35 ans ; l'âge de l'entreprise est une variable qui est mesurée avec erreur puisqu'une entreprise qui change de propriétaire est considérée comme nouvelle. Les entreprises (de plus de 50 salariés) qui ont moins de 5 ans ont toutes les chances d'être des entreprises plus vieilles qui viennent de changer de propriétaire.</p> <p>2. Référence secteur : industrie des biens intermédiaires.</p> <p>3. Référence taille : établissements de plus de 500 salariés.</p> <p>4. Référence de la zone d'étude et d'aménagement du territoire : Centre-Est.</p> <p>5. Référence part de cadres.</p>				

Lecture : on ne présente ici que les variables d'entreprises ; des variables individuelles sont simultanément introduites dans la régression mais présentées dans le tableau B.

Champ : salariés dans des établissements de plus de 5 salariés.

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

Tableau B

**Estimation par un modèle *probit* de la probabilité qu'un individu *i* travaillant dans un établissement *j* soit couvert par une délégation syndicale (variables individuelles)**

Variable $Z_i$	Femmes		Hommes	
	Coefficient $\hat{b}$	Écart-type $\hat{\sigma}_{\hat{b}}$	Coefficient $\hat{b}$	Écart-type $\hat{\sigma}_{\hat{b}}$
<b>Diplôme (1)</b>				
Aucun diplôme	- 0,13679	0,03399	- 0,1040	0,0275
Diplôme du primaire	0,14869	0,03522	0,2177	0,0317
CAP ou BEP	0,07179	0,03005	0,1157	0,0230
Bac général	- 0,02040	0,04092	- 0,0558	0,0389
Diplôme du premier cycle	- 0,12790	0,04834	- 0,0752	0,0408
Diplôme du deuxième cycle	0,02413	0,04073	0,2080	0,0606
Diplôme du troisième cycle	- 0,11273	0,07107	- 0,0180	0,0445
Âge (en années)	0,02196	0,00667	0,0275	0,0060
Âge <sup>2</sup>	- 0,00019	0,00008	- 0,0002	0,0001
<b>Nombre d'enfants (2)</b>				
2 à 4 enfants	0,07001	0,04192	- 0,00098	0,0278
Plus de 4 enfants	- 0,16410	0,15473	0,1668	0,0709
<b>Statut matrimonial (3)</b>				
Célibataire	- 0,04677	0,02609	- 0,0370	0,0236
Divorcé ou veuf	- 0,04453	0,03501	- 0,0507	0,0419
1. Référence : baccalauréat professionnel. 2. Référence : sans enfant ou un enfant. 3. Référence : marié.				

*Lecture : on ne présente ici que les variables individuelles mais des variables d'entreprises sont simultanément introduites dans la régression et sont présentées dans le tableau A.*

*Champ : salariés employés dans des établissements de plus de 50 salariés.*

*Source : CMOSS 1992.*

## ÉQUATIONS DE SALAIRE SUR LES QUATRE SOUS-POPULATIONS

## Équations de salaire des salariés selon leur sexe et leur couverture syndicale

	Femmes couvertes par une DS		Hommes couverts par une DS		Femmes non couvertes par une DS		Hommes non couverts par une DS	
	Coefficient $\hat{\beta}$	Écart-type $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	Coefficient $\hat{\beta}$	Écart-type $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	Coefficient $\hat{\beta}$	Écart-type $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	Coefficient $\hat{\beta}$	Écart-type $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$
Constante	3,6711	0,0393	3,8995	0,0435	3,4511	0,0662	3,6053	0,0602
Expérience (en années)	0,0215	0,0010	0,0347	0,0008	0,0198	0,0013	0,0326	0,0012
Expérience <sup>2</sup>	- 0,00035	0,00002	- 0,00049	0,00002	- 0,00034	0,00003	- 0,00048	0,00002
Ancienneté dans l'emploi (en mois)	0,0005	0,0001	- 0,0001	0,0001	0,0009	0,0001	0,0004	0,0001
Ancienneté dans l'emploi <sup>2</sup>	5,74900 E-07	1,93070 E-07	1,290400 E-06	1,30790 E-07	- 2,309000 E-07	3,89880 E-07	4,04870 E-07	3,01370 E-07
<b>Diplôme (1)</b>								
Aucun diplôme	- 0,2531	0,0193	- 0,3258	0,0134	- 0,2148	0,0355	- 0,3896	0,0305
Diplôme du primaire	- 0,1975	0,0186	- 0,2395	0,0132	- 0,1820	0,0359	- 0,2992	0,0317
CAP ou BEP	- 0,1305	0,0182	- 0,1759	0,0126	- 0,1230	0,0347	- 0,2156	0,0300
Bac général	- 0,0005	0,0191	0,0145	0,0139	0,0315	0,0359	0,0193	0,0318
Diplôme du premier cycle	0,1366	0,0201	0,1627	0,0143	0,1889	0,0370	0,1396	0,0321
Diplôme du deuxième cycle	0,2451	0,0193	0,2786	0,0166	0,2875	0,0366	0,3275	0,0373
Diplôme du troisième cycle	0,5696	0,0226	0,5638	0,0143	0,7251	0,0430	0,5869	0,0336
CDI	0,0593	0,0067	0,1086	0,0065	- 0,0420	0,0103	0,0388	0,0092
Horaires de travail réguliers	0,0046	0,0055	0,0147	0,0039	- 0,0384	0,0087	0,0064	0,0077
Temps partiel	0,0110	0,0065	- 0,0465	0,0097	0,0075	0,0102	- 0,0302	0,0139
<b>Secteur (2)</b>								
Industrie agro-alimentaire	0,0122	0,0146	0,0232	0,0092	- 0,0140	0,0294	0,0312	0,0205
Énergie	- 0,0507	0,0185	- 0,0059	0,0094	0,0560	0,1102	0,0645	0,0787
Industrie des biens d'équipement	- 0,0518	0,0111	- 0,0383	0,0057	0,0115	0,0238	0,0165	0,0161
Industrie des biens de consommation	- 0,0277	0,0125	0,0178	0,0089	- 0,0431	0,0234	0,0044	0,0187
Commerce	0,0024	0,0342	- 0,0210	0,0115	0,0748	0,0471	- 0,0378	0,0183
Transport et télécommunication	- 0,0565	0,0149	- 0,0772	0,0109	- 0,0651	0,0233	- 0,0086	0,0187
Services marchands	0,1039	0,0145	0,0858	0,0066	0,0028	0,0279	- 0,0568	0,0152
Immobilier	- 0,0241	0,0130	- 0,0206	0,0085	- 0,0103	0,0214	0,0047	0,0163
Bâtiment, génie civil	- 0,1134	0,0202	- 0,1619	0,0170	- 0,0162	0,0278	- 0,0695	0,0253
Assurance	- 0,0966	0,0153	- 0,0456	0,0179	0,1153	0,0500	0,0265	0,0791
Finance	0,1065	0,0163	0,0864	0,0129	0,0079	0,0414	0,1034	0,0410
<b>Taille de l'établissement (3)</b>								
De 50 à 100 salariés	- 0,0024	0,0148	- 0,0521	0,0109	0,0530	0,0248	- 0,0014	0,0199
De 100 à 250 salariés	- 0,0341	0,0082	- 0,0430	0,0061	0,0264	0,0199	- 0,0288	0,0166
De 250 à 500 salariés	- 0,0112	0,0061	0,0030	0,0045	0,0352	0,0181	0,0150	0,0161
<b>Zeat (4)</b>								
Île-de-France	0,1341	0,0091	0,0410	0,0068	0,1723	0,0140	0,1665	0,0120
Bassin parisien	0,0009	0,0086	- 0,0409	0,0061	- 0,0105	0,0130	- 0,0035	0,0108
Nord	- 0,0486	0,0109	- 0,1004	0,0075	- 0,0328	0,0187	- 0,0657	0,0152
Ouest	- 0,0014	0,0089	- 0,0588	0,0069	- 0,0203	0,0142	- 0,0632	0,0123
Centre-Est	- 0,0112	0,0094	- 0,0433	0,0073	- 0,0536	0,0139	- 0,1256	0,0133
Méditerranée	0,0278	0,0095	- 0,0202	0,0067	- 0,0107	0,0139	- 0,0081	0,0111
Groupe	- 0,0108	0,0091	0,0545	0,0081	0,0071	0,0107	0,0376	0,0100
EBE/N	- 0,0002	0,0001	- 0,0002	0,0001	- 0,0001	0,0001	- 0,0002	0,0001
Log (Y/N)	0,1717	0,0097	0,1495	0,0059	0,1529	0,0123	0,1737	0,0119
Log (Y/K)	- 0,0085	0,0033	- 0,0182	0,0022	0,0086	0,0050	0,0033	0,0042
Part d'ouvriers dans l'établissement (5)	- 0,3266	0,0169	- 0,5066	0,0145	- 0,3153	0,0238	- 0,3878	0,0234
Part de temps partiels dans l'établissement	- 0,1337	0,0163	- 0,1222	0,0187	- 0,0132	0,0167	- 0,0452	0,0173
Part d'employés dans l'établissement (5)	- 0,1370	0,0159	- 0,4335	0,0150	- 0,1973	0,0219	- 0,3056	0,0216
Part de maîtrises (5)	- 0,1387	0,0217	- 0,4163	0,0195	- 0,0920	0,0391	- 0,1725	0,0400
Ratio de Mills (6)	- 0,0245	0,0188	- 0,0126	0,0148	- 0,0245	0,0188	- 0,0126	0,0148
1. Référence du diplôme : baccalauréat professionnel. 2. Référence secteur : industrie des biens intermédiaires. 3. Référence taille : établissements de plus de 500 salariés. 4. Référence de la zone d'étude et d'aménagement du territoire : Centre-Est. 5. Référence part de cadres. 6. Variables explicatives des tableaux A et B de l'annexe 3.								

Champ : établissements de plus de 50 salariés.

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

## ROBUSTESSE DES RÉSULTATS

Tableau A  
Robustesse au champ retenu de la décomposition de l'écart de salaire entre les hommes et les femmes

	Valeur de l'écart $\overline{W}_h - \overline{W}_f$	Part expliquée $p_{fs}(\overline{X}_{fs} - \overline{X}_{fs})\beta_{fs} + (1 - p_{fs})(\overline{X}_{fs} - \overline{X}_{fs})\beta_{fs}$	Part non expliquée $p_{fs}\overline{X}_{fs}(\beta_{fs} - \beta_{fs}) + (1 - p_{fs})\overline{X}_{fs}(\beta_{fs} - \beta_{fs})$	Différence de couverture expliquée $(p_{fs} - p_{fs})(\overline{W}_{fs} - \overline{W}_{fs})$	Différence de couverture non expliquée $(p_{fs} - p_{fs})(\overline{W}_{fs} - \overline{W}_{fs})$	Différentiel des écarts de rendement $p_{fs}(\overline{X}_{fs}(\beta_{fs} - \beta_{fs}) - (\beta_{fs} - \beta_{fs}))$	Effet salarial des DS pour les hommes $(\beta_{fs} - \beta_{fs})\overline{X}_{fs}$	Effet salarial des DS pour les femmes $(\beta_{fs} - \beta_{fs})\overline{X}_{fs}$
Industrie	0,2322	0,0201 <i>0,0019</i> 8,66 %	0,2007 <i>0,0083</i> 86,41 %	0,0079 <i>0,0006</i> 3,63 %	0,0006 <i>0,0006</i>	0,0289 <i>0,0584</i> 12,47 %	0,1694 <i>0,0454</i>	0,1254 <i>0,0578</i>
Commerce	0,2137	0,0507 <i>0,0059</i> 23,74 %	0,1600 <i>0,0139</i> 74,88 %	- 0,0051 <i>0,0011</i> - 0,07 %	0,0049 <i>0,0011</i>	- 0,1091 <i>0,0760</i> - 51,04 %	- 0,0924 <i>0,0722</i>	0,0450 <i>0,0618</i>
Services	0,1790	0,0536 <i>0,0033</i> 29,94 %	0,1123 <i>0,0121</i> 62,75 %	0,0065 <i>0,0010</i> 3,35 %	- 0,0005 <i>0,0010</i>	0,0240 <i>0,0353</i> 13,42 %	0,2097 <i>0,0304</i>	0,0417 <i>0,0468</i>
Temps complet	0,1962	0,0180 <i>0,0018</i> 9,17 %	0,1640 <i>0,0084</i> 83,58 %	0,0095 <i>0,0006</i> 4,98 %	0,0002 <i>0,0006</i>	0,0218 <i>0,0387</i> 11,11 %	0,1141 <i>0,0323</i>	0,0538 <i>0,0422</i>
Temps partiel	0,1025	0,0146 <i>0,0086</i> 14,27 %	0,0817 <i>0,0224</i> 79,69 %	- 0,0002 <i>0,0015</i> 1,10 %	0,0013 <i>0,0015</i>	- 0,2669 <i>0,0738</i> - 260,28 %	- 0,3487 <i>0,0952</i>	0,0385 <i>0,0583</i>

Lecture : la spécification de l'équation de salaire et de couverture syndicale qui permet d'obtenir ces chiffres est présentée dans le tableau de l'encadré 2. Les écarts-types sont en italique. Les pourcentages représentent le pourcentage de l'écart de salaire expliqué par la composante de la décomposition.

Champ : établissements de plus de 50 salariés. Le champ varie selon les lignes.

Les secteurs de l'industrie, du commerce et des services sont définis en fonction de la nomenclature d'activité en NAP. Le commerce comprend les assurances, le commerce et les organismes financiers. Les services comprennent les transports et télécommunication, les services marchands, la location et le crédit-bail immobilier.

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

Tableau B  
Robustesse à la spécification de la décomposition de l'écart de salaire entre les hommes et les femmes

	Valeur de l'écart $\overline{W}_h - \overline{W}_f$	Part expliquée $p_{fs}(\overline{X}_{fs} - \overline{X}_{fs})\beta_{fs} + (1 - p_{fs})(\overline{X}_{fs} - \overline{X}_{fs})\beta_{fs}$	Part non expliquée $p_{fs}(\beta_{fs} - \beta_{fs})\overline{X}_{fs} + (1 - p_{fs})(\beta_{fs} - \beta_{fs})\overline{X}_{fs}$	Différence de couverture expliquée $(p_{fs} - p_{fs})(\overline{W}_{fs} - \overline{W}_{fs})$	Différence de couverture non expliquée $(p_{fs} - p_{fs})(\overline{W}_{fs} - \overline{W}_{fs})$	Différentiel des écarts de rendement $p_{fs}(\overline{X}_{fs}(\beta_{fs} - \beta_{fs}) - (\beta_{fs} - \beta_{fs}))$	Effet salarial des DS pour les hommes $(\beta_{fs} - \beta_{fs})\overline{X}_{fs}$	Effet salarial des DS pour les femmes $(\beta_{fs} - \beta_{fs})\overline{X}_{fs}$
Avec CS	0,2170	0,1114 <i>0,0022</i> 51,33 %	0,0887 <i>0,0072</i> 40,88 %	0,0134 <i>0,0006</i> 6,12 %	- 0,0001 <i>0,0006</i>	- 0,0094 <i>0,0300</i> - 4,35 %	5,25 % <i>2,77 %</i>	5,72 % <i>3,20 %</i>
Sans variables d'entreprises	0,2170	0,0480 <i>0,0020</i> 22,11 %	0,1481 <i>0,0077</i> 68,26 %	0,0118 <i>0,0006</i> 6,12 %	0,0015 <i>0,0006</i>	- 0,0371 <i>0,0304</i> - 17,08 %	17,51 % <i>2,74 %</i>	19,14 % <i>3,31 %</i>
Avec variables familiales dans l'équation de salaire	0,2170	0,0484 <i>0,0022</i> 22,29 %	0,1512 <i>0,0083</i> 70,03 %	0,0134 <i>0,0006</i> 6,12 %	- 0,0001 <i>0,0006</i>	- 0,0642 <i>0,0349</i> - 29,58 %	0,94 % <i>3,22 %</i>	6,84 % <i>3,75 %</i>
Sans correction du ratio de Mills (avec CS)	0,2170	0,1103 <i>0,0020</i> 50,85 %	0,0901 <i>0,0029</i> 41,50 %	0,0134 <i>0,0006</i> 6,12 %	- 0,0001 <i>0,0006</i>	- 0,0005 <i>0,0078</i> - 0,25 %	4,10 % <i>0,77 %</i>	3,23 % <i>0,72 %</i>

Lecture : la spécification de l'équation de salaire de base est présentée dans le tableau de l'encadré 2. Les variables ajoutées ou supprimées par rapport à cette spécification sont présentées en première colonne. Les écarts-types sont en italique. Les pourcentages représentent le pourcentage de l'écart de salaire expliqué par la composante de la décomposition.

Champ : salariés employés dans des établissements de plus de 50 salariés.

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.