

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2003 / 10

**Présence syndicale dans les firmes :
quel impact sur les inégalités salariales
entre les hommes et les femmes ?**

Marie LECLAIR - Pascale PETIT

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2003 / 10

Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?

Marie Leclair* - Pascale Petit**

DÉCEMBRE 2003

Nous remercions 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 Marché du Travail d'EUREQua.

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise »
Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

** Maison des Sciences Economiques, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, 106-112 boulevard de l'Hôpital, 75647 Paris cedex 13. E-Mail : ppetit@univ-paris1.fr

Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?

Résumé

La loi Roudy de 1983 avait choisi de promouvoir l'égalité salariale entre hommes et femmes en renforçant le pouvoir d'intervention des syndicats dans ce domaine. Un retour sur les données de l'enquête CMOSS de 1992 permet de tester ce qu'avait été son impact après une dizaine d'années de mise en oeuvre. La démarche consiste à calculer l'impact de la représentation syndicale dans les établissements sur les écarts de salaire entre hommes et femmes de caractéristiques individuelles comparables. Une fois prises en compte la sélection endogène des individus (qui peuvent choisir de travailler dans un établissement couvert par un syndicat à cause des avantages qu'ils apportent) et l'hétérogénéité inobservée des établissements (qui, lorsqu'ils sont couverts par un syndicat, peuvent avoir des caractéristiques très particulières) on constate un effet positif de la présence d'une délégation syndicale sur le salaire des femmes et des hommes employés à temps complet dans le secteur de l'industrie. Cet impact salarial est sensible au niveau de salaire et à la catégorie professionnelle des individus. Toutefois, la présence d'une délégation syndicale ne réduit pas la discrimination salariale en défaveur des femmes, puisque globalement, elle contribue à accroître dans les mêmes proportions les salaires féminins et masculins.

Mots-clés : syndicat, discrimination, inégalité salariale

The Effects of Workplace Union on the Gender Wage Gap

Abstract

The Roudy Law in 1983 tried to promote wage equality between men and women by reinforcing union power in this field. A reexamination of CMOSS data from 1992 allows measuring what was its impact after nearly ten years of implementation. The methodology consists in computing how the presence of union representatives at the workplace affects wage gaps between men and women of similar characteristics. Taking into account selection bias and unobserved individual and establishment heterogeneity, our results show a positive impact of unions on wages for both men and women working full time in the industrial sector. This union premium is all the more important as the worker earns a low wage. Nevertheless, we find no significant impact of unions on the unexplained gender wage gap: unions tend to increase both men's and women's wages in similar proportions.

Keywords: trade union, gender wage gap, gender discrimination, linked employer-employee French data

Classification JEL : J31, J51, J71

I - Introduction

La loi du 9 mai 2001 promeut l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes. A ce titre, elle reprend l'essentiel des mesures mises en place dans le cadre de la loi Roudy du 13 juillet 1983 (*encadré 1*), tant par les instruments, que par le choix de la négociation entre les partenaires sociaux comme canal principal de diffusion d'une égalité de fait entre les genres. La loi de 2001 est trop récente pour que son efficacité soit analysée. Toutefois, ses similitudes avec la loi de 1983 nous conduisent à nous intéresser à l'impact de telles mesures sur l'ampleur de la discrimination à l'encontre des femmes sur le marché du travail.

Depuis une vingtaine d'années, l'Etat favorise une intervention des partenaires sociaux pour promouvoir le principe d'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes, notamment en termes de rémunération. L'objet de ce travail est d'évaluer l'impact de la présence syndicale sur les salaires féminins, masculins, et finalement sur la discrimination salariale, au niveau décentralisé des négociations collectives.

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). Sur données françaises de 1992, Meng et Meurs [2001] trouvent un écart entre les salaires horaires féminins et masculins de l'ordre de 19,6% en défaveur des femmes. Plus de la moitié de cet écart salarial moyen des femmes et des hommes ne peut être expliquée par des différences de caractéristiques productives observables. Ainsi, une fois prises en compte les différences de caractéristiques des femmes et des hommes, il demeure un écart de salaire de l'ordre de 10%. Ce dernier est assimilé à une discrimination salariale à l'encontre des femmes. Par ailleurs, les auteurs montrent qu'une part importante de cet écart est liée à des différences de salaires non justifiées, au sein des mêmes classes d'emploi.

Les syndicats ont un effet bien connu de compression de la structure des salaires, pouvant contribuer à réduire l'écart de salaire entre les femmes et les hommes. Machin [1999] note que « 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' ».

Les priorités du syndicat s'expriment lors de la négociation du salaire avec l'employeur. L'issue de la négociation dépend d'une part du pouvoir de négociation relatif de chacune des deux parties et d'autre part des arbitrages que le syndicat peut être amené à faire entre ses différentes revendications. Ainsi, le gain salarial obtenu par le syndicat pour un employé est d'autant plus élevé que le pouvoir de négociation du syndicat est important et qu'il donne une priorité importante à cette catégorie de travailleurs. Les déterminants du pouvoir de négociation des syndicats varient selon les caractéristiques du marché du travail. Dans les pays anglo-saxons, le pouvoir de négociation des syndicats est d'autant plus important que le taux de syndicalisation des travailleurs est élevé. En France, le pouvoir de négociation des syndicats représentatifs est d'origine juridique. La loi Roudy de 1983 a accru le pouvoir de négociation des syndicats français concernant les femmes, notamment en leur attribuant le droit de se porter partie civile lorsqu'ils constatent le comportement discriminatoire d'une entreprise. Par conséquent, la présence d'un syndicat pourrait contribuer à accroître les salaires féminins.

Plusieurs études empiriques anglo-saxonnes ont effectivement mis en avant un effet positif des syndicats sur les salaires féminins, pourvu que les femmes soient syndiquées. Dans les pays anglo-saxons, seuls les travailleurs syndiqués bénéficient des acquis obtenus par les syndicats. En Grande-Bretagne, sur des données de 1986, Main et Reilly [1992] montrent que les syndicats contribuent à un accroissement de

salaire plus important pour les femmes que pour les hommes. Toutefois, en moyenne, le salaire des femmes pâtit d'un taux de syndicalisation féminin plus faible que les hommes : lorsque le taux de syndicalisation relatif des femmes augmente, l'écart de salaire entre les genres diminue (Shamsuddin [1996] et Doiron, Riddell [1994]).

La faiblesse relative du taux de syndicalisation des femmes caractérise également le marché du travail français. 6% des femmes¹ contre 11% des hommes adhéraient en 2002 à un syndicat ou à un groupement professionnel (Febvre, Muller [2003]). Toutefois, une transposition des conclusions issues des études anglo-saxonnes est impossible en raison des particularismes législatifs et institutionnels du système français. En particulier, le degré élevé de centralisation des négociations collectives, l'importance du taux de couverture et l'interdiction faite aux conventions collectives de discriminer entre syndiqués et non-syndiqués ne permettent pas de retenir le taux de syndicalisation comme variable pertinente du pouvoir de négociation des syndicats français. Notamment, les syndicats représentatifs français peuvent légalement nommer un ou plusieurs délégués syndicaux, en fonction du nombre de salariés, parmi l'effectif de tout établissement de plus de 50 salariés, sans contrainte particulière, sinon que ces salariés acceptent de se syndiquer.

Nous avons choisi d'étudier l'impact des syndicats sur la discrimination salariale, au niveau décentralisé des délégués syndicaux pour les deux raisons suivantes (*encadré 2*). Premièrement, l'objet des négociations de branche est essentiellement de fournir une description et une classification des emplois reconnues par toutes les firmes de la branche et de fixer des salaires minima. La négociation des salaires effectifs s'effectue au niveau décentralisé de la négociation d'entreprise ou d'établissement (Cahuc, Gianella, Goux et Zylberberg [1998]). Ainsi, si les syndicats cherchent à intervenir sur la discrimination salariale, c'est au niveau de l'entreprise qu'ils agissent. Deuxièmement, la loi Roudy de 1983 recommande explicitement une implication des syndicats dans la promotion de l'égalité professionnelle au sein même des entreprises.

Cette étude revêt deux dimensions. Tout d'abord, nous évaluons l'impact de la présence syndicale au sein des entreprises sur le salaire des femmes et des hommes : la présence d'un délégué syndical contribue-t-elle à un accroissement du salaire des femmes et des hommes ? Par ailleurs, nous étudions l'impact de l'activité syndicale dans les entreprises sur la discrimination salariale : la présence syndicale conduit-elle à une diminution de l'écart de salaire non justifié entre les genres ?

¹ 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.

Encadré 1 : La Loi ROUDY [1983]

Objet de la loi Roudy

Dans la lignée d'une directive européenne de 1976, la loi du 13 juillet 1983, dite « loi Roudy », rompt avec la traditionnelle logique protectrice de la santé de la femme et de la famille du code du travail, et promeut une logique égalitariste entre les hommes et les femmes. A ce titre, la loi Roudy consacre le principe de l'égalité de traitement entre les hommes et les femmes dans les domaines de l'embauche, de la formation, de la rémunération, de la promotion, de l'affectation et de la classification, exception faite d'une liste d'emplois pour lesquels le genre est une condition déterminante de leur exercice (mannequins, modèles, artistes...). L'égalité de rémunération est reconnue officiellement depuis 1972, selon le principe « à travail égal, salaire égal ». La loi Roudy étend ce principe aux travaux de valeur identique, « qui exigent des salariés un ensemble comparable de connaissances professionnelles consacrées par un titre, un diplôme, ou une pratique professionnelle, des capacités découlant de l'expérience acquise, des responsabilités et des charges physiques et nerveuses ».

Modalités de la loi Roudy

L'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes est appelée à se diffuser par le biais des négociations entre les partenaires sociaux. A ce titre, la loi Roudy fixe des dispositions pratiques pour les partenaires sociaux, en plaçant l'action syndicale au cœur de la promotion du principe de non-discrimination. Tout d'abord, toute clause conventionnelle discriminatoire fondée sur le genre doit être révisée. Par ailleurs, les entreprises ont l'obligation de produire un rapport annuel sur la situation comparée des hommes et des femmes, salariés de l'établissement. Ce rapport doit être transmis aux représentants du personnel et faire l'objet d'un débat. La négociation de plans d'égalité entre les entreprises et les syndicats est également encouragée. Ils visent à mettre en œuvre des mesures favorables aux femmes au sein des entreprises. A ce titre, une discrimination positive temporaire en faveur des femmes, en matière d'embauche, de promotion, de formation et de salaire, est autorisée pour remédier aux inégalités de fait. Enfin, pour lutter contre les pratiques discriminatoires des entreprises, la loi prévoit le renforcement des contrôles de l'inspection du travail et confère aux syndicats le droit de se porter partie civile en cas de constat d'un non-respect par une entreprise du principe de non-discrimination. Parallèlement, l'Etat alloue des aides financières dans le cadre de plans d'égalité professionnelle qui comportent des actions à caractère exceptionnel en faveur des femmes dans l'entreprise et dans le cadre de contrats pour la mixité des emplois, qui favorisent la diversification des emplois occupés par les femmes et leur promotion dans l'entreprise.

Application de la loi Roudy

Selon Laret-Bedel [2000], depuis la promulgation de la loi Roudy, l'égalité professionnelle fait l'objet d'une négociation plus intense lors de l'élaboration ou de la modification des conventions collectives. Par ailleurs, les clauses discriminatoires tendent peu à peu à disparaître. Enfin, sous l'impulsion de la jurisprudence communautaire, les juges français reconnaissent de plus en plus l'existence d'une discrimination, notamment salariale, à l'encontre des femmes. Toutefois, le bilan est décevant au niveau des entreprises: le nombre de plans d'égalité professionnelle et de contrats pour la mixité des emplois conclus se limitent respectivement à 34 et 1500. Par ailleurs, moins de la moitié des entreprises concernées par l'obligation de produire un rapport annuel sur la situation comparée des femmes et des hommes composant leur effectif réalise cette analyse chiffrée. S'il existe, ce rapport se limite en général à une photographie statistique succincte de l'entreprise, sans commentaire ni mise en perspective.

Encadré 2 : La représentation du personnel

Le délégué syndical

La nomination d'un délégué syndical est facultative et constitue une prérogative des organisations syndicales représentatives. La désignation d'un délégué syndical dans l'établissement peut intervenir lorsque l'effectif d'au moins cinquante salariés a été atteint pendant douze mois, consécutifs ou non, au cours des trois années précédentes.

Le mandat d'un délégué syndical

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. Le délégué syndical 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 syndicale et donc d'une activité syndicale au sein de l'établissement.

Le nombre de délégués syndicaux dans l'établissement

Nombre de délégués syndicaux susceptibles d'être désignés par un syndicat selon l'effectif de l'établissement

<i>Effectif de l'établissement</i>	<i>Nombre de délégués syndicaux</i>
50 à 999 salariés	1 délégué
1000 à 1999 salariés	2 délégués
2000 à 3999 salariés	3 délégués
4000 à 9999 salariés	4 délégués
10000 salariés et plus	5 délégués

Les attributions d'un délégué syndical

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 contribue au sein de l'établissement à l'interprétation et la promotion des thèses du syndicat auquel il appartient. Le délégué syndical représente son syndicat auprès de l'employeur pour lui formuler des propositions, des revendications ou des réclamations. Il est le seul interlocuteur possible de l'employeur pour négocier et conclure des conventions ou des accords collectifs. La principale responsabilité du délégué syndical est de veiller au respect et à l'application des dispositions des textes légaux et conventionnels par l'employeur. A 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 [1983], le syndicat est en mesure d'attaquer l'entreprise pour discrimination devant les tribunaux.

Les autres représentations du personnel : le délégué du personnel, le comité d'entreprise

Le délégué du personnel

Historiquement, le délégué du personnel a été le premier représentant du personnel. La loi impose leur présence pour toute entreprise de plus de 11 salariés. Ils sont élus par les salariés. Ils peuvent porter des réclamations auprès des chefs d'entreprise, mais ces réclamations ne peuvent porter que sur l'application de décision et non sur l'amélioration des conditions de travail.

Le comité d'entreprise

Le comité d'entreprise est formé de l'employeur, d'une délégation élue du personnel et de représentants syndicaux. Il a le monopole de la gestion des activités sociales et culturelles. Il doit être informé, voire consulté, en cas de modification de la durée du travail, du règlement intérieur, l'introduction de nouvelles technologies...

II - Quelques statistiques descriptives

Les statistiques descriptives présentées ici sont issues de l'enquête Coût de la Main d'Oeuvre et Structure des Salaires de 1992 (*encadré 3*).

II.1 Une répartition sectorielle inégale des femmes et des hommes dans l'économie française...

Les femmes sont inégalement réparties entre les différents secteurs de l'économie. Notamment, elles sont sous représentées dans l'industrie dont elles ne fournissent que 26,2% des effectifs (*tableau 1*). La part de femmes dans les effectifs est plus importante dans les secteurs du commerce (45,2%) et des services (38,6%). Par ailleurs, les femmes sont surreprésentées parmi les travailleurs à temps partiel, dont elles représentent 74,1% des effectifs.

II.2 ... qui coïncide avec une sous représentation de la présence d'une délégation syndicale dans les secteurs les plus féminisés

La répartition inégale des femmes dans les différents secteurs d'activité et dans les différents types d'emploi se double d'une inégalité dans la répartition de la couverture par une délégation syndicale : là où les femmes représentent une part plus importante des effectifs, les délégués syndicaux sont moins présents.

L'industrie est le secteur d'activité le mieux couvert par une présence syndicale au sein des établissements (plus de 80% des salariés féminins et masculins employés à temps complet dans un établissement de plus de 50 salariés sont couverts par un délégué syndical, alors qu'ils ne représentent respectivement que 75% et 67% dans les secteurs du commerce et des services (*tableau 1*)). Par ailleurs, seulement 65% des salariés occupant des emplois à temps partiel sont couverts par une délégation syndicale, tout secteur confondu. Rien n'indique cependant qu'une discrimination des syndicats est à l'origine de la couverture inégale des hommes et des femmes, puisque au sein de chaque secteur d'activité et de chaque type d'emploi, les femmes et les hommes sont couverts dans des proportions similaires.

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

Pourcentage...	Industrie*	Commerce*	Services*	Temps partiel**
... de salariés couverts par une DS	84,75% ¹	76,79%	67,41%	64,09%
... de femmes et parmi celles-ci :	26,23%	45,26%	38,65%	74,15%
couvertes par une DS	80,15% ²	77,33%	66,34%	63,99%
non couvertes par une DS	19,85%	22,67%	33,66%	36,01%
... d'hommes et parmi ceux-ci :	73,77%	54,74%	61,35%	25,85%
couverts par une DS	86,39%	76,35%	68,08%	64,41%
non couverts par une DS	13,61%	23,65%	31,92%	35,59%

Source : CMOSS 1992

Champ : * Salariés à temps complet dans des établissements de plus de 50 salariés du secteur privé.

** Salariés à temps partiel dans des établissements de plus de 50 salariés du secteur privé.

Notes de lecture : ¹ 84,75% des salariés travaillant dans l'industrie sont couverts par un délégué syndical.

² 80,15% des femmes travaillant dans l'industrie sont couvertes par une délégation syndicale.

II.3 Des salaires moyens plus élevés en présence d'un délégué syndical, mais des écarts comparables entre les salaires moyens féminins et masculins

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 suggère que les salaires moyens féminins et masculins sont plus élevés dans les établissements pourvus d'une délégation syndicale, quel que soit le champ retenu (*tableau 2 et Annexe A*).

Des écarts entre les salaires moyens des femmes et des hommes apparaissent dans les secteurs de l'industrie, du commerce et des services, et au sein des emplois à temps partiel (*tableau 2*). Ils sont sensiblement de même ampleur, que les établissements soient ou non couverts par un délégué syndical. Cette comparaison naïve semble donc indiquer que l'écart entre les salaires moyens féminins et masculins n'est pas réduit en présence d'une délégation syndicale. Toutefois, à cette étape de l'analyse, les résultats ne reposent pas sur une estimation contrôlée des différentiels de salaire : nous comparons à ce stade les salaires moyens des femmes et des hommes, alors qu'*a priori*, rien n'indique que leurs caractéristiques moyennes sont identiques, selon qu'ils sont couverts ou non par une délégation syndicale.

Tableau 2: Salaires horaires moyens selon le genre et la couverture par une délégation syndicale (en logarithme).

		Industrie*	Commerce*	Services*	Temps partiel
Non couverts par une délégation syndicale	Hommes	4,14 (0,43)	4,16 (0,46)	4,07 (0,43)	3,93 (0,54)
	Femmes	3,91 (0,31)	3,96 (0,33)	3,99 (0,37)	3,8 (0,36)
	<i>Ecart</i>	<i>0.23</i>	<i>0.20</i>	<i>0.08</i>	<i>0.13</i>
Couverts par une délégation syndicale	Hommes	4,32 (0,39)	4,36 (0,47)	4,25 (0,37)	4,09 (0,47)
	Femmes	4,09 (0,35)	4,20 (0,36)	4,11 (0,32)	4,01 (0,38)
	<i>Ecart</i>	<i>0.23</i>	<i>0.16</i>	<i>0.14</i>	<i>0.08</i>

Source: CMOSS 1992

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

Lecture: Les écart-types sont entre parenthèses.

Encadré 3 : Sources et champ de l'étude

Données

Les données utilisées sont relatives à l'année 1992. Nous ne disposons pas au moment de notre 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 26000 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. Nous avons donc choisi d'utiliser des données d'établissement de 1991 pour éviter un problème de simultanéité. Notons toutefois que les caractéristiques d'établissement sont persistantes d'une année sur l'autre.

Champ retenu

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. Notamment, les établissements de moins de 50 salariés ne sont pas contraints 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 détectable dans les données. Notons enfin que 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.

Nous nous intéressons successivement aux salariés à temps complet de l'industrie (industrie agro-alimentaire, des biens de consommation, des biens d'équipement, des biens intermédiaires), des services (transport, services marchands) et du commerce (commerce, location et crédit-bail immobiliers, organismes financiers, assurance)² puis aux salariés à temps partiel, et enfin aux différentes catégories professionnelles : les ouvriers, les employés, les professions intermédiaires et les cadres. La définition de ces quatre champs d'étude se justifie par l'hétérogénéité sectorielle de la présence d'une délégation syndicale. Selon le secteur, les syndicats présents sont différents et ces syndicats peuvent également défendre différemment le salaire des différentes catégories socioprofessionnelles.

Tableau 3.1 : Répartition de notre échantillon selon le secteur, le genre et la couverture par une délégation syndicale avant restriction du champ au support commun.

	Industrie*	Commerce*	Services*	Temps partiel**
Nombre d'établissements	1493	851	2017	2003 (1)
Nombre de salariés	26561	7252	26460	7813
Nombre de femmes	6968 26,23%	3282 45,13%	10228 38,38%	5793 74,15%
avec DS	5585 80,15%	2538 77,33%	6785 66,34%	3707 63,99%
sans DS	1383 19,85%	744 22,67%	3443 33,66%	2086 36,01%
Nombre d'hommes	19593 73,77%	3970 54,74%	16232 61,62%	2020 25,85%
avec DS	16926 86,39%	3031 76,35%	11051 68,08%	1301 64,41%
sans DS	2667 13,61%	939 23,65%	5181 31,92%	719 35,59%

Source : CMOSS 1992

Champ : * Salariés à temps complet dans des établissements de plus de 50 salariés.

** Salariés à temps partiel dans des établissements de plus de 50 salariés.

Note : (1) Dans notre base de données, des salariés à temps partiel ont été retenus dans 2003 établissements. Dans les autres établissements de l'enquête CMOSS, seuls des salariés à temps complet sont interrogés

² La nomenclature d'activité retenue est la nomenclature d'activité et de produits (NAP).

III - Décomposition de l'écart de salaire moyen des femmes et des hommes

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 que nous avons mis en avant dans le tableau 2 peuvent également refléter des disparités importantes entre les sous-populations des femmes et des hommes. Plusieurs facteurs jouant simultanément 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 peu rémunérateurs, une discrimination salariale, etc.

Idéalement, 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. Tout écart de salaire pourrait alors être interprété comme une discrimination puisque, dans ce cas, un écart de salaire signifierait que l'employeur ne valorise pas identiquement les caractéristiques des deux individus, alors que ces derniers ne diffèrent que par leur appartenance au genre féminin ou masculin. 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 sont exactement dotés des mêmes caractéristiques.

Nous avons donc recours à la décomposition de Blinder-Oaxaca, méthode la plus couramment utilisée dans la littérature, en matière d'estimation de la discrimination salariale. Elle consiste à décomposer l'écart des salaires moyens des femmes et des hommes en deux composantes. La première représente la part « expliquée » de l'écart des salaires moyens, induite par des différences de caractéristiques moyennes. La seconde composante est la différence entre l'écart des salaires moyens et sa composante expliquée. Cette seconde composante est donc résiduelle. Elle correspond à la part de l'écart des salaires moyens féminins et masculins induite par une différence moyenne de valorisation par les employeurs d'un ensemble de caractéristiques données, selon que les individus sont des femmes ou des hommes. Cette dernière composante de l'écart moyen de salaire entre les genres est couramment assimilée à la discrimination salariale, puisqu'elle ne se justifie pas par des différences objectives de caractéristiques (*Annexe B*).

Dans le cas de notre étude, nous distinguons quatre sous-groupes dans la population active : 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. Nous procédons à deux types de comparaisons. Tout d'abord, nous évaluons l'effet de la présence de délégués syndicaux sur le salaire des individus. Autrement dit, un individu (féminin ou masculin) doté de caractéristiques données est-il mieux rémunéré en présence d'un délégué syndical ? Ensuite, nous mesurons l'impact des délégués syndicaux sur la discrimination, en comparant, à caractéristiques données, l'ampleur de la discrimination moyenne subie par les femmes, selon qu'elles sont couvertes ou non par une délégation syndicale. Par ailleurs, il convient de se demander si la couverture par une délégation syndicale est un processus aléatoire, ou si certaines caractéristiques des salariés et des établissements ont une influence sur la probabilité d'être couvert par une délégation syndicale. Nous introduisons dans nos estimations une procédure de correction de cette endogénéité potentielle de la présence d'un délégué syndical, par un ratio de Mills (*Annexe C*).

Enfin, pour obtenir des estimations correctes, il faudrait trouver, pour chaque individu d'une des quatre sous-populations, des individus ayant les mêmes caractéristiques et

appartenant aux trois autres sous-populations. Or, il est difficile de répondre à cette exigence lorsque, dans certains secteurs, presque toutes les entreprises sont couvertes par un délégué syndical ou lorsqu'il existe une ségrégation sexuée des emplois. On exclut donc de notre champ d'étude les individus pour lesquels il n'existe pas suffisamment d'individus similaires appartenant à une sous-population différente (genre, couverture syndicale) (*Annexe D*).

IV - Caractéristiques des salariés et des établissements couverts par une délégation syndicale

Les salariés et les établissements de plus de 50 salariés couverts par une délégation syndicale ont des caractéristiques bien particulières. La probabilité d'être couvert par une délégation syndicale apparaît essentiellement influencée par des caractéristiques d'établissement (*Annexe E*).

IV.1 Les établissements dotés d'une délégation syndicale sont anciens, de grande taille et appartiennent à un groupe.

Nos résultats montrent que plus l'établissement est ancien³ 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 ses chances sont grandes d'avoir été détecté par au moins une organisation syndicale au cours de son histoire. 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, la présence de délégués syndicaux se justifie comme 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.

IV.2 Une forte proportion d'ouvriers et de maîtrises, une faible proportion de salariés à temps partiel.

La composition de la main d'œuvre exerce également une influence sur la probabilité qu'un délégué syndical soit présent dans l'établissement. Ainsi, les parts d'ouvriers et d'agents de maîtrise dans l'établissement influent positivement sur la probabilité que l'établissement soit pourvu d'une délégation syndicale dans l'industrie. Les délégués syndicaux sont donc présents lorsque l'établissement comporte une forte proportion d'ouvriers et de maîtrises. L'engagement syndical de ces catégories professionnelles est important dans l'industrie. Il en est pour preuve la sur-représentation des syndicats ouvriers parmi les délégués syndicaux dans ce secteur d'activité (Furjot[2000]). Or, les rémunérations associées à ces catégories professionnelles sont généralement situées sur le bas de la distribution des salaires, de sorte que la présence d'une délégation syndicale s'accompagne d'une forte proportion de travailleurs percevant des salaires peu élevés.

En revanche, la part de salariés employés à temps partiel a un impact 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 empiriques 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 partiel sont traditionnellement

³ Les résultats de l'annexe E 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. Notre 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 propriétaires et dont l'âge véritable est donc sous-estimé.

considérés comme peu attractifs 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. Alors, la probabilité qu'une délégation syndicale soit mise en place est plus restreinte.

V - Dans l'industrie, impact de la présence d'un délégué syndical sur les salaires et la discrimination pour les emplois à temps complet.

V.1 Un impact de la présence d'une délégation syndicale globalement positif sur les salaires féminins et masculins...

L'industrie est le secteur dans lequel l'impact de la présence d'une délégation syndicale sur les salaires est le plus important. Les caractéristiques productives des salariés féminins et masculins sont globalement mieux valorisées lorsque les établissements sont couverts par une délégation syndicale. Leurs gains salariaux sont respectivement compris entre 13% et 18% pour les femmes et entre 21% et 35% pour les hommes, selon la norme retenue (tableau 3).⁴

Tableau 3 : Mesure de l'impact salarial de la présence d'une délégation syndicale, de la discrimination salariale et de l'effet de la présence d'une délégation syndicale sur la discrimination pour différents champs.

	Industrie	Commerce	Services
APPORT DE LA DELEGATION SYNDICALE			
Femmes			
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs})$	18,4% (6,7)	Non significatif	Non significatif
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs})$	13,2% (5,6)	Non significatif	Non significatif
Hommes			
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})$	35,9% (6,4)	Non significatif	Non significatif
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})$	21,0% (4,9)	Non significatif	8,6% (3,4)
DISCRIMINATION			
Avec délégation syndicale			
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-20,6% (0,9)	-17,9% (1,5)	-15,3% (1,4)
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-20,2% (1,0)	-17,5% (1,6)	-14,3% (1,8)
Sans délégation syndicale			
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-13,8% (4,7)	-26,5% (5,6)	-12,6% (2,9)
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-12,7% (4,9)	-24,3% (8,5)	non significatif
ECART DE DISCRIMINATION $\bar{X}[(\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs}) - (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})]$	Non significatif quelle que soit la norme retenue*	Non significatif quelle que soit la norme retenue	Non significatif sauf pour les hommes non syndiqués (-12,6%) (5,2)

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

Champ : salariés à temps complet d'établissements de plus de 50 salariés du secteur privé : le nombre de salariés retenus pour les estimations dépend de la norme utilisée, voir annexe D pour une idée du support des estimations.

Note : Les valeurs sont calculées pour différentes populations de référence (femmes couvertes par une délégation syndicale, femmes non couvertes par une délégation syndicale, hommes couverts par une délégation syndicale, hommes non couverts par une délégation syndicale, ensemble de la population). Pour chaque norme de référence, on effectue les estimations sur le support commun pour chacune des 4 sous-populations des propensions à appartenir à la référence (voir pour mieux comprendre la restriction du champ l'annexe D). Les paramètres $\hat{\beta}$ sont calculés à partir des équations de salaire dont certaines sont présentées en annexe F.

Les résultats présentés sont significatifs à 5%, les écart-types sont les chiffres entre-parenthèses.

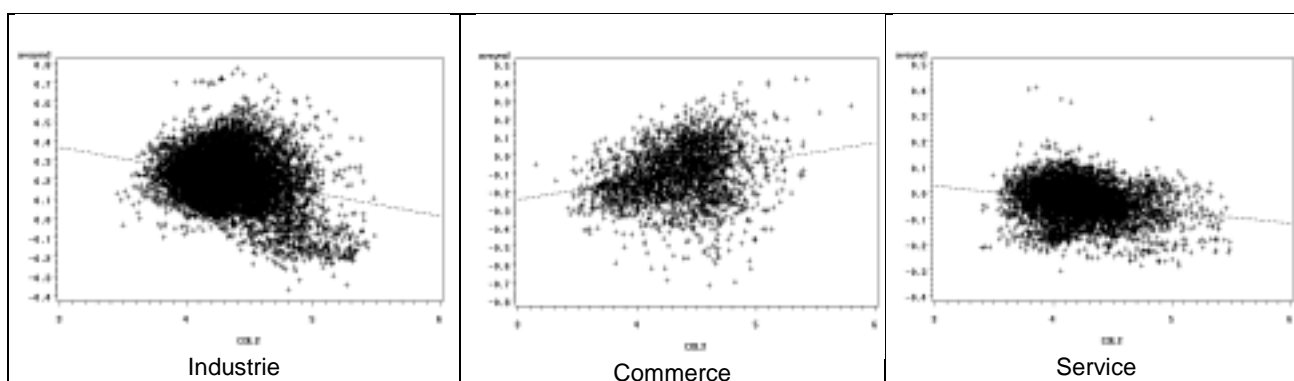
* c'est-à-dire lorsqu'on remplace \bar{X} par \bar{X}^{fs} , \bar{X}^{fs} , \bar{X}^{hs} ou \bar{X}^{hs}

⁴ Le résultat relatif aux femmes est proche de celui de Main et Reilly [1992], selon lequel en Grande-Bretagne, la syndicalisation procure un gain salarial de l'ordre de 15% pour les femmes employées à temps complet. En revanche, le résultat auquel nous aboutissons pour les hommes excède les ordres de grandeurs avancés dans la littérature. Par exemple, Blanchflower et Freeman [1992] trouvent que le taux de marge syndical était de 20% aux Etats-Unis, 10% en Grande-Bretagne, entre 4% et 8% en Australie, en Autriche, en Suisse et en Allemagne sur la période 1985-1987. Notons toutefois que les chiffres que nous présentons dans ce tableau sont significativement positifs mais très imprécis.

V.2 ... concentré sur les bas salaires et au détriment des salaires élevés,

Dans l'industrie, plus le salaire effectif des individus est faible, plus leur gain salarial associé à la présence d'une délégation syndicale est conséquent (*graphique 1*). En revanche, les travailleurs percevant les salaires les plus élevés accusent une perte de salaire en présence d'une délégation syndicale dans l'établissement. En contribuant à un accroissement des bas salaires et une réduction des hauts salaires, la présence d'une délégation syndicale induit une diminution de la dispersion des salaires.

Graphiques 1 : Avantage perçu par les hommes couverts par des délégués syndicaux en fonction du salaire reçu : $X^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})$ en fonction de $X^{hs} \hat{\beta}^{hs}$



Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

Champ : salariés à temps complet du secteur privé.

Note : les estimations du gain salarial sont faites à partir des rendements estimés dans les équations de salaire de l'annexe F.

V.3 ...décroissant avec la catégorie professionnelle,

L'impact salarial de la présence syndicale dans l'établissement est d'autant plus important que la catégorie professionnelle est peu élevée. La présence syndicale dans les établissements industriels apparaît plus favorable à la catégorie des ouvriers qu'à celle des cadres (*tableau 4*). Ainsi, la présence d'une délégation syndicale accroît le salaire des ouvrières et des ouvriers de plus de 20%. En revanche, le gain salarial des cadres féminins n'est pas significatif.

V.4 ...sans toutefois réduire la discrimination.

Si, globalement, la présence d'une délégation syndicale accroît les salaires des salariés féminins et masculins à temps complet dans l'industrie, elle ne permet toutefois pas de réduire l'écart de rémunération entre les femmes et les hommes, à caractéristiques productives données. La valorisation des caractéristiques productives des femmes est moins élevée que celle des hommes, que l'établissement soit doté ou non d'une délégation syndicale. Dans le secteur de l'industrie, l'écart en défaveur des femmes est respectivement de 20% lorsque l'établissement est doté d'une délégation syndicale et entre 12 et 14% en l'absence de représentation syndicale (*tableau 3*). Ces deux écarts ne sont pas significativement différents. La présence syndicale au sein des établissements contribue donc à un accroissement identique de la rémunération des femmes et des hommes, ce qui conduit à penser que les syndicats soutiennent les deux genres dans les mêmes proportions. Cette conclusion ne semble pas différer selon les catégories socioprofessionnelles pour autant que nous puissions le voir (*tableau 4*). Au regard des résultats obtenus par Meng et Meurs [2001] sur l'ensemble du secteur privé français en 1992, la discrimination en défaveur des

femmes apparaît plus conséquente dans les établissements de plus de 50 salariés du secteur de l'industrie.⁵

Tableau 4 : Impact de la présence d'une délégation syndicale sur les salaires et sur la discrimination salariale par catégories socioprofessionnelles dans le secteur de l'industrie

	Ouvriers	Employés	Professions intermédiaires	Cadres
APPORT DE LA DELEGATION SYNDICALE				
Femmes				
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{f\bar{s}})$	20,4% (6,3)	18,3% (6,9)	16,9% (7,1)	Non significatif
$\bar{X}^{f\bar{s}} (\hat{\beta}^{fs} - \beta^{f\bar{s}})$	14,8% (5,6)	12,6% (5,7)	Non significatif	Non significatif
Hommes				
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})$	37,5% (6,2)	38,7% (6,7)	36,0% (6,6)	28,7% (6,8)
$\bar{X}^{h\bar{s}} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})$	22,6% (4,8)	19,5% (5,1)	20,0% (5,0)	15,7% (5,2)
DISCRIMINATION				
Avec délégation syndicale				
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-20,0% (1,1)	-20,5% (1,0)	-22,6% (0,9)	-20,8% (1,4)
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-18,6% (1,1)	-19,6% (9,2)	-21,1% (9,4)	-24,0% (1,3)
Sans délégation syndicale				
$\bar{X}^{f\bar{s}} (\hat{\beta}^{f\bar{s}} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})$	-12,4% (4,8)	-16,0% (4,5)	-15,3% (5,1)	-14,0% (6,9)
$\bar{X}^{h\bar{s}} (\hat{\beta}^{f\bar{s}} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})$	-11,2% (4,8)	-12,2% (5,4)	-14,2% (5,2)	-17,7% (5,8)
ECART DE DISCRIMINATION	Non significatif quelle que soit la norme retenue	Non significatif quelle que soit la norme retenue	Non significatif quelle que soit la norme retenue	Non significatif quelle que soit la norme retenue
$\bar{X} [(\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{f\bar{s}}) - (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})]$				

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

Champ: salariés à temps complet d'établissements de plus de 50 salariés du secteur privé et de l'industrie. Le champ varie selon la référence (\bar{X}^{fs} , $\bar{X}^{f\bar{s}}$, \bar{X}^{hs} ou $\bar{X}^{h\bar{s}}$) puisqu'on ne conserve que les individus appartenant au support commun (annexe D)

Notes: les résultats retenus sont significatifs à 5%, les écart-types sont les chiffres entre-parenthèses. Les mesures présentées dans ce tableau sont calculées à partir des coefficients $\hat{\beta}$ des équations de salaire dont on peut trouver un exemple dans l'annexe F.1. Les coefficients calculés sont appliqués pour l'ensemble de la population aux caractéristiques des sous populations définies par les catégories socioprofessionnelles. La taille des échantillons par genre, couverture par une délégation syndicale et catégories socioprofessionnelles est trop restreinte pour réestimer les équations de salaire pour chaque sous population.

⁵ Notons que l'ampleur de la discrimination salariale que nous trouvons excède celles obtenues dans la littérature française. Notamment, sur les mêmes données que celles que nous utilisons, Meng et Meurs [2001] trouvent un écart de salaire entre les genres de l'ordre de 10%, une fois prises en compte les différences entre les caractéristiques féminines et masculines. Cette différence entre leurs résultats et les nôtres provient d'une part du champ retenu et d'autre part, du choix des variables explicatives dans les équations de salaires. Premièrement, nous restreignons notre champ aux salariés employés à temps complet dans des établissements de plus de 50 salariés du secteur de l'industrie, alors que Meng et Meurs [2001] s'intéressent aux salariés du secteur privé, temps partiels inclus. Deuxièmement, nous avons choisi de ne pas expliquer les salaires par la catégorie professionnelle des individus. Car, par construction, celle-ci est endogène au salaire. Par ailleurs, la loi Roudy prévoyait la promotion plus rapide des femmes pour rattraper les inégalités salariales. En contrôlant de la catégorie socioprofessionnelle, on ne pourrait plus constater les gains salariaux des femmes, éventuellement plus importants à cause de ces promotions, dans les établissements couverts par une délégation syndicale. Une troisième différence s'ajoute aux deux précédentes pour expliquer l'écart entre nos résultats et ceux obtenus par Meurs et Ponthieux [2000] sur des données de 1997. Ces auteurs trouvent un écart de salaire entre les femmes et les hommes de l'ordre de 4%, une fois prises en compte les différences entre les caractéristiques des femmes et les hommes. Comme nous l'avons précédemment évoqué, contrairement à Meurs et Ponthieux [2000], nous utilisons une variable d'expérience professionnelle qui intègre les interruptions de carrières des individus, sans que nous soyons en mesure de les identifier. Sachant que la fréquence et la durée des interruptions de carrière féminines sont en moyenne plus importantes que celles des hommes, nous surestimons davantage l'expérience des femmes et par suite, nous minimisons plus le rendement de l'expérience féminine, de sorte que nous surestimons la discrimination en leur défaveur.

VI - Un impact salarial de la présence syndicale dans les établissements différencié selon les secteurs d'activité

La présence syndicale s'accompagne de politiques salariales très différentes suivant le secteur : l'impact salarial de la présence d'une délégation syndicale n'est pas significatif dans les secteurs des services et du commerce (*tableaux 3, 5 et 6*)⁶. Par ailleurs, une compression des salaires apparaît nettement dans les établissements du secteur de l'industrie couverts par un délégué syndical : la rémunération des ouvriers, des salariés les moins diplômés et des bas salaires est plus conséquente en présence d'une délégation syndicale dans l'établissement. En revanche, ce résultat ne se vérifie pas pour les secteurs du commerce et des services. Cet impact salarial différencié de la présence syndicale dans les établissements peut avoir plusieurs explications. La justification que nous privilégions est la suivante. Ces différences sectorielles recoupent très certainement des différences de syndicats. Les données que nous utilisons ne nous renseignent que sur la présence d'un délégué syndical dans l'établissement. Nous ne sommes pas en mesure de connaître l'affiliation du délégué syndical. Notamment, nous ne savons pas s'il appartient à un syndicat catégoriel, qui représente une seule catégorie professionnelle. Ce que défend un syndicat catégoriel et un syndicat généraliste est différent. Dans le premier cas, l'impact de la présence du délégué syndical devrait d'abord s'observer sur la rémunération d'une catégorie particulière de salariés. De plus, des différences de priorités, dans les sujets de négociation, existent également entre syndicats généralistes. Ces différences ne sont pas nécessairement catégorielles mais touchent à la nature même de l'objet de la négociation. L'objet de cette étude est de rendre compte de l'impact salarial de la présence d'une délégation syndicale. Les données que nous utilisons ne nous permettent pas d'estimer l'effet des délégués syndicaux sur d'autres aspects tels que l'amélioration des conditions de travail, la défense de l'emploi et la promotion de la formation continue. Si les syndicats généralistes ne valorisent pas de la même manière ces différents sujets au cours des négociations, les avantages qu'ils obtiendront dans chaque domaine seront différents.

⁶ Nous trouvons un impact salarial de la présence d'une délégation syndicale significativement positif sur le salaire des hommes dans le secteur des services (*voir tableau 3*). Toutefois, nous occultons ce résultat dans la mesure où cet accroissement du salaire des hommes en présence d'un délégué syndical n'induit pas d'augmentation significative de l'ampleur de la discrimination en défaveur des femmes.

**Tableau 5 : Impact de la présence d'une délégation syndicale sur les salaires
et sur la discrimination salariale par catégories socioprofessionnelles
dans le secteur des services**

	Ouvriers	Employés	Professions intermédiaires	Cadres
APPORT DE LA DÉLÉGATION SYNDICALE				
Femmes				
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs-})$	Non significatif	Non significatif	Non significatif	Non significatif
$\bar{X}^{fs-} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs-})$	Non significatif	Non significatif	Non significatif	Non significatif
Hommes				
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs-})$	Non significatif	Non significatif	Non significatif	Non significatif
$\bar{X}^{hs-} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs-})$	Non significatif	Non significatif	Non significatif	Non significatif
DISCRIMINATION				
Avec délégation syndicale				
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-18,2% (1,6)	-14,6% (1,4)	-15,4% (1,6)	-18,2% (1,9)
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-12,7% (2,2)	-12,9% (1,7)	-14,9% (1,6)	-20,1% (2,0)
Sans délégation syndicale				
$\bar{X}^{fs-} (\hat{\beta}^{fs-} - \hat{\beta}^{hs-})$	-11,8% (2,1)	-12,9% (3,0)	-13,2% (3,7)	-10,4% (3,4)
$\bar{X}^{hs-} (\hat{\beta}^{fs-} - \hat{\beta}^{hs-})$	Non significatif	Non significatif	-7,8% (2,9)	-10,2% (3,2)
ECART DE DISCRIMINATION				
$\bar{X} [(\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs-}) - (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs-})]$	Non significatif sauf pour la norme relative aux caractéristiques des hommes non syndiqués (-14,6%) (5,3)	Non significatif sauf pour la norme relative aux caractéristiques des hommes non syndiqués (-11,3%) (5,2)	Non significatif sauf pour la norme relative aux caractéristiques des hommes non syndiqués (-10,2%) (5,3)	Non significatif sauf pour la norme relative aux caractéristiques des hommes non syndiqués (-10,5%) (5,5)

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

Champ : salariés à temps complet d'établissements de plus de 50 salariés du secteur privé et des services

Notes : Les résultats retenus sont significatifs à 5%, les écart-types sont les chiffres entre-parenthèses. Les mesures présentées dans ce tableau sont calculées à partir des coefficients $\hat{\beta}$ des équations de salaire dont on peut trouver un exemple dans l'annexe F.3. Les coefficients calculés sont appliqués pour l'ensemble de la population aux caractéristiques des sous populations définies par les catégories socioprofessionnelles. La taille des échantillons par genre, couverture par une délégation syndicale et catégories socioprofessionnelles est trop restreinte pour réestimer les équations de salaire pour chaque sous population.

Tableau 6 : Impact de la présence d'une délégation syndicale sur les salaires et sur la discrimination salariale par catégories socioprofessionnelles dans le secteur du commerce

	Ouvriers	Employés	Professions intermédiaires	Cadres
APPORT DE LA DÉLÉGATION SYNDICALE				
Femmes				
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs})$	Non significatif	Non significatif	Non significatif	Non significatif
$\bar{X}^{f\bar{s}} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{f\bar{s}})$	Non significatif	Non significatif	Non significatif	Non significatif
Hommes				
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})$	Non significatif	Non significatif	Non significatif	Non significatif
$\bar{X}^{h\bar{s}} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})$	Non significatif	Non significatif	Non significatif	Non significatif
DISCRIMINATION				
Avec délégation syndicale				
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-14,5% (2,4)	-16,7% (1,7)	-19,8% (1,4)	-19,4% (1,8)
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$	-15,2 (2,8)	-14,9% (1,5)	-18,4% (1,4)	-20,9% (1,5)
Sans délégation syndicale				
$\bar{X}^{f\bar{s}} (\hat{\beta}^{f\bar{s}} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})$	-24,0% (4,8)	-24,1% (5,4)	-31,4% (6,7)	-34,2% (6,9)
$\bar{X}^{h\bar{s}} (\hat{\beta}^{f\bar{s}} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})$	-17,8% (5,5)	-17,1% (5,8)	-29,7% (6,6)	-35,7% (8,3)
ECART DE DISCRIMINATION				
$\bar{X} [(\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{f\bar{s}}) - (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})]$	Non significatif quelle que soit la norme	Non significatif quelle que soit la norme	Non significatif quelle que soit la norme	Non significatif quelle que soit la norme

Sources: CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

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

Notes: Les résultats retenus sont significatifs à 5%, les écart-types sont les chiffres entre-parenthèses. Les mesures présentées dans

ce tableau sont calculées à partir des coefficients $\hat{\beta}$ des équations de salaire dont on peut trouver un exemple dans l'annexe F.2. Les coefficients calculés sont appliqués pour l'ensemble de la population aux caractéristiques des sous populations définies par les catégories socioprofessionnelles. La taille des échantillons par genre, couverture par une délégation syndicale et catégories socioprofessionnelles est trop restreinte pour réestimer les équations de salaire pour chaque sous population.

Conclusion

A partir d'une décomposition de Blinder-Oaxaca, nous montrons que l'impact des délégués syndicaux est significativement positif sur la rémunération des individus travaillant à temps complet dans le secteur de l'industrie. Le rendement des caractéristiques productives est significativement supérieur pour les femmes et pour les hommes en présence d'une délégation syndicale dans l'établissement. Toutefois, le différentiel de rendement des caractéristiques des femmes et des hommes n'est pas significativement différent, que l'établissement soit couvert ou non par une délégation syndicale. Les résultats de Meng et Meurs [2001] suggèrent l'existence d'un écart salarial non expliqué en défaveur des femmes, au niveau centralisé de la branche. Nous montrons que ce différentiel demeure au niveau décentralisé de la négociation collective. Nous confirmons donc les conclusions de Laret-Bedel [2000], selon lesquelles, le bilan de la loi Roudy de 1983 est mitigé (*encadré 1*).

Rappelons que notre étude repose sur une mesure très imparfaite de la discrimination salariale. D'autres méthodes d'estimation ont été proposées dans la littérature. Notamment, en comparant l'écart de rémunération des femmes et des hommes relativement à leur écart de productivité estimée à partir d'une estimation de la fonction de production, Crépon, Deniau et Pérez-Duarte [2001] montrent, qu'en France, il n'existerait pas de discrimination salariale significative à l'encontre des femmes : leur salaire moyen est inférieur à celui des hommes parce que la productivité des emplois qu'elles occupent est plus faible. Ainsi, si l'écart de salaires entre les femmes et les hommes traduit effectivement une productivité inobservée différente, il est plus facile de comprendre que la présence syndicale dans les établissements ne réduise pas cet écart salarial. Toutefois, la loi Roudy de 1983 a encouragé les partenaires sociaux à réduire l'écart de rendement des caractéristiques observables et nous montrons que tel n'a pas été le cas. Notons également que notre analyse se limite à l'effet salarial de la présence d'une délégation syndicale. Nos conclusions ne préjugent en rien de l'impact 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 que nous utilisons sont relatives aux années 1991 et 1992. Elles retranscrivent donc la situation salariale comparée des femmes et des hommes, une décennie après la promulgation de la loi Roudy de 1983, dans un contexte de crise économique. Face à une situation de récession économique, les partenaires sociaux ont peut-être été amenés à mettre davantage l'accent sur l'emploi que sur la question de l'égalité professionnelle.

Bibliographie

Blanchflower, D. et Freeman, R. [1992], "Unionism in the U.S. and in other advanced O.E.C.D. countries", *Industrial Relations*, vol. 31, pp. 56-79.

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., Gianella, C., Goux D. et Zylberberg, A. [1998], « Equalizing Wage Differences and Bargaining Power », Document de travail de l'INSEE.

Cahuc, P. et Zylberberg A. [2001], *Le marché du travail*, De Boeck.

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.

Cook, A., Lorwin, V., et Kaplan Davids, A. [1983], "Women and Trade Unions in Eleven Countries", Philadelphia : Temple university Press.

Crépon, B., Deniau, N. et Pérez-Duarte, S. [2002], « Wage, Productivity, and Worker Characteristics : A French Perspective », Document de travail du CREST, n°2003-04.

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.

Febvre M., Muller L. [2003], « Une personne sur deux est membre d'une association en 2002 », *INSEE Première N°920*.

Furjot, D. [2000], « Où sont les délégués syndicaux ? », *Premières Synthèses*, n° 41.2.

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.

Kramarz, F., Lollivier, S. et Pelé, L.P. [1996], "Wage inequalities and Firm-Specific Compensation Policies in France", *Annales d'Economie et de Statistiques*, n°41-42, pp. 369-386.

Laret-Bedel, C. [2000], "Bilan de l'application de la loi du 13 juillet 1983 relative à l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes", dans "Egalité entre femmes

et hommes : aspects économiques” de Béatrice Majnori d’Intignano, Rapport du Conseil d’Analyse Economique.

Machin, S. [1999], “Pay Inequality in the 1970s, 1980s and 1990s”, in Gregg, P. and Wadsworth, J. (eds), “The State of Working Britain”, Manchester University Press.

Main, B. et Reilly, B. [1992], « Women and the Union Wage Gap », *The Economic Journal*, Vol. 102, n°410, pp. 49-66.

Maruani, M., Nicole-Drancourt, C. [1989], “La flexibilité à temps partiel”, Documentation Française.

Meng, X. et Meurs, D. [2001], “Différences de structure des emplois et écart salarial entre hommes et femmes en France”, *Economie 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”, *Economie et Statistiques*, n°337-338, pp.135-158.

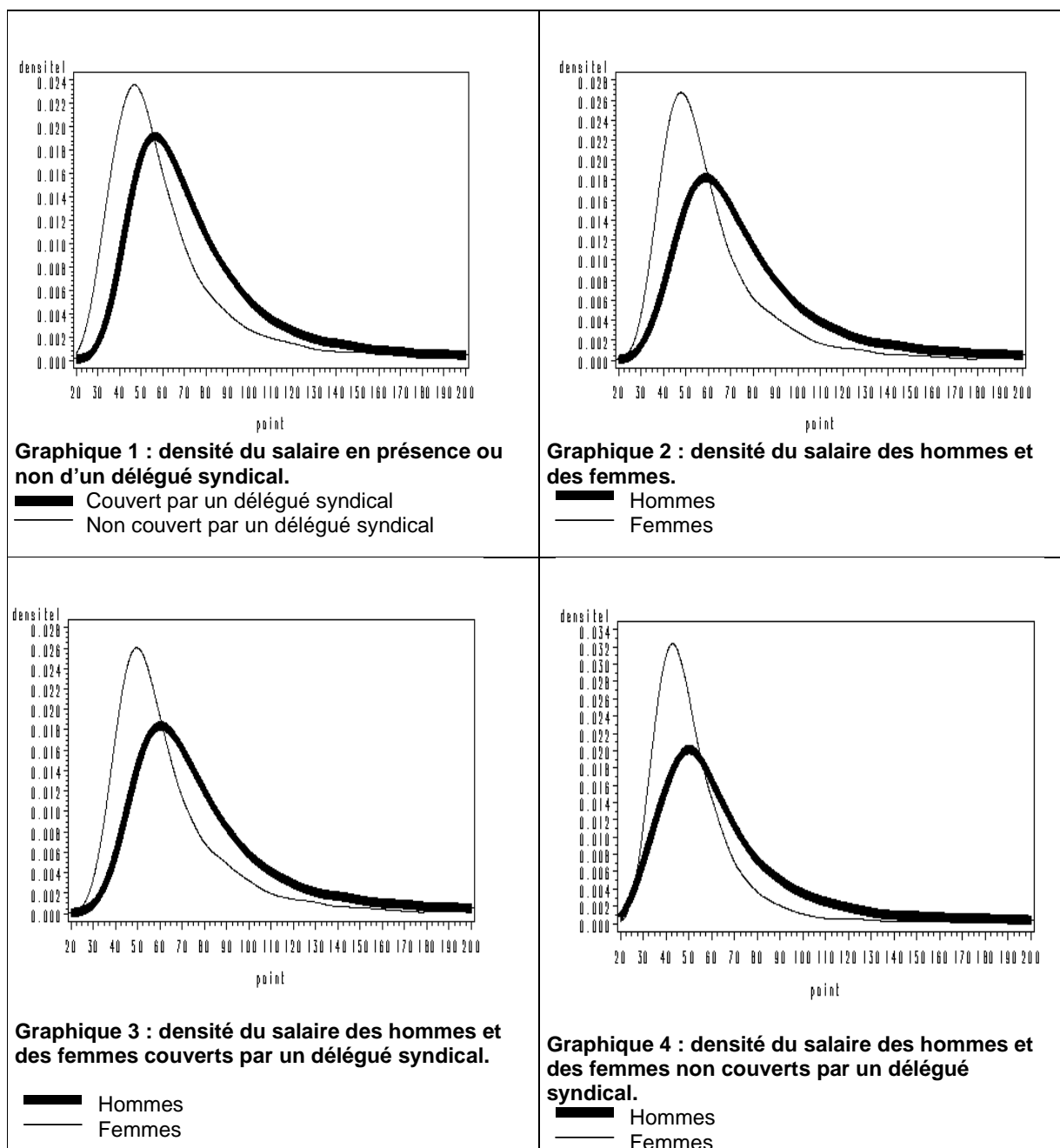
Oaxaca, R. [1973], “Male-female wage differentials in urban labor markets”, *International Economic Review*, Vol. 14, pp. 693-709.

Oaxaca, R. et Ransom, M. [1994], « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, Vol. 61, pp. 5-21.

Robinson, C. [1989], “The Joint Determination of Union Status and Union Wage Effects: Some Tests of Alternatives Models”, *Journal of Political Economy*, vol 97, pp639-667

Shamsuddin, A. [1996], “The Effect of Unionization on the Gender Earnings Gap in Canada: 1971-1981”, *Applied Economics*, n°28, pp. 1405-1413.

Annexe A : Densité du salaire horaire des différentes sous-populations de travailleurs dans l'industrie



Source : CMOSS 1992

Champ : salariés à temps complet travaillant dans l'industrie et dans des établissements de plus de 50 salariés.

Note : En abscisse, le salaire horaire est représenté (en francs). En ordonnée est représentée la densité du salaire pour la catégorie de salariés (La densité est calculée avec un noyau

d'Epanechnikov : $K(z) = \frac{3}{4}(1 - z^2)1\{|z| < 1\}$)

Annexe B : comment mesurer la discrimination et l'impact salarial de la présence d'une délégation syndicale ?

Comment mesurer la discrimination salariale subie par les femmes ?

Décomposition de Blinder-Oaxaca

Pour évaluer l'ampleur de la discrimination salariale, des équations de salaire (1) sont estimées sur deux sous populations différentes, celles des hommes et celles 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 expliquée 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 β , l'écart moyen de salaire ($\overline{W}^f - \overline{W}^h$) peut être décomposé en une composante justifiée par la différence des caractéristiques moyennes ($(\overline{X}^f - \overline{X}^h) \hat{\beta}^f$) et en une composante non expliquée, due à des rendements de caractéristiques données différents pour les femmes et les hommes ($\overline{X}^h (\hat{\beta}^f - \hat{\beta}^h)$). Cette décomposition proposée par Blinder et Oaxaca (Blinder [1973], Oaxaca [1973]) s'écrit comme suit :

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

Où \overline{W}^k représente le salaire moyen en logarithme des hommes ($k=h$) ou des femmes ($k=f$), \overline{X}^k les caractéristiques moyennes des hommes ou des femmes, β^k le rendement de ces caractéristiques pour les hommes et pour les femmes estimé à partir de l'équation (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 femmes et les hommes avaient les mêmes caractéristiques. Le deuxième terme du membre de droite de l'équation (2) mesure ce que les hommes perdraient 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 ($\hat{\beta}^f = \hat{\beta}^h$)

Approche controversée

Cette approche résiduelle de la discrimination salariale est discutée et critiquée dans la littérature (Cahuc et Zylberberg [2001]). L'ampleur de la discrimination obtenue est fortement sensible à la manière dont le modèle est estimé. L'omission de variables explicatives dans nos équations de salaire (1) peut conduire à une surestimation de la discrimination. Par exemple, le rendement des diplômes universitaires peut être plus faible pour les femmes uniquement parce

qu'elles choisissent des spécialisations moins valorisées sur le marché du travail, spécialisations que nous n'observons pas dans les données que nous utilisons. A l'inverse, certaines variables explicatives introduites dans l'équation de salaire peuvent résulter elles-mêmes d'un processus de discrimination : le temps partiel peut être le résultat d'une discrimination, lorsqu'il est systématiquement imposé aux 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. Enfin, certaines variables explicatives des salaires peuvent être mesurées avec une erreur qui diffère selon les deux sous populations. Par exemple, les données que nous utilisons ne nous permettent pas d'utiliser la variable de l'expérience professionnelle réelle de l'individu dans nos équations de salaire. Nous utilisons 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 des femmes qui connaissent davantage d'interruptions de carrière (Meurs et Ponthieux [2000]).

Notons enfin que cette décomposition est sensible à la norme de référence utilisée (ici, \bar{X}^h).⁷ La discrimination moyenne supportée par les femmes est mesurée en fonction des caractéristiques moyennes des hommes. L'importance de la discrimination peut donc varier selon les caractéristiques de la population de référence.

Quelle mesure de l'effet des délégués syndicaux sur les salaires et sur la discrimination ?

Effet des délégués syndicaux sur les salaires féminins et masculins

Pour construire une mesure de l'impact salarial de la présence d'une délégation syndicale, nous estimons en premier lieu quatre équations de salaire (4), 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.

$$\begin{cases} W^{fs}_{ij} = X^{fs}_{ij} \beta^{fs} + u^{fs}_{ij} \\ W^{hs}_{ij} = X^{hs}_{ij} \beta^{hs} + u^{hs}_{ij} \\ W^{f\bar{s}}_{ij} = X^{f\bar{s}}_{ij} \beta^{f\bar{s}} + u^{f\bar{s}}_{ij} \\ W^{h\bar{s}}_{ij} = X^{h\bar{s}}_{ij} \beta^{h\bar{s}} + u^{h\bar{s}}_{ij} \end{cases} \quad (3)$$

En utilisant les quatre paramètres β^k estimés dans ces quatre équations de salaire, nous estimons l'effet des délégués syndicaux sur les salaires féminins et sur les salaires masculins, définis respectivement comme les grandeurs (4) et (5) :

$$\overline{X^{fs}} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{f\bar{s}}) \quad (4)$$

$$\overline{X^{hs}} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{h\bar{s}}) \quad (5)$$

⁷ Oaxaca et Ransom [1994] proposent une décomposition de l'écart moyen de salaires en trois parties : la première composante correspond à l'impact salarial de dotations différentes en caractéristiques productives, la deuxième composante est l'avantage salarial masculin et la troisième composante correspond au désavantage salarial féminin. Cette décomposition complexifie l'expression de la composante qui nous intéresse ici, à savoir l'impact des syndicats sur la discrimination. Aussi avons-nous choisi une formulation plus fruste mais plus lisible et qui facilite les interprétations.

Le terme (4) représente l'effet de la présence d'une délégation syndicale sur les salaires féminins. Le terme (5) correspond à l'effet des délégués syndicaux sur les salaires masculins. Un effet positif signifie qu'à caractéristiques données, les individus (féminins ou masculins) ont un gain salarial en présence d'un délégué syndical dans l'établissement. Si ce terme est négatif, les individus accusent une perte salariale en présence d'un délégué syndical.

Effet des délégués syndicaux sur la discrimination

A partir de l'estimation des équations de salaire (3) sur les quatre sous populations, nous mesurons l'impact de la présence d'une délégation syndicale sur la discrimination, défini comme suit :

$$\overline{X} [(\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{f\bar{s}}) - (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{h\bar{s}})] \quad (6)$$

Le terme (6) 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.⁸ Autrement dit, nous comparons l'ampleur de la discrimination salariale en défaveur des femmes, en fonction de la présence syndicale dans les établissements. Si ce terme est positif, la présence d'un délégué syndical améliore la situation des femmes relativement à celle des hommes.

Ce terme (6) est sensible à la norme de référence utilisée (\overline{X}).⁹ L'effet de la présence syndicale sur la discrimination peut varier selon les caractéristiques de la population de référence. Pour limiter l'importance de cette norme, nous en utilisons successivement quatre : les caractéristiques productives moyennes des hommes couverts par une délégation syndicale, celles des hommes non couverts par une délégation syndicale, celles des femmes couvertes par une délégation syndicale, celles des femmes non couvertes par une délégation syndicale.

⁸ Nous utilisons ici les caractéristiques moyennes de l'ensemble de la population composant l'échantillon.

⁹ Oaxaca et Ransom [1994] proposent une décomposition de l'écart moyen de salaires en trois parties : la première composante correspond à l'impact salarial de dotations différentes en caractéristiques productives, la deuxième composante est l'avantage salarial masculin et la troisième composante correspond au désavantage salarial féminin. Cette décomposition complexifie l'expression de la composante qui nous intéresse ici, à savoir l'impact des syndicats sur la discrimination. Aussi avons-nous choisi une formulation plus fruste mais plus lisible et qui facilite les interprétations.

Annexe C : méthode d'estimation

Problèmes d'estimation

L'impact 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 des salaires. Si cet effet fixe est corrélé à la présence d'un délégué syndical, nous risquons 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. A 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, pour 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 salaires. 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]). Néanmoins, ne pouvant pas occulter l'existence potentielle de ce biais dans nos résultats, nous avons recours à un ratio de Mills. Ce choix se justifie par la nature des données que nous utilisons, à savoir des données en coupe. Par ailleurs, nous introduisons des variables d'exclusion pour limiter les problèmes d'identification.

Estimation d'un système de 5 équations

Pour corriger nos estimations du biais de sélection, nous estimons conjointement cinq équations, à savoir quatre équations de salaire comme dans le système d'équations (3) (une équation de salaire par sous population étudiée (équations (8) à (11))) et une équation de sélection (7) 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 :

$$\begin{cases} P(S_{ij} = 1) = P(S_{ij}^* > 0) = \Phi(Z_j a + 1_{(i=f)} Z_i b^f + 1_{(i=h)} Z_i b^h + v_{ij}) & (7) \\ W_{ij}^{fs} = X_j^{fs} \alpha^{fs} + X_i^{fs} \beta^{fs} + u_{ij}^{fs} & (8) \\ W_{ij}^{hs} = X_j^{hs} \alpha^{hs} + X_i^{hs} \beta^{hs} + u_{ij}^{hs} & (9) \\ W_{ij}^{f\bar{s}} = X_j^{f\bar{s}} \alpha^{f\bar{s}} + X_i^{f\bar{s}} \beta^{f\bar{s}} + u_{ij}^{f\bar{s}} & (10) \\ W_{ij}^{h\bar{s}} = X_j^{h\bar{s}} \alpha^{h\bar{s}} + X_i^{h\bar{s}} \beta^{h\bar{s}} + u_{ij}^{h\bar{s}} & (11) \end{cases}$$

Nous régressons le logarithme du salaire horaire (W_{ij}^k) de l'individu i travaillant dans l'établissement j , sur des caractéristiques individuelles (X_i^k) telles que l'expérience potentielle¹⁰, l'ancienneté dans le poste, la qualification, la durée hebdomadaire du travail

¹⁰L'expérience potentielle est mesurée par le nombre d'années entre la date d'observation et la date de sortie du système éducatif (celle-ci étant approximée par le niveau d'études de l'individu). Cette variable

(temps complet ou temps partiel), le type de contrat de travail (contrat à durée déterminée ou indéterminée) et sur des caractéristiques de l'établissement (X_i^k) telles que la taille, des indicatrices régionales et sectorielles, le profit, la productivité moyenne par tête, l'intensité capitalistique, l'appartenance à un groupe et la composition de la main d'œuvre.

L'équation (7) 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 (Z_j^k) et de variables individuelles dont l'effet est supposé différent pour les femmes ($1_{(i=f)}Z_i b^f$) et pour les hommes ($1_{(i=h)}Z_i b^h$) : 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 (12).

$$\begin{pmatrix} u_{ij}^{fs} \\ u_{ij}^{f\bar{s}} \\ u_{ij}^{hs} \\ u_{ij}^{h\bar{s}} \\ v_{ij} \end{pmatrix} = N \left(0, \begin{bmatrix} \sigma_{fs}^2 & \bullet & \bullet & \bullet & \sigma_{fv} \\ \bullet & \sigma_{f\bar{s}}^2 & \bullet & \bullet & \sigma_{fv} \\ \bullet & \bullet & \sigma_{hs}^2 & \bullet & \sigma_{hv} \\ \bullet & \bullet & \bullet & \sigma_{h\bar{s}}^2 & \sigma_{hv} \\ \sigma_{fv} & \sigma_{fv} & \sigma_{hv} & \sigma_{hv} & 1 \end{bmatrix} \right) \quad (12)$$

Nous ne nous intéressons qu'aux éléments de la matrice de variance-covariance qui ne sont pas indiquées par un \bullet .

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

$$\begin{aligned} E(u^{kk'}_{ij} / S_{ij}, X_i, X_j) &\neq 0 \\ &= \sigma_{kv} E(v_{ij} / S_{ij}, X_i, X_j) = \sigma_{kv} \left[1_{(k=s)} \times \frac{\phi(Z_i b^{k'} + Z_j a)}{\Phi(Z_i b^{k'} + Z_j a)} + (1 - 1_{(k'=s)}) \times \frac{-\phi(Z_i b^{k'} + Z_j a)}{1 - \Phi(Z_i b^{k'} + Z_j a)} \right] \end{aligned}$$

Où ϕ est la densité de la loi normale et Φ 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 (7), dans les quatre équations de salaire ((8) à (11)) permet de corriger des biais.

Finalement, nous estimons le système suivant :

intègre donc l'expérience effective, les périodes de chômage et les interruptions de carrières de l'individu. L'écart entre les rendements féminins et masculins de l'expérience entre les femmes et les hommes dépend de la spécification de la variable « expérience ». Ainsi, Meurs et Ponthieux [2000] soulignent un rendement de l'expérience potentielle agrégée inférieur pour les femmes. Toutefois, l'écart de rendement n'est plus significatif lorsque la variable « expérience potentielle » est désagrégée en ses différentes composantes. Les données utilisées dans le cadre de notre étude ne nous permettent pas de distinguer les différentes composantes de l'expérience potentielle des salariés. L'expérience des femmes est donc surestimée, puisque leurs interruptions de carrières sont plus importantes.

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

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 salaires, 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 (7) : elles contribuent à expliquer la couverture par une délégation syndicale, sans expliquer directement les salaires. Ainsi, nos estimations ne reposent pas exclusivement sur l'hypothèse de normalité des résidus.

Les variables d'exclusions retenues sont l'âge de l'établissement¹¹ et la situation matrimoniale et le nombre d'enfants de l'individu. Le choix de ces deux variables se justifie de la façon suivante. Considérons tout d'abord l'impact des caractéristiques d'établissement sur la probabilité d'être couvert par une délégation syndicale. 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. Considérons l'impact des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'être couvert par une délégation syndicale. Nous différencions cet effet selon le genre des individus car nous suspectons 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...). 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 que nous présentons reposent presque exclusivement sur l'hypothèse que l'âge de l'entreprise est une véritable variable d'exclusion.

¹¹ 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 impact 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. Nous contrôlons 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.

Tableau C1 : Coefficient du ratio de Mills dans chacune des équations de salaire pour chaque sous-population pour chaque secteur d'activité (temps complet) et tout secteur confondu (temps partiel)

Champs :	Industrie	Commerce	Services	Temps partiel
Femmes couvertes	-0,10	0,07	0,04	0,00
par une délégation syndicale	(0,04)	(0,04)	(0,02)	(0,02)
Hommes couverts	-0,18	0,05	-0,01	0,24
par une délégation syndicale	(0,03)	(0,05)	(0,02)	(0,06)
Femmes non couvertes	-0,10	0,07	0,04	0,00
par une délégation syndicale	(0,04)	(0,04)	(0,02)	(0,02)
Hommes non couverts	-0,18	0,05	-0,01	0,24
par une délégation syndicale	(0,03)	(0,05)	(0,02)	0,06

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991

Note: le coefficient du ratio de Mills pour les femmes couvertes par un délégué syndical est contraint à être égal à celui du ratio de Mills dans l'équation de salaire des femmes non couvertes par un délégué syndical. On impose une contrainte similaire dans les équations de salaire des hommes. Pour plus de généralité, on pourrait autoriser ces coefficients à être différents. On laisserait alors la possibilité que l'impact de la présence syndicale sur les salaires soit hétérogène d'une population à une autre. Cela ne modifie pas sensiblement les résultats sur l'impact des syndicats sur les salaires et sur la discrimination.

Annexe D : Des populations trop hétérogènes pour qu'on puisse les comparer ?

Une ségrégation des postes ?

Nos estimations reposent sur l'existence d'individus similaires deux à deux, à l'exception du genre et de leur couverture par une délégation syndicale. Or, pourvu de certaines caractéristiques, un individu est quasiment sûr de se trouver dans une situation (homme, femme, couvert ou non par un délégué syndical) sans aucune chance d'appartenir aux autres sous-populations. Certains sous-secteurs sont très féminisés par exemple. Peu d'hommes travaillent à temps partiel. Il sera alors difficile de trouver suffisamment d'individus, à caractéristiques données, dans les situations alternatives et d'avoir une idée de ce qu'aurait été le salaire d'un homme s'il avait occupé le même emploi qu'une femme à temps partiel puisque nous n'en observons pas suffisamment dans cette situation. On identifiera alors très mal l'effet des différentes variables sur le salaire. Pour éviter ces problèmes, nous devons restreindre le champ de nos estimations aux individus dont les caractéristiques de leur poste leur permettent d'appartenir à l'une quelconque des quatre sous-populations.

Pour déterminer ce champ, nous appliquons la méthode suivante. Tout d'abord, nous choisissons une population de référence, celle dont les caractéristiques moyennes (\bar{X}) serviront à pondérer les écarts de rendement de ces caractéristiques dans les équations de salaire (*annexe B*) : être un homme couvert par une délégation syndicale, par exemple. Nous calculons à l'aide de trois modèles logit, les probabilités d'être couvert par une délégation syndicale $P(S_{ij} = 1 / Z_{ij}')$, d'être un homme sachant que l'individu est couvert par une délégation syndicale $P(h / Z_{ij}', S_{ij} = 1)$, d'être un homme sachant que l'individu n'est pas couvert par une délégation syndicale $P(h / Z_{ij}', S_{ij} = 0)$. Etant données les caractéristiques Z_{ij}' d'un individu, nous calculons la probabilité que ce dernier soit un homme couvert par une délégation syndicale $P(h \cap S_{ij} = 1 / Z_{ij}')$, un homme non couvert par une délégation syndicale $P(h \cap S_{ij} = 0 / Z_{ij}')$, une femme couverte par une délégation syndicale $P(f \cap S_{ij} = 1 / Z_{ij}')$ et une femme non couverte par une délégation syndicale $P(f \cap S_{ij} = 0 / Z_{ij}')$.

Nous représentons alors pour chacune des quatre sous-populations (hommes ou femmes, couverts ou non par une délégation syndicale) la densité de sa probabilité à être par exemple, un homme couvert par une délégation syndical (que nous appelons densité du score), c'est-à-dire les distributions de $P(h \cap S_{ij} = 1 / Z_{ij}')$ pour chacune des quatre sous-populations (*graphique D.1*).

Dans le commerce, les supports de ces distributions sont très distincts entre nos quatre sous-populations, ce qui indique que les caractéristiques de ces populations sont très différentes (*graphique D.1*). Pour être en mesure de comparer des individus effectivement comparables, nous restreignons le champ de nos estimations au support commun de cette distribution, ce qui induit une réduction de l'échantillon de 38%. Si les estimations sont plus robustes sur ce champ restreint, notre analyse se limite aux salariés féminins et masculins, couverts ou non par une délégation syndicale qui occupent des postes similaires. Nous ne rendons pas compte de la situation de salariés trop spécifiques pour que nous puissions leur trouver dans notre échantillon des équivalents du sexe opposé et de couverture syndicale différente.

Une hétérogénéité inobservée

Nous considérons des individus comparables au vu de leurs caractéristiques observables et nous contrôlons de la sélection endogène des individus dans les établissements couverts par une délégation syndicale. Toutefois, nous ne sommes pas en mesure de contrôler de l'hétérogénéité inobservable entre les femmes et les hommes. Or, il est possible qu'en moyenne, et à caractéristiques observées identiques, les femmes et les hommes aient des caractéristiques productives différentes, du fait de l'hétérogénéité de leurs caractéristiques inobservables.

Dans le cas du travail à temps partiel, les hommes, sous-représentés dans cette catégorie, ont sans doute des caractéristiques très particulières. En appliquant la méthode expliquée ci-dessus et dans l'encadré 5, nos résultats suggèrent que, globalement, la présence d'une délégation syndicale induit une diminution de la rémunération des hommes employés à temps partiels. L'ampleur de cet impact négatif est de l'ordre de 35%. En revanche, la présence d'une délégation syndicale dans les établissements n'a pas d'impact salarial significatif pour les femmes (voir tableau D1).

Pour justifier ce résultat particulièrement surprenant, il faut comprendre que le temps partiel recouvre des situations très différentes. Or, le temps partiel subi¹² est sans doute plus fréquent quand l'établissement n'est pas couvert par un délégué syndical. En revanche, dans les établissements couverts par une délégation syndicale, les femmes sont peut être plus souvent en temps partiel choisi alors que le temps partiel masculin, très rare, doit avoir des caractéristiques plus ambiguës.

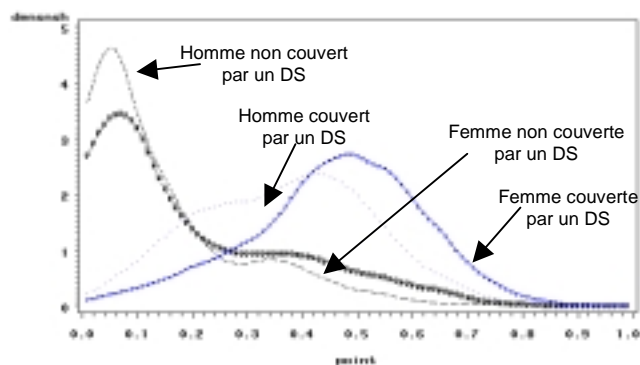
La trop forte hétérogénéité du temps partiel selon le genre ou la couverture syndicale rend les populations incomparables entre elles. On atteint ici les limites de la méthode.

Tableau D1 : Impact de la présence d'une délégation syndicale sur les salaires et sur la discrimination salariale, tout secteur confondu, pour les salariés à temps partiel

APPORT DE LA DELEGATION SYNDICALE		Temps partiel
Femmes		
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs})$		Non significatif
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs})$		Non significatif
Hommes		
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})$		-37,3% (10,5)
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})$		-38,7% (9,1)
DISCRIMINATION		
Avec délégation syndicale		
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$		Non significatif
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$		Non significatif
Sans délégation syndicale		
$\bar{X}^{fs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$		-27,5% (5,5)
$\bar{X}^{hs} (\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{hs})$		Non significatif
ECART DE DISCRIMINATION		
$\bar{X} [(\hat{\beta}^{fs} - \hat{\beta}^{fs}) - (\hat{\beta}^{hs} - \hat{\beta}^{hs})]$		Entre 35,6% (10,0) et 41,6% (11,1)

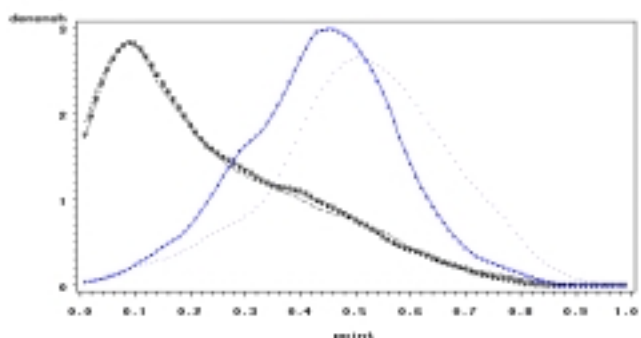
¹² Le temps partiel choisi par le travailleurs doit être distingué du temps partiel subi par le salarié, c'est-à-dire imposé par l'employeur (Maruani et Nicole-Drancourt [1989]). Un exemple de temps partiel choisi serait le cas d'une femme qui déciderait de ne pas travailler le mercredi pour s'occuper de ses enfants. Un exemple de temps partiel subi par le travailleur serait le cas d'une grande surface qui imposerait aux caissières des horaires atypiques correspondant à l'affluence de la clientèle. La distinction entre ces deux formes de temps partiel ne peut être observée dans les données que nous utilisons.

Graphiques D1 : Support des scores dans le commerce



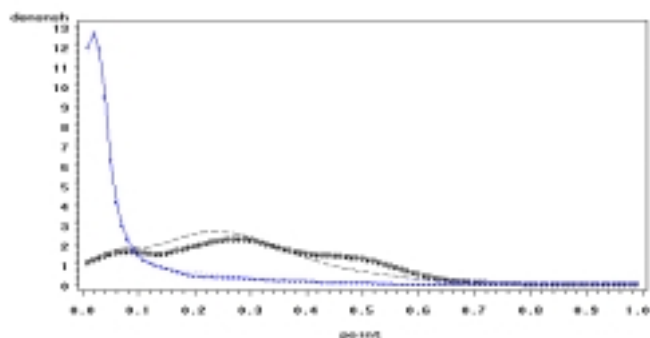
Probabilité d'être une femme couverte par une délégation syndicale

- Homme non couvert par une DS
support commun : 583
- Homme couvert par une DS
support commun : 2680
- ***** Femme non couverte par une DS
support commun : 488
- +++++++ Femme couverte par une DS
support commun : 2442



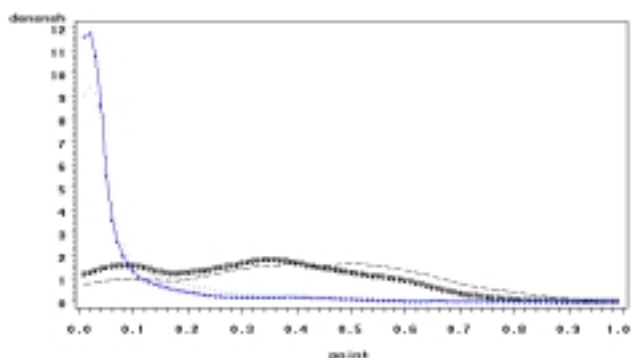
Probabilité d'être un homme couvert par une délégation syndicale

- Homme non couvert par une DS
support commun : 587
- Homme couvert par une DS
support commun : 2629
- ***** Femme non couverte par une DS
support commun : 488
- +++++++ Femme couverte par une DS
support commun : 2442



Probabilité d'être une femme non couverte par une délégation syndicale

- Homme non couvert par une DS
support commun : 793
- Homme couvert par une DS
support commun : 1993
- ***** Femme non couverte par une DS
support commun : 547
- +++++++ Femme couverte par une DS
support commun : 1663



Probabilité d'être un homme non couvert par une délégation syndicale

- Homme non couvert par une DS
support commun : 554
- Homme couvert par une DS
support commun : 1927
- ***** Femme non couverte par une DS
support commun : 548
- +++++++ Femme couverte par une DS
support commun : 1420

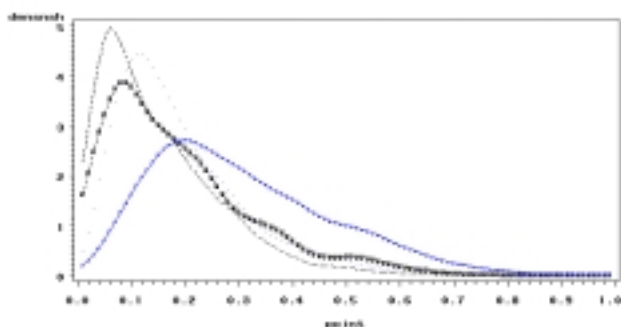
Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, Lifi 1991

Champ : salariés à temps complet : du secteur du commerce travaillant dans des entreprises de plus de 50 salariés.

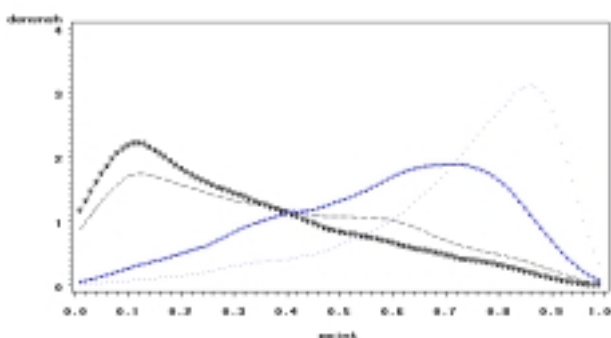
Note : la probabilité d'appartenir à une catégorie est présentée en abscisse et calculée pour chaque individu à l'aide d'un modèle logistique. La densité de la probabilité est présentée en

ordonnée et calculée à partir d'un noyau d'Epanechnikov : $K(z) = \frac{3}{4}(1-z^2)I\{|z| < 1\}$

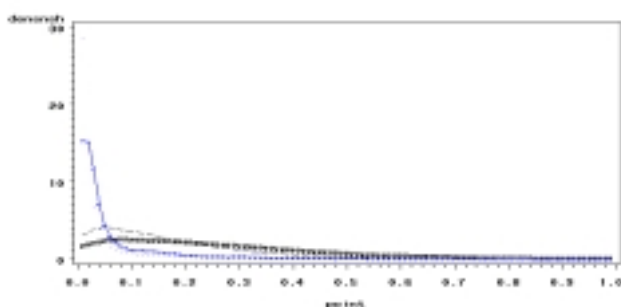
Graphiques D2 : Support du score dans l'industrie

**Probabilité d'être une femme couverte par une délégation syndicale**

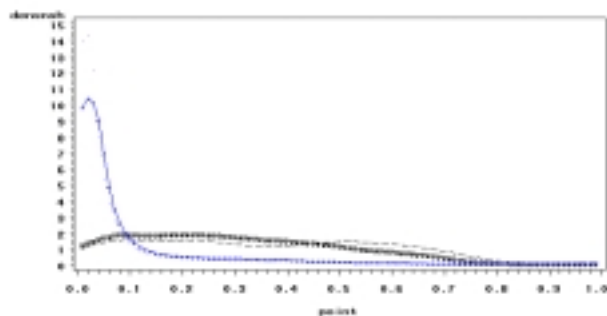
- Homme non couvert par une DS
support commun : 2147
-Homme couvert par une DS
support commun : 15625
- *****Femme non couverte par une DS
support commun : 1175
- +++++++Femme couverte par une DS
support commun : 4720

**Probabilité d'être un homme couvert par une délégation syndicale**

- Homme non couvert par une DS
support commun : 1882
-Homme couvert par une DS
support commun : 11634
- *****Femme non couverte par une DS
support commun : 872
- +++++++Femme couverte par une DS
support commun : 4957

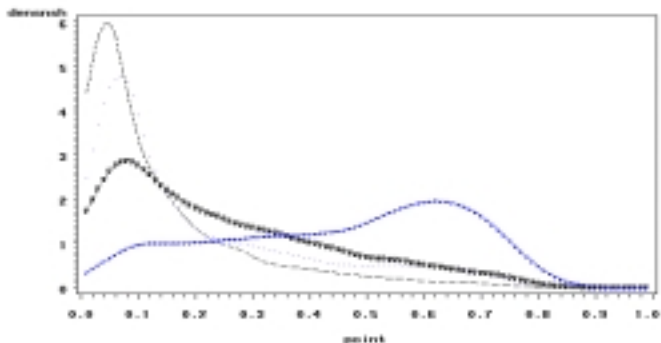
**Probabilité d'être une femme non couverte par une délégation syndicale**

- Homme non couvert par une DS
support commun : 2189
-Homme couvert par un DS
support commun : 9660
- *****Femme non couverte par une DS
support commun : 895
- +++++++Femme couverte par une DS
support commun : 4155

**Probabilité d'être un homme non couvert par une délégation syndicale**

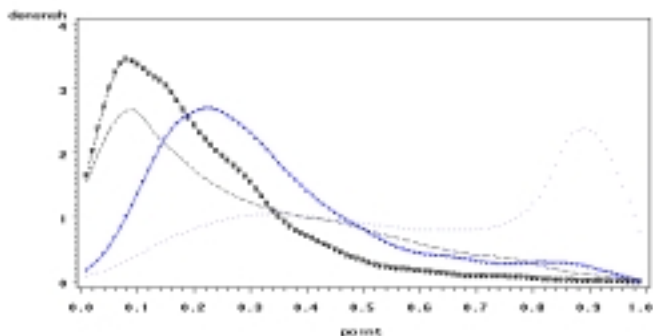
- Homme non couvert par une DS
support commun : 1869
-Homme couvert par une DS
support commun : 11082
- *****Femme non couverte par une DS
support commun : 1158
- +++++++Femme couverte par une DS
support commun : 4046

Graphiques D3 : Support du score pour les services



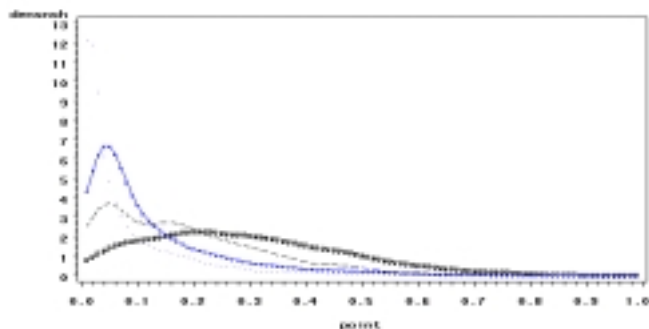
Probabilité d'être une femme couverte par une délégation syndicale

- Homme non couvert par une DS
support commun : 3726
- Homme couvert par une DS
support commun : 9627
- ***** Femme non couverte par une DS
support commun : 2970
- +++++++ Femme couverte par une DS
support commun : 5258



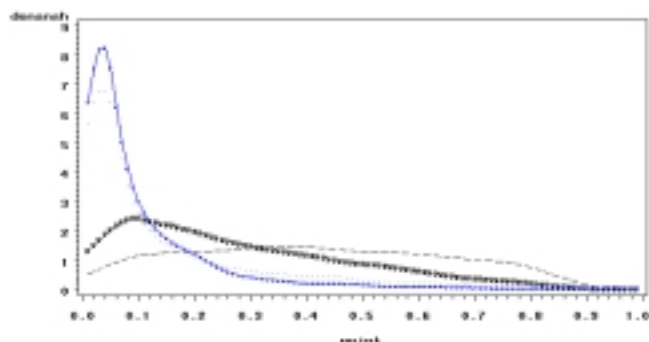
Probabilité d'être un homme couvert par une délégation syndicale

- Homme non couvert par une DS
support commun : 3768
- Homme couvert par une DS
support commun : 6044
- ***** Femme non couverte par une DS
support commun : 2584
- +++++++ Femme couverte par une DS
support commun : 6164



Probabilité d'être une femme non couverte par une délégation syndicale

- Homme non couvert par une DS
support commun : 4569
- Homme couvert par une DS
support commun : 6111
- ***** Femme non couverte par une DS
support commun : 2726
- +++++++ Femme couverte par une DS
support commun : 5977



Probabilité d'être un homme non couvert par une délégation syndicale

- Homme non couvert par une DS
support commun : 3737
- Homme couvert par une DS
support commun : 7950
- ***** Femme non couverte par une DS
support commun : 3014
- +++++++ Femme couverte par une DS
support commun : 5152

Annexe E : Probabilité d'être couvert par une délégation syndicale

Tableau E1 : 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	industrie		Commerce		Services		Temps partiel	
	\hat{a}	$\hat{\sigma}_{\hat{a}}$	\hat{a}	$\hat{\sigma}_{\hat{a}}$	\hat{a}	$\hat{\sigma}_{\hat{a}}$	\hat{a}	$\hat{\sigma}_{\hat{a}}$
Constante	-0,56	0,32	3,03	0,58	0,88	0,35	1,52	0,49
Age de l'entreprise inconnue (1)	-0,22	0,04	-0,08	0,09	-0,86	0,04	0,08	0,08
L'entreprise a moins de 5 ans (1)	0,11	0,05	0,73	0,12	-1,17	0,06	-0,28	0,09
L'entreprise a entre 5 et 10 ans (1)	-0,12	0,06	-0,20	0,13	-0,95	0,06	-0,45	0,10
L'entreprise a entre 10 et 15 ans (1)	-0,46	0,06	0,44	0,14	-1,02	0,06	-0,97	0,13
L'entreprise a entre 15 et 20 ans (1)	-0,48	0,05	-0,12	0,10	-0,64	0,06	-0,18	0,10
L'entreprise a entre 20 et 25 ans (1)	-0,06	0,05	-0,27	0,12	-1,20	0,05	-0,69	0,09
L'entreprise a entre 25 et 30 ans (1)	-0,28	0,05	0,21	0,13	-0,68	0,06	0,00	0,11
L'entreprise a entre 30 et 35 ans (1)	-0,15	0,05	0,17	0,11	-0,60	0,06	0,14	0,13
Industrie agro-alimentaire (2)	0,14	0,04					-0,35	0,26
Energie (2)							-0,05	0,51
Industrie des biens intermédiaires (2)	0,30	0,03					-0,15	0,25
Industrie des biens d'équipement (2)							-0,39	0,23
Industrie des biens de consommation courante (2)	0,10	0,04					-0,35	0,24
Bâtiment, génie civil (2)							-0,50	0,25
Transport et Télécommunication (2)					0,31	0,03	0,16	0,22
Services marchands (2)							-0,43	0,20
Immobilier (2)							-1,01	0,21
Commerce (2)							-0,43	0,21
Assurance (2)			0,99	0,10				
Finance (2)			0,49	0,10			-0,33	0,24
Etablissements de 50 à 100 salariés (3)	-1,93	0,04	-1,45	0,07	-1,20	0,03	-1,24	0,06
Etablissements de 100 à 250 salariés (3)	-1,08	0,04	-0,47	0,07	-0,65	0,03	-0,81	0,06
Etablissements de 250 à 500 salariés (3)	-0,31	0,04	-0,14	0,08	-0,28	0,03	-0,12	0,06
Ile de France (4)	0,12	0,05	0,72	0,08	-0,10	0,04	-0,06	0,07
Bassin parisien (4)	0,32	0,04	0,52	0,09	0,18	0,04	-0,38	0,07
Nord (4)	0,84	0,07	0,79	0,10	0,26	0,05	0,27	0,09
Ouest (4)	0,37	0,04	0,40	0,09	0,33	0,04	0,14	0,07
Sud Ouest (4)	0,40	0,06	0,76	0,10	0,01	0,04	-0,17	0,07
Centre Est (4)	0,39	0,05	0,60	0,09	0,00	0,04	-0,23	0,07
Méditerranée (4)	0,79	0,09	0,66	0,10	-0,06	0,04	-0,15	0,08
L'établissement appartient à un groupe	0,48	0,03	0,89	0,06	0,46	0,03	0,82	0,05
Log (EBE/N)	-0,30	0,02	-0,51	0,05	-0,14	0,02	-0,22	0,04
EBE/N>0	-0,23	0,10	-2,63	0,22	0,46	0,07	0,46	0,13
Log (Y/N)	1,16	0,06	0,83	0,11	0,12	0,04	0,66	0,09
Log (Y/K)	-0,01	0,02	-0,42	0,04	-0,12	0,01	-0,05	0,03
Part d'ouvriers dans l'établissement (5)	0,35	0,11	-0,03	0,21	-0,75	0,07	-0,25	0,11
Part de temps partiels dans l'établissement	-1,02	0,24	-0,20	0,16	-0,57	0,06	-0,49	0,07
Part d'employés dans l'établissement (5)	0,10	0,14	1,23	0,18	-0,20	0,06	0,02	0,10
Part de maîtrises (5)	1,67	0,17	1,56	0,24	-0,10	0,09	0,20	0,17

Source : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991.

Champ : * Salariés à temps complet dans des établissements de plus de 50 salariés.

** Salariés à temps partiel dans des établissements de plus de 50 salariés.

Références :

- (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.
- (2) référence secteur : (a) industrie des biens d'équipement, (b) commerce, (c) services marchands, (d) industrie des biens d'équipement, assurance.
- (3) référence taille : établissements de plus de 500 salariés
- (4) référence de la zone d'étude et d'aménagement du territoire est l'Est
- (5) référence part de cadre

Note : on ne présente ici que les variables d'entreprises ; des variables individuelles sont simultanément introduites dans la régression mais présentées dans le tableau E.2.

Tableau E2 : Estimation par un modèle probit de la probabilité qu'un individu /travaillant dans un établissement j soit couvert par une délégation syndicale (variables individuelles)

Variable Z_i	Industrie		Commerce		Services		Temps partiel	
	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$
Femme	-0,28	0,35	-1,31	0,69	0,78	0,43	0,29	0,55
Ayant 2 à 4 enfants	-0,01	0,10	0,16	0,17	-0,03	0,07	0,06	0,07
Ayant plus de 4 enfants	-0,82	0,40	-0,53	0,64	0,33	0,26	-0,19	0,24
Aucun diplôme (1)	-0,08	0,12	-0,67	0,24	0,03	0,14	-0,60	0,26
Diplôme du primaire (1)	0,03	0,12	-0,11	0,23	0,22	0,14	-0,20	0,27
CAP ou BEP (1)	0,04	0,12	-0,09	0,22	0,12	0,14	-0,22	0,26
Bac général (1)	-0,10	0,14	-0,13	0,23	-0,05	0,14	-0,16	0,27
Diplôme du premier cycle (1)	0,08	0,14	-0,22	0,24	-0,09	0,15	-0,47	0,28
Diplôme du deuxième cycle (1)	0,06	0,21	0,12	0,29	0,07	0,14	-0,33	0,27
Diplôme du troisième cycle (1)	0,29	0,22	-0,11	0,31	-0,34	0,16	-0,47	0,29
Age (en année)	0,04	0,02	0,01	0,03	0,04	0,01	-0,01	0,01
Age**2	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Divorcé ou veuf	-0,04	0,07	0,11	0,26	-0,03	0,12	-0,16	0,18
Célibataire	0,05	0,06	0,39	0,25	0,01	0,11	-0,27	0,17
Ayant 2 à 4 enfants	-0,01	0,05	-0,02	0,10	-0,02	0,04	0,19	0,14
Ayant plus de 4 enfants	0,05	0,12	0,37	0,41	0,07	0,11	0,28	0,27
Aucun diplôme (1)	-0,10	0,11	0,18	0,20	-0,37	0,14	-0,62	0,43
Diplôme du primaire (1)	0,16	0,12	0,62	0,20	0,06	0,14	-0,16	0,44
CAP ou BEP(1)	0,12	0,11	0,49	0,19	-0,15	0,14	-0,17	0,43
Bac général (1)	-0,12	0,12	0,34	0,19	-0,27	0,15	0,08	0,45
Diplôme du premier cycle (1)	0,03	0,12	0,43	0,20	-0,43	0,15	-0,45	0,46
Diplôme du deuxième cycle (1)	0,17	0,22	0,43	0,24	-0,07	0,15	0,05	0,45
Diplôme du troisième cycle (1)	0,07	0,13	0,45	0,24	-0,32	0,15	-0,72	0,44
Log (âge)	0,03	0,01	0,04	0,02	0,01	0,01	0,03	0,02
Log (âge)**2	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Divorcé ou veuf	-0,09	0,08	0,02	0,25	0,00	0,10	0,22	0,25
Célibataire	-0,02	0,05	0,16	0,22	-0,02	0,09	0,23	0,20
Nombre de salariés	26561,00		7252,00		26460,00		7813,00	
Log (vraisemblance)	-6698,56		-2130,50		-11187,17		-3408,48	

Source : CMOSS 1992.

Champ : * Salariés à temps complet dans des établissements de plus de 50 salariés.

** Salariés à temps partiel dans des établissements de plus de 50 salariés.

Note : 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 E.1.

Annexe F : Equations de salaire sur les quatre sous populations

Tableau F1 : Equation de salaire des travailleurs à temps complet dans l'industrie

	Femmes couvertes par une DS		Hommes couverts par une DS		Femmes non couvertes par une DS		Hommes non couverts par une DS	
	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$
Constante	3,77	0,07	4,07	0,09	3,70	0,16	3,97	0,13
Expérience (en année)	0,017	0,002	0,032	0,002	0,017	0,004	0,028	0,004
Expérience**2	-0,0003	0,0000	-0,0004	0,0000	-0,0003	0,0001	-0,0004	0,0001
Ancienneté dans l'emploi (en mois)	0,0002	0,0001	-0,0003	0,0001	0,0011	0,0002	0,0004	0,0003
Ancienneté dans l'emploi**2	3,9417E-07	3,6702E-07	1,0383E-06	2,3794E-07	-1,62E-06	6,4163E-07	-5,88E-07	7,2907E-07
Aucun diplôme(1)	-0,25	0,03	-0,29	0,02	-0,31	0,09	-0,34	0,06
Diplôme du primaire (1)	-0,23	0,03	-0,24	0,02	-0,30	0,09	-0,36	0,07
CAP ou BEP(1)	-0,16	0,03	-0,19	0,02	-0,26	0,09	-0,27	0,06
Bac général (1)	-0,04	0,03	-0,03	0,02	-0,15	0,09	-0,03	0,07
Diplôme du premier cycle (1)	0,06	0,03	0,10	0,02	0,05	0,09	0,10	0,07
Diplôme du deuxième cycle (1)	0,21	0,04	0,32	0,04	0,02	0,15	0,38	0,18
Diplôme du troisième cycle (1)	0,45	0,04	0,46	0,02	0,62	0,12	0,52	0,07
CDI	0,08	0,02	0,10	0,01	0,07	0,03	0,15	0,03
Horaires de travail réguliers	0,01	0,01	0,04	0,01	0,09	0,02	0,02	0,02
Industrie agro-alimentaire (2)	0,03	0,01	0,02	0,01	0,04	0,03	0,03	0,03
Industrie des biens intermédiaires (2)	0,03	0,01	0,02	0,01	-0,05	0,02	-0,05	0,02
Industrie des biens de consommation (2)	0,00	0,01	0,02	0,01	-0,03	0,02	0,03	0,02
Etablissements de 50 à 100 salariés (3)	0,01	0,03	0,04	0,02	0,12	0,06	0,17	0,05
Etablissements de 100 à 250 salariés (3)	0,01	0,02	0,02	0,01	0,03	0,04	0,06	0,04
Etablissements de 250 à 500 salariés (3)	-0,03	0,01	0,00	0,01	0,01	0,03	0,03	0,03
Ile de France (4)	0,10	0,02	0,02	0,01	0,15	0,03	0,06	0,03
Bassin parisien (4)	-0,01	0,01	-0,07	0,01	-0,03	0,02	-0,07	0,02
Nord (4)	-0,05	0,02	-0,12	0,02	-0,14	0,05	-0,25	0,04
Ouest (4)	-0,03	0,01	-0,08	0,01	-0,05	0,03	-0,14	0,03
Sud Ouest (4)	-0,01	0,02	-0,05	0,01	-0,11	0,04	-0,13	0,04
Centre Est (4)	-0,02	0,02	-0,07	0,01	0,04	0,03	-0,07	0,03
Méditerranée (4)	0,04	0,03	-0,05	0,02	-0,04	0,07	-0,07	0,07
L'établissement appartient à un groupe	0,02	0,01	-0,01	0,01	0,01	0,02	-0,04	0,02
Log(EBE/N)	-0,05	0,01	-0,03	0,01	0,00	0,02	-0,01	0,01
EBE<0	-0,08	0,03	-0,03	0,02	-0,07	0,06	-0,10	0,06
Log (Y/N)	0,28	0,02	0,27	0,02	0,11	0,05	0,12	0,04
Log (Y/K)	-0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01
Part d'ouvriers dans l'établissement (5)	-0,28	0,04	-0,34	0,03	-0,44	0,10	-0,50	0,11
Part de temps partiels dans l'établissement	0,27	0,08	0,26	0,06	-0,29	0,29	0,12	0,22
Part d'employés dans l'établissement (5)	-0,10	0,05	-0,21	0,04	-0,37	0,12	-0,40	0,13
Part de maîtrises (5)	-0,15	0,05	-0,21	0,04	-0,47	0,16	-0,60	0,14
Ratio de Mills	-0,10	0,04	-0,18	0,03	-0,10	0,04	-0,18	0,03

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991

Champ : On se restreint au support commun de la propension à être un homme couvert par une délégation syndicale ; établissements de plus de 50 salariés de l'industrie.

Références :

- (1) référence du diplôme : baccalauréat professionnel
- (2) référence secteur : industrie des biens d'équipement
- (3) référence taille : établissements de plus de 500 salariés
- (4) référence de la zone d'étude et d'aménagement du territoire est l'Est
- (5) référence part de cadre

Ratio de mills : variables explicatives des tableaux E.1 et E.2

Note : on présente ici un seul ensemble de quatre équations de salaire. Ces équations servent à calculer les grandeurs présentées dans les tableaux 3 et 4 lorsque la norme de référence retenue est la situation moyenne des hommes couverts par les délégués syndicaux.. Pour les autres normes, on réestime ces équations de salaire sur un champ différent, sur le support commun de la propension à être dans la situation de référence. Les résultats des équations de salaire sont sensiblement les mêmes et c'est pourquoi nous ne les présentons pas en annexe.

Tableau F2 : Equation de salaire des salariés à temps complet dans le commerce

	Femmes couvertes par une DS		Hommes couverts par une DS		Femmes non couvertes par une DS		Hommes non couverts par une DS	
	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$
Constante	3,47	0,11	3,77	0,13	4,20	0,26	4,08	0,24
Expérience (en année)	0,04	0,00	0,05	0,00	0,03	0,00	0,05	0,01
Expérience**2	-0,0006	0,0001	-0,0008	0,0001	-0,0005	0,0001	-0,0008	0,0001
Ancienneté dans l'emploi (en mois)	0,0002	0,0002	-0,0006	0,0003	0,0010	0,0004	0,0005	0,0005
Ancienneté dans l'emploi**2	1,4649E-06	4,6729E-07	3,0009E-06	6,2042E-07	-3,543E-07	1,2779E-06	-7,142E-07	1,5021E-06
Aucun diplôme(1)	-0,07	0,03	-0,22	0,04	-0,17	0,07	-0,18	0,07
Diplôme du primaire (1)	-0,13	0,02	-0,15	0,04	-0,11	0,06	-0,19	0,07
CAP BEP (1)	-0,09	0,02	-0,13	0,03	-0,10	0,06	-0,21	0,06
Bac général (1)	0,04	0,02	0,04	0,04	-0,01	0,07	0,00	0,07
Diplôme du premier cycle (1)	0,24	0,03	0,20	0,04	0,13	0,07	0,18	0,08
Diplôme du deuxième cycle (1)	0,37	0,03	0,37	0,04	0,45	0,11	0,27	0,08
Diplôme du troisième cycle (1)	0,68	0,05	0,53	0,05	0,41	0,09	0,49	0,09
Assurances (2)	0,10	0,03	0,13	0,03	0,12	0,05	0,22	0,09
Organismes financiers (2)	0,19	0,03	0,19	0,03	0,04	0,06	0,08	0,08
Etablissements de 50 à 100 salariés (3)	0,00	0,03	-0,04	0,03	-0,05	0,05	-0,02	0,07
Etablissements de 100 à 250 salariés (3)	0,02	0,01	-0,02	0,02	-0,03	0,04	0,13	0,06
Etablissements de 250 à 500 salariés (3)	-0,02	0,01	-0,02	0,02	0,06	0,05	0,08	0,07
Ile de France (4)	0,22	0,02	0,12	0,03	0,16	0,05	0,16	0,06
Bassin parisien (4)	0,07	0,02	-0,02	0,03	0,04	0,05	0,05	0,05
Nord (4)	0,02	0,02	-0,07	0,03	0,12	0,06	0,05	0,09
Ouest (4)	0,09	0,02	0,01	0,03	0,02	0,06	-0,02	0,06
Sud Ouest (4)	0,01	0,03	-0,03	0,03	0,04	0,05	-0,04	0,06
Centre Est (4)	0,06	0,02	0,04	0,03	0,06	0,05	0,02	0,06
Méditerranée (4)	0,02	0,02	-0,02	0,03	0,11	0,06	0,08	0,05
L'établissement appartient à un groupe	0,03	0,02	0,01	0,03	0,01	0,03	0,02	0,04
Log(EBE/N)	-0,03	0,01	-0,04	0,02	-0,09	0,03	0,02	0,03
EBE<0	-0,03	0,06	-0,17	0,07	-0,35	0,15	0,08	0,17
Log (Y/N)	0,09	0,03	0,15	0,03	0,24	0,05	-0,04	0,07
Log (Y/K)	-0,02	0,01	0,01	0,01	-0,08	0,02	-0,04	0,03
Part d'ouvrier dans l'établissement (5)	-0,30	0,06	-0,50	0,06	-0,71	0,13	-1,11	0,15
Part de temps partiels dans l'établissement	-0,02	0,04	0,02	0,05	-0,06	0,09	-0,10	0,11
Part d'employés dans l'établissement (5)	-0,09	0,05	-0,33	0,06	-0,52	0,12	-0,88	0,13
Part de maîtrises (5)	-0,12	0,06	-0,34	0,07	-0,45	0,20	-0,68	0,24
Ratio de Mills	0,07	0,04	0,05	0,05	0,07	0,04	0,05	0,05

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991

Champ : 25068 salariés de 1493 établissements de plus de 50 salariés de l'industrie.

Références :

- (1) référence du diplôme : baccalauréat professionnel
- (2) référence secteur : commerce (U08)
- (3) référence taille : établissements de plus de 500 salariés
- (4) référence de la zone d'étude et d'aménagement du territoire est l'Est
- (5) référence part de cadre

Ratio de Mills : variables explicatives des tableaux E.1 et E.2

Note : on présente ici un seul ensemble de quatre équations de salaire. Ces équations servent à calculer les grandeurs présentées dans les tableaux 3 et 6 lorsque la norme de référence retenue est la situation moyenne des hommes couverts par les délégués syndicaux.. Pour les autres normes, on réestime ces équations de salaire sur un champ différent, sur le support commun de la propension à être dans la situation de référence. Les résultats des équations de salaire sont sensiblement les mêmes et c'est pourquoi nous ne les présentons pas en annexe.

Tableau F3 : Equation de salaire des travailleurs à temps complet dans les services

	Femmes couvertes par une DS		Hommes couverts par une DS		Femmes non couvertes par une DS		Hommes non couverts par une DS	
	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$
Constante	3,59	0,10	4,11	0,28	3,32	0,21	3,90	0,17
Expérience (en année)	0,02	0,00	0,04	0,00	0,02	0,00	0,03	0,00
Expérience**2	-0,0004	0,0000	-0,0006	0,0000	-0,0004	0,0000	-0,0005	0,0000
Ancienneté dans l'emploi (en mois)	0,0008	0,0001	0,0002	0,0002	0,0005	0,0002	0,0006	0,0002
Ancienneté dans l'emploi**2	3,7896E-08	3,1738E-07	8,7321E-07	4,1911E-07	4,7526E-07	5,3414E-07	6,6683E-08	6,3616E-07
Aucun diplôme(1)	-0,28	0,04	-0,25	0,04	-0,28	0,05	-0,42	0,07
Diplôme du primaire 1)	-0,21	0,04	-0,21	0,04	-0,14	0,05	-0,31	0,07
CAP ou BEP (1)	-0,18	0,04	-0,22	0,04	-0,11	0,05	-0,29	0,07
Bac général (1)	-0,06	0,04	0,01	0,05	0,00	0,05	-0,07	0,07
Diplôme du premier cycle (1)	0,08	0,04	0,13	0,05	0,14	0,05	0,01	0,07
Diplôme du deuxième cycle (1)	0,16	0,04	0,14	0,04	0,27	0,05	0,14	0,08
Diplôme du troisième cycle (1)	0,51	0,05	0,51	0,05	0,54	0,06	0,32	0,07
Transports et télécommunication	0,08	0,02	0,05	0,01	0,03	0,02	-0,03	0,02
Immobilier	-0,11	0,01	-0,16	0,01	-0,02	0,02	-0,07	0,02
Etablissements de 50 à 100 salariés (3)	-0,04	0,02	0,00	0,02	-0,01	0,03	0,04	0,03
Etablissements de 100 à 250 salariés (3)	-0,04	0,01	-0,03	0,01	0,01	0,02	0,01	0,03
Etablissements de 250 à 500 salariés (3)	0,02	0,01	0,03	0,01	0,04	0,02	0,00	0,03
Ile de France (4)	0,14	0,01	0,13	0,02	0,15	0,03	0,18	0,03
Bassin parisien (4)	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,03	0,02
Nord (4)	-0,01	0,01	-0,03	0,02	-0,03	0,03	-0,03	0,03
Ouest (4)	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	-0,04	0,02
Sud Ouest (4)	-0,02	0,01	-0,01	0,02	-0,03	0,02	-0,09	0,02
Centre Est (4)	0,06	0,01	0,05	0,02	0,00	0,02	0,01	0,02
Méditerranée (4)	0,01	0,01	0,04	0,02	0,01	0,02	0,02	0,03
L'établissement appartient à un groupe	0,04	0,01	0,06	0,01	0,01	0,02	0,06	0,01
Log (EBE/N)	-0,03	0,01	0,00	0,01	-0,01	0,01	-0,02	0,01
EBE/N>0	0,04	0,04	-0,02	0,03	-0,05	0,05	0,00	0,04
Log (Y/N)	0,15	0,02	0,10	0,02	0,17	0,03	0,20	0,03
Log (Y/K)	-0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01
Part d'ouvriers dans l'établissement (5)	-0,28	0,03	-0,52	0,03	-0,44	0,05	-0,46	0,05
Part de temps partiels dans l'établissement	-0,17	0,03	-0,12	0,03	-0,09	0,03	0,01	0,04
Part d'employés dans l'établissement (5)	-0,19	0,02	-0,37	0,03	-0,35	0,05	-0,36	0,04
Part de maîtrises (5)	-0,18	0,03	-0,43	0,04	-0,32	0,06	-0,27	0,06
Ratio de Mills	0,04	0,02	-0,01	0,02	0,04	0,02	-0,01	0,02

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991

Champ : 25248 salariés de 1954 établissements de plus de 50 salariés des services.

Références :

- (1) référence du diplôme : baccalauréat professionnel
- (2) référence secteur services aux entreprises et aux particuliers
- (3) référence taille : établissements de plus de 500 salariés
- (4) référence de la zone d'étude et d'aménagement du territoire est l'Est
- (5) référence part de cadre

Ratio de Mills : variables explicatives des tableaux E1 et E2

Note : on présente ici un seul ensemble de quatre équations de salaire. Ces équations servent à calculer les grandeurs présentées dans les tableaux 3 et 5 lorsque la norme de référence retenue est la situation moyenne des hommes couverts par les délégués syndicaux.. Pour les autres normes, on réestime ces équations de salaire sur un champ différent, sur le support commun de la propension à être dans la situation de référence. Les résultats des équations de salaire sont sensiblement les mêmes et c'est pourquoi nous ne les présentons pas en annexe.

Tableau F4 : Equation de salaire des travailleurs à temps partiel (tout secteur)

	Femmes couvertes par une DS		Hommes couverts par une DS		Femmes non couvertes par une DS		Hommes non couverts par une DS	
	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\sigma}_{\beta}$
Constante	3,74	0,07	4,07	0,24	3,97	0,11	5,22	0,27
Log (taux de temps partiel)	-0,01	0,01	-0,03	0,03	-0,02	0,01	-0,13	0,02
Expérience (en année)	0,02	0,00	0,02	0,00	0,01	0,00	0,02	0,00
Expérience**2	-0,0003	0,0000	-0,0003	0,0001	-0,0002	0,0000	-0,0003	0,0001
Ancienneté dans l'emploi (en mois)	0,0015	0,0002	0,0024	0,0004	0,0008	0,0003	0,0011	0,0008
Ancienneté dans l'emploi**2	-8,214E-07	4,6336E-07	-	9,9631E-07	1,6177E-06	1,0349E-06	-	2,7875E-06
Aucun diplôme (1)	-0,16	0,03	-0,12	0,13	-0,01	0,06	-0,43	0,15
Diplôme du primaire (1)	-0,13	0,03	-0,02	0,13	0,00	0,06	-0,16	0,17
CAP ou BEP (1)	-0,09	0,03	0,02	0,13	0,01	0,06	-0,17	0,15
Bac général (1)	0,01	0,03	0,16	0,13	0,21	0,07	-0,10	0,16
Diplôme du premier cycle (1)	0,13	0,04	0,27	0,14	0,28	0,07	0,17	0,19
Diplôme du deuxième cycle (1)	0,24	0,03	0,41	0,14	0,42	0,06	0,28	0,17
Diplôme du troisième cycle (1)	0,55	0,05	0,54	0,15	0,79	0,10	0,51	0,17
CDI	0,02	0,01	0,02	0,03	-0,03	0,02	0,00	0,04
Horaires de travail réguliers	-0,03	0,01	-0,03	0,02	-0,01	0,01	0,02	0,03
Industrie agro-alimentaire	0,00	0,03	-0,12	0,15	-0,03	0,06	-0,48	0,29
Industrie des biens intermédiaires	0,07	0,05	-0,04	0,08	-0,01	0,07	-0,42	0,23
Industrie des biens d'équipement	-0,02	0,03	-0,05	0,08	0,13	0,06	-0,55	0,21
Bâtiment, génie civil	-0,16	0,10	-0,28	0,08	0,20	0,09	-0,54	0,20
Commerce	-0,02	0,02	-0,27	0,07	-0,08	0,04	-0,44	0,21
Transport et Télécommunication	0,15	0,03	-0,05	0,08	-0,07	0,08	-0,61	0,21
Services marchands	0,02	0,02	-0,23	0,08	0,00	0,04	-0,59	0,20
Immobilier	-0,13	0,03	-0,44	0,09	-0,10	0,05	-0,85	0,23
Finance	0,17	0,03	-0,09	0,10	0,12	0,09	0,31	0,28
Etablissements de 50 à 100 salariés (3)	0,00	0,02	-0,06	0,05	0,12	0,03	-0,11	0,09
Etablissements de 100 à 250 salariés (3)	-0,04	0,01	-0,08	0,03	0,09	0,03	-0,07	0,09
Etablissements de 250 à 500 salariés (3)	-0,01	0,01	-0,03	0,03	0,09	0,03	0,09	0,10
Ile de France (4)	0,15	0,02	0,07	0,05	0,09	0,03	0,21	0,07
Bassin parisien (4)	-0,02	0,02	-0,13	0,05	0,01	0,02	0,12	0,07
Nord (4)	-0,02	0,02	-0,08	0,06	0,02	0,03	0,16	0,07
Ouest (4)	0,00	0,02	-0,02	0,05	0,02	0,02	0,09	0,07
Sud Ouest (4)	-0,03	0,02	-0,10	0,05	-0,01	0,02	-0,04	0,08
Centre Est (4)	0,04	0,02	0,00	0,05	0,01	0,02	0,09	0,06
Méditerranée (4)	0,03	0,02	0,06	0,06	-0,06	0,03	0,04	0,08
L'établissement appartient à un groupe	0,00	0,02	0,13	0,04	-0,02	0,02	0,10	0,05
EBE/N	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Log (Y/N)	0,16	0,03	0,23	0,05	0,12	0,03	0,17	0,08
Log (Y/K)	-0,01	0,01	0,01	0,02	0,00	0,01	-0,02	0,03
Part d'ouvriers dans l'établissement (5)	-0,25	0,03	-0,26	0,08	-0,48	0,06	-0,56	0,11
Part de temps partiels dans l'établissement	-0,15	0,02	-0,27	0,05	-0,02	0,03	-0,27	0,06
Part d'employés dans l'établissement (5)	-0,11	0,03	-0,01	0,07	-0,26	0,06	-0,47	0,10
Part de maîtrises (5)	-0,13	0,04	-0,18	0,12	-0,22	0,10	-0,24	0,17
Ratio de Mills	0,00	0,02	0,24	0,06	0,00	0,02	0,24	0,06

Sources : CMOSS 1992, BRN 1991, LIFI 1991

Champ : 7813 salariés de 2003 établissements de plus de 50 salariés de l'industrie.

Références (1): référence du diplôme : baccalauréat professionnel (2) référence secteur : industrie des biens d'équipement (3) référence taille : établissements de plus de 500 salariés (4) référence de la zone d'étude et d'aménagement du territoire est l'Est (5) référence part de cadre

Ratio de Mills : variables explicatives des tableaux E.1 et E.2

Note : on présente ici un seul ensemble de quatre équations de salaire. Ces équations servent à calculer les grandeurs présentées dans le tableau D1 lorsque la norme de référence retenue est la situation moyenne des hommes couverts par les délégués syndicaux. Pour les autres normes, on réestime ces équations de salaire sur un champ différent, sur le support commun de la propension à être dans la situation de référence. Les résultats des équations de salaire sont sensiblement les mêmes et c'est pourquoi nous ne les présentons pas en annexe.