



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY

La présence syndicale réduit-elle la discrimination salariale à l'encontre des femmes? Un examen sur l'année 2002

Emmanuel DUGUET & Pascale PETIT

06 - 09

LA PRESENCE SYNDICALE REDUIT-ELLE LA DISCRIMINATION SALARIALE A L'ENCONTRE DES FEMMES ? UN EXAMEN SUR L'ANNEE 2002¹

Emmanuel DUGUET² et Pascale PETIT³

23 octobre 2006

Résumé

Les lois Roudy (1983) et Génisson(2001), relatives à la discrimination, devraient produire leurs effets et réduire progressivement la discrimination salariale à l'encontre des femmes. Nous réalisons une étude sur l'année 2002, qui permet de voir si la situation a évolué sur la décennie 1992-2002. Nous examinons le salaire horaire total, qui inclut les heures supplémentaires et les primes. Nous ne trouvons aucun effet significatif de réduction de la discrimination salariale à l'encontre des femmes en présence d'une délégation syndicale.

Mots-clés : inégalités salariales, discrimination salariale, syndicat.

Classement JEL : J31,J51,J71.

Abstract

The recent French laws gave union representatives increasing means to fight gender discrimination. We study the impact of union representatives on the gender wage gap at the establishment level in 2002. First, we use standard regression methods and propensity score matching. Regression methods show no effect of unions on the gender wage gap, and matching methods confirm this first result. Second, we investigate whether the presence of union representatives reduces wage discrimination. We use an extension of the Blinder-Oaxaca decomposition that separates the impact of union on discrimination. We find that union coverage does not decrease wage discrimination.

Keywords : gender wage gap, wage discrimination, unions.

JEL Classification : J31,J51,J71.

¹ Les auteurs remercient M. Koubi et D. Margolis pour leurs commentaires sur une version préliminaire de l'article, ainsi que les participants aux séminaires de la DARES, TEMA (Paris I) et « Genre » (Paris I), aux Journées de Microéconomie Appliquée (Nantes, 2006), au congrès de l'EEA (Vienne, 2006) et au congrès de l'EALE (Prague, 2006). Nous restons seuls responsables de toute erreur ou omission éventuelle.

² EPEE (EA 2177 CNRS) – Université d'Evry Val d'Essonne – 4, boulevard François Mitterrand – 91025 Evry Cedex et Centre d'Etudes de l'Emploi. Courriel : emmanuel.duguet@univ-evry.fr

³ DARES – Département « Salaires et Conventions Salariales » - 39-43, quai André Citroën – 75015 Paris. Courriel : p.petit@dares.travail.gouv.fr.

1 Introduction

En France, l'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes est constitutionnelle. L'Etat a explicitement choisi d'impliquer les syndicats, dans le cadre des négociations collectives, pour promouvoir l'égalité entre les genres sur le marché du travail et réduire l'ampleur de la discrimination salariale, estimée entre 3 et 10% (Meurs et Ponthieux (2000) ; Crépon et al (2003)). Ainsi, les lois de 1983⁴ et de 2001⁵, relatives à l'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes escompte pour l'une, et oblige pour l'autre, que les négociations au niveau des branches et des entreprises portent sur le thème de l'égalité professionnelle. Parallèlement, elles confèrent aux syndicats de nouveaux moyens. Par exemple, la loi de 1983 autorise les syndicats à se porter partie civile, lorsqu'ils constatent un cas de discrimination dans une entreprise ; la loi de 2001 contraint les employeurs des entreprises de plus de 50 salariés à fournir aux représentants syndicaux, un rapport annuel sur la situation comparée des hommes et des femmes dans l'entreprise, ce rapport devant servir de base pour la négociation.

Les syndicats, en particulier en France, affichent clairement un objectif d'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes. Parallèlement, ils défendent des structures de salaires égalitaires *via* la compression de la distribution des salaires et des rémunérations fondées davantage sur les caractéristiques des postes occupés plutôt que sur les caractéristiques des individus qui les occupent (Machin (1999)). A ce double titre, les syndicats devraient contribuer à réduire la discrimination salariale à l'encontre des femmes. Toutefois, selon Sap (1993), l'ampleur de la correction de la discrimination par les syndicats dépend essentiellement d'une part, du rapport de force entre les syndicats et les firmes lors des négociations salariales, et d'autre part, du rapport de force entre les femmes et les hommes au sein même des organisations syndicales. Ainsi, plus le pouvoir de négociation des syndicats vis-à-vis des employeurs est important, plus la taille de la rente salariale des syndicats est élevée. Se pose alors la question du partage de cette rente entre les travailleurs couverts. Si les femmes ont un pouvoir de négociation relativement faible au sein des syndicats (par exemple, parce que les femmes se syndiquent moins que les hommes⁶, et que par suite, leur poids électoral est plus faible ou encore parce qu'elles sont sous-représentées aux postes influents

⁴ La loi Roudy de 1983 consacre le principe de l'égalité de traitement des hommes et des femmes en matière d'embauche, de formation, de rémunération, de promotion, d'affectation et de classification. L'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes est appelée à se diffuser par le biais des négociations entre les partenaires sociaux (négociation de plans d'égalité, de contrats pour la mixité professionnelle, retrait des clauses discriminatoires dans les conventions collectives, droit des syndicats à se porter partie civile s'ils constatent qu'une entreprise pratique une discrimination).

⁵ La loi Génisson de 2001 rappelle le principe d'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes et précise les mesures destinées à l'atteindre (négociations annuelles obligatoires sur le thème de l'égalité professionnelle).

dans les syndicats), la répartition de la rente ne se fera pas en leur faveur. Par conséquent, le salaire des hommes demeurera plus élevé, à caractéristiques données.

Les taux de couverture et les taux de syndicalisation⁷ diffèrent sensiblement entre les différents pays, en raison de contraintes légales différentes. Par exemple, en France et en Espagne, les conventions collectives n'ont pas le droit de discriminer entre les syndiqués et les non syndiqués. Cette interdiction peut expliquer l'importance de l'écart entre le taux de couverture, élevé dans ces deux pays, et le taux de syndicalisation, particulièrement faible. Au contraire, en Australie, en Nouvelle-Zélande, aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, la légalité de la discrimination entre syndiqués et non syndiqués favorise l'adhésion à un syndicat. Il en résulte que le taux de syndicalisation ne fournit pas toujours une bonne mesure du pouvoir des syndicats. En France, bien que le taux de syndicalisation soit très faible (9%), les syndicats jouent un rôle prépondérant car ils disposent légalement du pouvoir de représentation des travailleurs lors des négociations collectives. Au contraire, aux Etats-Unis, où le taux de syndicalisation est plus élevé, les contraintes légales imposent la négociation seulement si la majorité des salariés d'une entreprise vote pour qu'un syndicat les représente (Cahuc et Zylberberg (2001)). Au total, il apparaît donc préférable d'examiner l'effet des syndicats sur les inégalités entre les hommes et les femmes, en comparant leur situation selon qu'ils sont couverts ou non par des accords collectifs.

La plupart des études qui se sont attachées à estimer l'effet spécifique des syndicats sur les salaires féminins et sur les inégalités de salaires non expliquées entre les femmes et les hommes sont relatives aux marchés du travail anglo-saxons. Ces derniers sont particulièrement propices à une mesure de l'effet salarial des syndicats car une proportion conséquente d'individus ne bénéficie pas des acquis syndicaux. Par exemple, aux Etats-Unis, en Grande-Bretagne et au Canada, seulement un tiers des salariés sont couverts par des accords collectifs. L'existence d'une proportion suffisamment importante d'individus ne bénéficiant pas de l'action des syndicats permet d'identifier l'effet, notamment salarial, de ces derniers. L'estimation de l'effet salarial des syndicats est un exercice plus difficile sur données françaises car le taux de couverture conventionnelle est de l'ordre de 95%. L'extension des acquis syndicaux à la quasi totalité des travailleurs sur le marché du travail français ne permet pas de comparer les salaires des individus qui bénéficient des acquis syndicaux à ceux qui n'en bénéficient pas. Cette caractéristique du marché du travail français explique que la seule étude

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

⁷ Le taux de syndicalisation est égal à la proportion de salariés syndiqués et le taux de couverture est égal à la proportion de salariés couverts par une convention collective. En 1994, en moyenne, les taux de syndicalisation et de couverture étaient respectivement de 16% et 18% aux Etats-Unis, 34% et 47% au Royaume-Uni, 38% et 36% au Canada, 9% et 95% en France, 19% et 78% en Espagne, 35% et 80% en Australie (Source : Ocde 1997).

consacrée à cette question se soit limitée à examiner l'effet marginal de la présence syndicale dans les entreprises sur les inégalités de salaires entre les hommes et les femmes (Leclair et Petit (2004)).

Les travaux réalisés sur données anglo-saxonnes suggèrent un effet modéré des syndicats sur les inégalités entre les femmes et les hommes. Tout d'abord, une part de la faiblesse relative des inégalités salariales entre les femmes et les hommes couverts par un accord collectif est liée à leur plus grande homogénéité en termes de caractéristiques observables. D'autre part, si la politique salariale des syndicats contribue à réduire l'écart de salaires non expliqué entre les genres au sein du secteur couvert par des accords collectifs, notamment en induisant un accroissement des salaires plus important pour les femmes que pour les hommes (Main et Reilly (1992)), elle n'est toutefois pas suffisante pour l'annihiler (Doiron et Riddell (1994)).

Sur des données françaises de 1992, Leclair et Petit (2004) comparent les rémunérations des individus selon qu'ils sont couverts ou non par une délégation syndicale, en sachant que si les individus non couverts par un délégué syndical ne bénéficient pas de l'action des syndicats au niveau décentralisé des établissements, la plupart d'entre eux sont toutefois couverts à un niveau plus centralisé. Cette étude ne rend donc pas compte de l'effet salarial global des syndicats dans l'économie française car elle ne peut estimer leur effet au niveau des négociations de branche, bien qu'*a priori*, les négociations de branche puissent avoir un effet sur les inégalités entre les hommes et les femmes, *via* la fixation des salaires minima et la classification des emplois. Les résultats de cette étude suggèrent, qu'en moyenne, la présence syndicale dans les établissements contribue à accroître les salaires des hommes et des femmes. Toutefois, à caractéristiques observables données, elle n'induit pas de diminution significative de l'écart de salaires entre les hommes et les femmes.

Cette étude vise à étendre les travaux antérieurs en examinant trois questions. Premièrement, les modifications législatives relatives à la discrimination devraient produire leurs effets et réduire progressivement la discrimination à l'encontre des femmes dans le temps. Nous réalisons une étude sur l'année 2002, qui permet de voir si la situation a évolué sur la décennie 1992-2002. Deuxièmement, la loi Génisson étant passée en 2001, notre étude permet de voir si elle a déjà produit des effets globaux un an plus tard.

La section 2 présente des données de base sur les différences de rémunérations horaires entre les hommes et les femmes. La section 3 résume les méthodologies employées pour estimer les différentiels de rémunérations entre hommes et femmes à caractéristiques observables identiques, et pour isoler la composante de discrimination au sein de ces différences. Les résultats sont présentés dans la section 4 et les conclusions principales dans la dernière section.

2 Statistiques descriptives

Les résultats de cette étude sont issus de l'Enquête sur la Structure des Salaires en 2002 de l'INSEE. Cette enquête comprend l'interrogation d'un échantillon d'établissements appartenant à des entreprises de 10 salariés ou plus, et l'interrogation directe d'un échantillon de leurs salariés. Les établissements qui sont interrogés doivent fournir des données individuelles pour un échantillon de leurs salariés. Ces données sont relatives à l'emploi occupé, à la durée du travail, à la rémunération brute totale ainsi qu'à sa ventilation par composante. Plus de 13 000 établissements ont répondu, pour environ 121 000 de leurs salariés.

Le tableau 1 présente la couverture syndicale des salariés selon l'Enquête sur la Structure des Salaires réalisée par l'INSEE en 2002. Sur l'ensemble des établissements, 61% des salariés bénéficient de la présence d'une délégation syndicale. Cet effet global cache toutefois un effet de répartition : alors que les hommes sont couverts à 64% par une délégation syndicale, seules 56% des femmes le sont. Ces écarts de représentation syndicale pourraient *a priori* se traduire par des écarts de rémunération. Le tableau 2 présente un ensemble de comparaisons des salaires horaires totaux, qui incluent les primes et les heures supplémentaires, selon le genre et la couverture syndicale. L'écart est de 18.1% entre hommes et femmes.

Un écart de rémunération horaire existe également entre les salariés couverts et non couverts par un délégué syndical. En moyenne, le salaire horaire total est supérieur de 18.2% lorsque les salariés sont couverts par une délégation syndicale. Cet écart laisse à penser que la présence d'une délégation syndicale pourrait réduire l'écart de salaires entre les hommes et les femmes. Ce n'est pas le cas en moyenne. L'écart de salaire horaire total entre hommes et femmes est de 19.1% dans les établissements couverts, alors qu'il est de 14.7% dans les établissements non couverts. Globalement, on trouve donc que, d'une part, les salariés sont mieux payés dans les établissements couverts par une délégation syndicale et que, d'autre part, l'écart de rémunération entre hommes et femmes est plus fort en présence d'une délégation syndicale. Toutefois, les femmes sont mieux payées en présence d'une délégation syndicale : elles gagnent 14.4% de plus que les femmes non couvertes en salaire horaire total. Le maintien des différences entre hommes et femmes dans les établissements couverts s'explique par le fait que le gain salarial associé à la couverture syndicale est plus important pour les hommes.

Cette différence provient essentiellement de deux facteurs. Premièrement, d'une meilleure rémunération horaire des heures supplémentaires pour les hommes (Tableau 3). En l'absence d'une délégation syndicale, les heures supplémentaires réalisées par les hommes sont mieux rémunérées que celles des femmes à hauteur de 11%. En présence d'une

délégation syndicale, cet écart est de 13%. Deuxièmement, la différence de salaire horaire total est influencée par les primes qui sont toutes plus élevées pour les hommes, avec ou sans délégation syndicale.⁸ En fait, la présence d'une délégation syndicale est corrélée positivement avec certains écarts de primes entre les hommes et femmes : primes à périodicité fixe, de contrainte du poste et d'ancienneté. La présence d'une délégation syndicale réduit les écarts sur les primes liées à la performance individuelle ou collective. Globalement, l'écart moyen de primes entre les hommes et les femmes est plus élevé en présence d'une délégation syndicale (38% au lieu de 28%, significatif au seuil de 5%). A ces écarts horaires s'ajoute l'effet du nombre d'heures : les hommes réalisent 11% d'heures en plus que les femmes en l'absence d'une délégation syndicale, et 6% en plus en présence d'une délégation. Les écarts sont respectivement de 77% et 49% pour les heures supplémentaires.

Nous avons également comparé directement les écarts de rémunération horaire par catégorie professionnelle (Tableau 4). La présence d'une délégation syndicale est associée à un différentiel de salaire significativement plus élevé entre hommes et femmes quelle que soit la catégorie professionnelle. Toutefois, le différentiel n'est significativement plus élevé que pour les ouvriers et les employés. Ces résultats comparent toutefois des établissements et des salariés différents, on ne peut donc pas en conclure à cette étape de l'analyse que la présence d'une délégation syndicale aurait un effet sur la discrimination salariale.

Les différences de caractéristiques selon la couverture syndicale et le genre des salariés sont présentées dans le tableau 5. La différence la plus marquée entre les hommes et les femmes porte sur la catégorie professionnelle : les hommes sont plus nombreux parmi les cadres et les ouvriers, alors que les femmes sont beaucoup plus nombreuses parmi les employés. La deuxième différence porte sur la durée hebdomadaire du travail : les femmes travaillent plus souvent à temps partiel. Vient ensuite le secteur d'activité : les hommes travaillent plus souvent dans l'industrie manufacturière et les femmes dans l'immobilier. Enfin, les interruptions de carrière d'au moins un an sont plus fréquentes chez les femmes. Toutes ces différences peuvent avoir un effet sur les salaires et il nous faudra, pour cette raison, effectuer des corrections sur les écarts de salaires hommes-femmes.

De même, nous avons comparé les caractéristiques des salariés selon qu'ils sont couverts ou non par une délégation syndicale (Tableau 5). La différence la plus importante porte sur la taille de l'établissement : plus elle est élevée plus la couverture syndicale est fréquente. Vient ensuite l'appartenance à un groupe, qui est positivement corrélée à la présence d'une délégation syndicale. Le secteur d'activité révèle également des différences importantes : la couverture syndicale est plus forte dans l'industrie manufacturière et plus faible

⁸ Le salaire horaire total est défini comme le ratio de la totalité des rémunérations obtenues (salaires de base, heures supplémentaires et toutes les primes) sur le nombre d'heures effectuées. D'où l'influence des primes sur

dans le commerce et l'immobilier. Enfin, les cadres sont mieux couverts par une représentation syndicale que les employés. Ces deux dernières différences se retrouvent également dans la comparaison hommes-femmes.

Dans la section suivante nous examinerons l'effet de la présence d'une délégation syndicale sur les écarts de rémunérations entre hommes et femmes, et sur la discrimination salariale qui n'en représente qu'une partie. Pour cela, nous utiliserons trois méthodes différentes. La première méthode consiste à estimer des équations de salaires dans lesquelles on inclut la présence d'une délégation syndicale parmi les régresseurs. La deuxième méthode consiste à appairer des salariés couverts et non couverts par une délégation syndicale, selon la méthode à la Rubin. Enfin, la troisième méthode, qui vise à mesurer la discrimination et non le simple différentiel de salaire, consiste à appliquer une décomposition de type Blinder-Oaxaca.

cette variable.

3 Méthodologie

3.1 Effet d'une variable sur les salaires

3.1.1 Méthodes de régression usuelles

La méthode de base consiste, dans un premier temps, à estimer une équation de salaire par genre pour estimer l'effet d'une variable T sur les salaires w, puis, dans un second temps, à examiner l'écart des effets sur les hommes et les femmes.⁹ L'écart des salaires moyen est obtenu par la régression suivante (écart des moyennes arithmétiques) :

$$E(w|T) = a_0^A + a_1^A \times T \quad (2)$$

on remarque que le différentiel de salaire attribuable à la présence d'une délégation syndicale est défini par :

$$E(w|T = 1) - E(w|T = 0) = a_0^A + a_1^A \times 1 - (a_0^A + a_1^A \times 0) = a_1^A \quad (3)$$

Cette mesure du différentiel de salaire est toutefois très insuffisante parce qu'elle ne prend pas en compte les différences de caractéristiques des individus (ancienneté, niveau d'études etc.). On note X ces caractéristiques, et la deuxième méthode employée est obtenue en effectuant la régression suivante (régression simple) :

$$E(w|T, X) = a_0^B + a_1^B \times T + Xb_1^B \quad (4)$$

le différentiel de salaire attribuable à variable dichotomique T est égal à :

$$E(w|T = 1, X) - E(w|T = 0, X) = a_0^B + a_1^B \times 1 + Xb_1^B - (a_0^B + a_1^B \times 0 + Xb_1^B) = a_1^B \quad (5)$$

et cette différence est maintenant purgée des différences de salaire qui s'expliquent par les caractéristiques individuelles, du poste occupé et d'établissement. Enfin, nous présentons une troisième estimation où l'effet de la variable T peut varier avec chaque individu (régression avec produits croisés) :

$$E(w|T, X) = a_0^C + a_1^C \times T + (X \otimes T)a_2^C + Xb_1^C \quad (6)$$

⁹ Dans la pratique, la variable étudiée est part la présence d'une délégation syndicale.

où le produit de Kronecker désigne l'ensemble des produits croisés entre la variable indicatrice $T \in \{0,1\}$ et chacune des variables explicatives (X). L'effet de la variable T est maintenant mesurée par :

$$\begin{aligned} E(w|T=1, X) - E(w|T=0, X) &= a_0^C + a_1^C \times 1 + (X \otimes 1)a_2^C + Xb_1^C - (a_0^C + a_1^C \times 0 + (X \otimes 0)a_2^C + Xb_1^C) \\ &= a_1^C + (X \otimes 1)a_2^C \\ &= a_1^C + Xa_2^C \end{aligned}$$

Lorsque les variables explicatives sont centrées (X de moyenne nulle), le coefficient a_1^C donne la moyenne des effets d'une délégation syndicale. On centre donc toujours les variables de X dans la pratique.

De plus nous avons effectué un test de l'hypothèse $a_2^C = 0$ qui correspond à l'homogénéité des effets entre tous les individus.

3.1.2 Appariement avec noyau

Il s'agit d'une autre méthode pour estimer l'effet moyen l'effet d'une variable T sur les salaires. En reprenant la terminologie usuelle de cette littérature (Rubin, 1974), on considère que la variable T est un traitement et que la variable w est la performance potentiellement modifiable par ce traitement.

Ici, on considère qu'un salarié possède deux valeurs potentielles du salaire w : en l'absence de traitement, notée w_0 , et avec traitement, notée w_1 . Or on observe le salaire suivant :

$$w = T w_1 + (1 - T) w_0 = \begin{cases} w_0 & \text{si } T = 0 \\ w_1 & \text{si } T = 1 \end{cases}$$

Le problème d'estimation vient du fait que l'on n'observe que le salaire w_1 quand $T=1$ et que le salaire w_0 quand $T=0$. On cherche à estimer trois quantités :

$c = E(w_1 - w_0)$, l'effet global du traitement sur l'ensemble des individus,

$c_1 = E(w_1 - w_0 | T = 1)$, l'effet du traitement sur les individus traités, il s'agit de l'évaluation au sens usuel ;

$c_0 = E(w_1 - w_0 | T = 0)$, l'effet potentiel du traitement sur les individus non traités, il s'agit d'une évaluation prospective.

Les trois quantités d'intérêt sont reliées par la relation suivante :

$$c = c_1 \Pr[T = 1] + c_0 \Pr[T = 0].$$

Il faut donc estimer le salaire que percevrait un individu traité s'il n'était pas traité, et le salaire que percevrait un individu non traité s'il était traité. A la suite de Rubin (1974), et Rosenbaum et Rubin (1983) on utilise la méthode d'appariement sur la probabilité d'être traité.

L'intuition de cette méthode est la suivante. Si deux individus ont la même probabilité d'être traités, et que le premier l'est alors que le second ne l'est pas, tout se passe comme si le traitement était affecté aléatoirement entre ces deux individus. Dans ce cas, la comparaison des salaires de ces deux individus fournirait une estimation de l'effet du traitement sur la rémunération.

Estimation de l'effet sur les couverts c_1 . On considère les individus traités et, pour chacun d'entre eux on estime le salaire qu'ils auraient en l'absence de traitement de la manière suivante. On sélectionne un individu traité et on effectue la moyenne des salaires des individus non traités qui ont la même probabilité que lui d'être traités. On effectue ensuite la moyenne des écarts obtenus sur tous les individus traités. On effectue une opération symétrique pour estimer l'effet sur les non traités, et on estime l'effet total en appariant chaque individu avec ceux du groupe auquel il n'appartient pas.

Dans cette application, nous utilisons la variante proposée par Heckman, Ichimura et Todd (1998), qui consiste à utiliser un estimateur de Nadaraya-Watson. Pour chaque individu couvert, on calcule la différence entre son salaire horaire et le salaire horaire moyen de ses plus proches contrefactuels. Pour ce calcul, on utilise une pondération différente pour chaque contrefactuel, où la pondération décroît au fur et à mesure que l'on s'éloigne de la probabilité de traitement de l'individu de référence. Le salaire horaire que les individus traités ($i \in I_1$) percevraient s'ils n'étaient pas traités est estimé par :

$$\hat{w}_{0,i} = \sum_{j \in I_0} \frac{K[(\hat{p}_j - \hat{p}_i)/h] \times w_j}{\sum_{j \in I_0} K[(\hat{p}_j - \hat{p}_i)/h]}, \quad i \in I_1$$

où $K(\cdot)$ est un noyau normal et h la fenêtre de Silverman correspondante. De même le salaire horaire que les individus non traités ($i \in I_0$) percevraient s'ils étaient traités est estimé par :

$$\hat{w}_{1,i} = \sum_{j \in I_1} \frac{K[(\hat{p}_j - \hat{p}_i)/h] \times w_j}{\sum_{j \in I_1} K[(\hat{p}_j - \hat{p}_i)/h]}, i \in I_0,$$

L'effet causal moyen sur les individus traités est alors défini par :

$$\hat{c}_1 = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1} \{w_{1,i} - \hat{w}_{0,i}\},$$

l'effet causal moyen sur les individus non traités par :

$$\hat{c}_0 = \frac{1}{N_0} \sum_{i \in I_0} \{\hat{w}_{1,i} - w_{0,i}\},$$

et l'effet causal moyen sur l'ensemble de la population par :

$$\hat{c} = \frac{1}{N_0 + N_1} \left(\sum_{i \in I_0} \{\hat{w}_{1,i} - w_{0,i}\} + \sum_{i \in I_1} \{w_{1,i} - \hat{w}_{0,i}\} \right),$$

ces estimateurs sont asymptotiquement normaux et leurs écarts-types asymptotiques sont calculés par le bootstrap sur 135 simulations.

Pour effectuer cette comparaison, il faut utiliser le support commun. En effet les individus traités ont en moyenne une probabilité d'être traités qui est supérieure à celle des individus non traités. Ces deux distributions de probabilité ne sont pas définies sur le même support. Ici, on prend l'intersection des supports, définis par les premier et 99^e centiles des distributions de probabilité. Ceci implique aussi que toute comparaison est partielle, on doit éliminer à la fois les individus dont la probabilité est très proche de 0 et ceux dont la probabilité est très proche de 1.

3.1.3 Ecart des différentiels de salaires

Les méthodes précédentes permettent d'estimer un différentiel de salaires entre couverts et non couverts, mais pas entre hommes et femmes. Si l'estimation de ce différentiel est $\hat{\delta}_h$ pour les hommes et $\hat{\delta}_f$ pour les femmes, on peut étudier l'écart de ces différentiels à l'aide de la statistique :

$$\Delta = \frac{|\hat{\delta}_h - \hat{\delta}_f|}{\sqrt{\hat{V}(\hat{\delta}_h) + \hat{V}(\hat{\delta}_f)}},$$

qui suit asymptotiquement une loi normale centrée et réduite.¹⁰ Cette statistique permet de voir si les modifications de salaires liés à la présence syndicale sont similaires pour les hommes et les femmes.

3.2 Effet d'une variable sur la discrimination

3.2.1 Méthodes de régression

Les méthodes de régression usuelles supposent que les équations de salaire des hommes et des femmes ne diffèrent qu'à une constante près. Or il est possible que les caractéristiques des hommes et des femmes soient valorisées différemment par l'employeur. Afin de corriger ce problème, Blinder (1973) et Oaxaca (1973) proposent d'estimer la discrimination de la façon suivante. Tout d'abord, les équations de salaire sont estimées séparément sur la sous-population des hommes (h) et sur la sous-population des femmes (f).

$$\begin{cases} w_{ij}^f = X_{ij}^f b^f + u_{ij}^f \\ w_{ij}^h = X_{ij}^h b^h + u_{ij}^h \end{cases} \quad (7)$$

La variable expliquée est le logarithme du salaire (w_{ij}) de l'individu i travaillant dans l'entreprise j . Le logarithme du salaire est expliqué par un vecteur de variables explicatives (X_{ij}) et u_{ij} est une perturbation. Avec cette modélisation, on peut calculer les salaires que gagneraient les femmes si elles étaient payées comme les hommes $X_{ij}^f \hat{b}^h$, et ce que gagneraient les hommes s'ils étaient payés comme les femmes $X_{ij}^h \hat{b}^f$.

3.2.2 Décompositions de l'écart de salaires

En utilisant l'estimation des rendements des caractéristiques observables (\hat{b}), l'écart entre les salaires moyens des hommes et des femmes ($\overline{w}^h - \overline{w}^f$) peut être décomposé en une composante expliquée par la différence des caractéristiques observables moyennes ($(\overline{X}^h - \overline{X}^f) \hat{b}^h$) et en une composante non expliquée, liée à des rendements de caractéristiques observables différents pour les hommes et les femmes ($\overline{X}^f (\hat{b}^h - \hat{b}^f)$) :

$$\overline{w}^h - \overline{w}^f = \underbrace{(\overline{X}^h - \overline{X}^f) \hat{b}^h}_{\text{Différences de caractéristiques}} + \underbrace{\overline{X}^f (\hat{b}^h - \hat{b}^f)}_{\text{Différences de rendement des caractéristiques}} \quad (8)$$

¹⁰ Les estimations sur les hommes et les femmes sont séparées, d'où l'absence de prise en compte d'une corrélation.

\bar{w}^k représente le salaire moyen en logarithme des hommes ($k=h$) ou des femmes ($k=f$), \bar{X}^k représente les caractéristiques observables moyennes des hommes ou des femmes, \hat{b}^k représente le rendement de ces caractéristiques pour les hommes et pour les femmes, estimé à partir des Equations (7).

Le premier terme du membre de droite de l'Equation (8) mesure la part de l'écart salarial expliquée par des différences de caractéristiques moyennes entre les hommes et les femmes. Ce terme serait donc nul si les femmes et les hommes avaient en moyenne les mêmes caractéristiques observables. Le deuxième terme du membre de droite de l'Equation (8) mesure la part de l'écart salarial liée à des différences de rendement entre les hommes et les femmes, d'un ensemble de caractéristiques données. Cette seconde composante, résiduelle, de l'écart salarial représente la part de l'écart de salaires entre les hommes et les femmes, non expliquée par des différences de caractéristiques observables. Cette composante est assimilée à la discrimination salariale dans la littérature. En l'absence de discrimination, ce terme serait nul ($\hat{b}^f = \hat{b}^h$). Le rendement des caractéristiques ne serait alors pas différent selon le genre des individus.

La décomposition de Blinder-Oaxaca n'est pas dépourvu de limites, et ne fournit, de fait, qu'une mesure imparfaite de la discrimination. Premièrement, l'estimation de la discrimination à l'aide d'équations de salaires suppose de considérer que les caractéristiques productives des individus ne sont pas elles-mêmes influencées par des pratiques discriminatoires. Or, l'existence d'une discrimination réelle ou supposée peut conditionner les choix des individus en matière de formation et d'emploi. Deuxièmement, l'estimation de la discrimination à l'aide d'une équation de salaires suppose une estimation correcte de la productivité des individus. Or, les sources disponibles ne permettent pas d'estimer *parfaitement* la productivité des individus ; certaines variables, tels que la spécialisation des diplômés ou l'effort fourni par le salarié influencent sa productivité mais ne sont pas observables dans les données. D'autres variables sont mesurées avec une erreur ; Ainsi, l'expérience professionnelle est surestimée lorsque les interruptions de carrière ne sont pas observables.

Dans cette étude, nous estimons quatre équations de salaires, soit une équation de salaires pour chacune des quatre sous-populations suivantes : les femmes bénéficiant d'une couverture syndicale, les hommes bénéficiant d'une couverture syndicale, les femmes ne bénéficiant pas d'une couverture syndicale et les hommes ne bénéficiant pas d'une couverture syndicale. L'exposant s identifie la présence d'une couverture syndicale. L'exposant \bar{s} identifie l'absence de couverture syndicale. Les exposants f et h identifient respectivement les femmes et les hommes.

$$\begin{cases} w^{fs}_{ij} = X^{fs}_{ij} b^{fs} + u^{fs}_{ij} \\ w^{hs}_{ij} = X^{hs}_{ij} b^{hs} + u^{hs}_{ij} \\ w^{f\bar{s}}_{ij} = X^{f\bar{s}}_{ij} b^{f\bar{s}} + u^{f\bar{s}}_{ij} \\ w^{h\bar{s}}_{ij} = X^{h\bar{s}}_{ij} b^{h\bar{s}} + u^{h\bar{s}}_{ij} \end{cases} \quad (9)$$

La procédure en deux étapes de Heckman (1979) est une méthode fréquemment utilisée dans la littérature lorsque la population dont on observe le salaire n'est pas un échantillon aléatoire de la population de référence. Cette méthode consiste à estimer la probabilité d'appartenance au groupe dont on observe le salaire, à l'aide d'un modèle probit, à calculer l'inverse du ratio de Mills, puis à l'inclure comme une des variables explicatives de l'équation du salaire. Dans cette étude, nous corrigeons le biais de sélection lié à la couverture syndicale en appliquant la méthode de Heckman (1979).

Nous estimons séparément le modèle probit pour les hommes et les femmes. La probabilité d'être couvert par un délégué syndical ($S_{ij} = 1$) est expliquée par un vecteur de caractéristiques observables ($Z_{ij}^k, k = h, f$) comprenant les caractéristiques individuelles du salarié, du poste et de l'établissement qui l'emploie.

$$\begin{cases} P(S_{ij} = 1|f) = P(S_{ij}^* > 0|f) = \Phi(Z_{ij}^f a^f + v_{ij}^f) \\ P(S_{ij} = 1|h) = P(S_{ij}^* > 0|h) = \Phi(Z_{ij}^h a^h + v_{ij}^h) \end{cases} \quad (10)$$

Suivant les travaux de Doiron et Riddell (1994), et Leclair et Petit (2004), nous utilisons une décomposition permettant d'estimer les effets de la couverture syndicale sur l'écart entre les salaires moyens des hommes et des femmes :

$$\bar{w}^h - \bar{w}^f = p^{fs}(\bar{w}^{hs} - \bar{w}^{fs}) + (1 - p^{fs})(\bar{w}^{h\bar{s}} - \bar{w}^{f\bar{s}}) + (p^{hs} - p^{fs})(\bar{w}^{hs} - \bar{w}^{h\bar{s}}) \quad (11)$$

où p^{fs} est la proportion de femmes qui sont couvertes par une délégation syndicale et p^{hs} est la proportion d'hommes qui sont couverts par une délégation syndicale.

L'écart moyen de salaire entre les hommes et les femmes peut alors être réécrit en distinguant la composante de cet écart imputable aux différences moyennes de salaires observées dans les établissements couverts par un délégué syndical (premier terme de l'Equation (11)), la composante liées aux différences moyennes de salaire observées dans les établissements non couverts par un délégué syndical (deuxième terme de l'Equation (11)), et

enfin, la composante induite par la différence de couverture syndicale des hommes et des femmes (troisième terme de l'Equation (11)).

Les deux premiers termes de l'Equation (11) peuvent être réécrits en appliquant une décomposition de Blinder-Oaxaca :

$$\begin{aligned} \bar{w}^h - \bar{w}^f &= \underbrace{p^{fs}(\bar{X}^{hs} - \bar{X}^{fs})\hat{b}^{hs} + (1-p^{fs})(\bar{X}^{h\bar{s}} - \bar{X}^{f\bar{s}})\hat{b}^{h\bar{s}}}_{A} \\ &+ \underbrace{p^{fs}\bar{X}^{fs}(\hat{b}^{hs} - \hat{b}^{fs}) + (1-p^{fs})\bar{X}^{f\bar{s}}(\hat{b}^{h\bar{s}} - \hat{b}^{f\bar{s}})}_{B} \\ &+ \underbrace{(p^{hs} - p^{fs})(\bar{w}^{-hs} - \bar{w}^{-h\bar{s}})}_{C} \end{aligned} \quad (12)$$

Le terme A de l'Equation (12) représente la part de l'écart salarial entre les hommes et les femmes expliquée par des différences de caractéristiques observables. Le terme B représente la part de l'écart salarial non expliqué par des différences de caractéristiques observables. Le terme C représente la part de l'écart salarial dû à une moins bonne couverture syndicale des femmes sous l'hypothèse qu'il existe bien un gain salarial associé à la couverture.

On décompose ensuite la partie C de l'équation 12. La différence de couverture syndicale entre les hommes et les femmes peut être, comme les salaires, décomposée en une composante expliquée par les différences de caractéristiques observables entre les hommes et les femmes et en une composante non expliquée, liée à des différences d'impact des caractéristiques sur la couverture, selon que les individus sont des hommes ou des femmes.

A partir de l'équation (10), on calcule la proportion, p^{fs*} de femmes, qui seraient couvertes par un délégué syndical si leurs caractéristiques Z_{ij}^f avaient le même impact que celles des hommes dans la détermination de la couverture syndicale, avec

$$p^{fs*} = \frac{1}{n_f} \sum_i \Phi(Z_{ij}^f \hat{a}^h) \quad (13)$$

Le terme C de l'équation (12) peut alors se réécrire de la manière suivante.

$$(p^{hs} - p^{fs})(\bar{w}^{-hs} - \bar{w}^{-h\bar{s}}) = \underbrace{(p^{hs} - p^{fs*})}_{\text{Différence de couverture expliquée}} (\bar{w}^{-hs} - \bar{w}^{-h\bar{s}}) + \underbrace{(p^{fs*} - p^{fs})}_{\text{Différence de couverture non expliquée}} (\bar{w}^{-hs} - \bar{w}^{-h\bar{s}}) \quad (14)$$

On peut également examiner si la présence d'une délégation syndicale dans un établissement a un effet sur les salaires des hommes et des femmes ou si la différence de

salaires observée entre les salariés couverts et non couverts par une délégation syndicale est seulement induite par des différences de caractéristiques observables entre les salariés couverts et non couverts. A cette fin, nous mesurons, pour les hommes et pour les femmes, l'écart de rendements des caractéristiques observables, selon que les individus sont couverts ou non par une délégation syndicale.

$$\begin{cases} (\hat{b}^{hs} - \hat{b}^{h\bar{s}}) \bar{X} \\ (\hat{b}^{fs} - \hat{b}^{f\bar{s}}) \bar{X} \end{cases} \quad (15)$$

où \bar{X} désigne la moyenne globale sur tous les salariés, afin de faciliter les comparaisons. Les syndicats peuvent également avoir un effet sur l'écart de salaires entre les hommes et les femmes en réduisant l'écart de salaires non expliqué par des différences de caractéristiques observables. Tel peut être le cas si la composante non expliquée de l'écart de salaires entre les hommes et les femmes est différente selon que les salariés sont couverts ou non par une délégation syndicale.

Pour examiner l'effet de la couverture syndicale sur la discrimination salariale, le terme B de l'Equation (12) peut être réécrit en faisant apparaître un différentiel entre l'écart de salaires non expliqué entre les genres au sein de la population couverte et l'écart de salaires non expliqué entre les genres au sein de la population non couverte par une délégation syndicale.

$$B = p^{fs} \underbrace{(\bar{X}^{fs} ((\hat{b}^{hs} - \hat{b}^{fs}) - (\hat{b}^{h\bar{s}} - \hat{b}^{f\bar{s}})))}_{\text{Effet des délégués syndicaux sur l'écart salarial non expliqué}} + \underbrace{(p^{fs} \bar{X}^{fs} + (1-p^{fs}) \bar{X}^{f\bar{s}})}_{\bar{X}_f} (\hat{b}^{h\bar{s}} - \hat{b}^{f\bar{s}}) \quad (16)$$

Le premier terme de l'Equation (16) est l'écart des différentiels entre les rendements masculins et féminins pour une valeur moyenne des caractéristiques observables (\bar{X}^{fs}), selon que les individus sont couverts ou non par une délégation syndicale. Autrement dit, nous comparons l'ampleur de la discrimination salariale en fonction de la présence syndicale dans les établissements. Si ce terme est significativement positif, la présence d'un délégué syndical détériore la situation salariale relative des femmes. En revanche, si ce terme est significativement négatif, la présence d'une délégation syndicale améliore la situation salariale relative des femmes, toutes choses égales par ailleurs. Ce terme est ici pondéré par la part des femmes couvertes par une délégation syndicale.

4 Résultats

4.1 Effet de la couverture sur l'écart des salaires entre hommes et femmes

Le tableau 6 présente une équation de salaire horaire. Cette équation mesure des effets « toutes choses égales par ailleurs ». On trouve un effet positif du capital humain mesuré sous différentes formes. Le salaire est croissant avec le niveau de diplôme (jusqu'à 40.4% pour un salarié ayant un diplôme de 2^e ou 3^e cycle universitaire par rapport à un salarié sans diplôme). L'âge est une approximation de l'expérience potentielle, on trouve une courbe concave avec un maximum à 54 ans. Ceci revient à dire que le salaire horaire est croissant jusqu'à un âge proche de la retraite. L'ancienneté du salarié dans l'entreprise mesure le capital humain spécifique. Les effets de l'ancienneté sont très faibles, 4.8% au bout de 10 ans. Les longues interruptions de carrière ont un effet négatif sur le salaire horaire (-5.2%). Les salariés étrangers ont un salaire horaire plus faible que les salariés français (-2.6%). Enfin, les salariés dont l'emploi bénéficie d'une aide (exonération, subvention) ont un salaire horaire plus faible (de -3.3% à -9.7%). Ceci peut refléter les caractéristiques inobservables des postes qui leur sont proposés.

Les caractéristiques du poste influencent également la rémunération. La variable la plus importante est la catégorie professionnelle. Le salaire horaire d'un cadre est toutes choses égales par ailleurs 53.3% plus élevé que celui d'un employé. Le travail à temps partiel est mieux payé en moyenne (+5.7%). Les horaires atypiques ont un effet ambigu. Le travail en équipe et le travail de nuit augmentent la rémunération horaire de 6.8% à 8%, alors que le travail en soirée (avant minuit), au contraire, réduit la rémunération horaire de 3.3%. Ce dernier effet pourrait provenir directement de certaines conventions collectives.¹¹

Il nous reste à étudier les caractéristiques de l'établissement. Le salaire horaire croît avec la taille de l'établissement. Un salarié d'un établissement de 500 salariés et plus gagne toutes choses égales par ailleurs 8.7% de plus que le salarié d'un établissement de moins de 20 salariés. Le secteur d'activité joue également : l'industrie et les activités financières pratiquent des politiques salariales plus généreuses. Le contrôle majoritaire de l'Etat augmente le salaire horaire de 2.8%. L'application d'une convention collective a, en général, un effet très faible sur les salaires de même que l'appartenance à un groupe. Enfin, la localisation de l'établissement est importante. Un salarié en région parisienne gagne entre 12% et 18% de plus que dans les autres régions.

¹¹ Par exemple, la convention collective de la restauration rapide ne prévoit aucun supplément de salaire pour le travail en soirée (jusqu'à minuit, voir l'article 36). Idem pour le travail le dimanche, qui n'a pas d'effet significatif sur le salaire horaire.

Nous avons également introduit le genre, la présence d'une délégation syndicale et leur produit croisé dans l'équation de salaire horaire. Il apparaît que la présence d'une délégation syndicale n'a pas d'effet significatif au seuil de 5%. Par contre, on constate que, toutes choses égales par ailleurs, les hommes perçoivent un salaire horaire supérieur de 14% à celui des femmes.

La régression avec produits croisés permet de prendre en compte les interactions entre la présence d'une délégation syndicale et l'ensemble des caractéristiques du salarié, du poste et de l'établissement (Tableau 7). Les régressions sont effectuées séparément pour les hommes et les femmes et on ne présente ici que le coefficient associé à l'indicatrice de présence d'une délégation syndicale.

Le test d'homogénéité de l'effet de la présence d'une délégation syndicale est toujours rejeté : ceci signifie que l'effet d'une délégation syndicale sur les salaires varie significativement d'un individu à l'autre. Le tableau 7 donne l'effet moyen d'une délégation syndicale. La première colonne donne les écarts de moyennes, toujours significatifs à 5%. La deuxième colonne donne les résultats obtenus par une équation de salaire avec une simple indicatrice de présence syndicale. L'effet de la présence syndicale est positif pour les hommes ouvriers (7%) et employés (1.9%), et plus ambigu pour les femmes. Il est négatif pour les femmes cadres (-4.1%) et positif pour les ouvrières (3.8%). La troisième colonne présente les résultats d'une régression avec indicatrice de présence syndicale et les produits croisés de toutes les variables explicatives de l'équation de salaire avec cette indicatrice. On trouve alors que la présence syndicale n'a plus d'effet significatif au seuil de 5% sur le salaire horaire. Toutefois, au seuil de 7%, la présence syndicale a un effet négatif sur le salaire horaire des femmes cadres (5.2%).

Ceci ne nous dit rien toutefois sur les inégalités de rémunération entre les hommes et les femmes. Le tableau 8 permet d'étudier cette question. Plus précisément, il donne l'écart entre les différentiels de rémunération liés à une délégation syndicale pour les hommes et pour les femmes. Les coefficients de ce tableau mesurent donc directement l'effet de la présence d'une délégation syndicale sur l'écart de salaire moyen entre les hommes et les femmes. Sur l'ensemble de l'échantillon et en prenant la régression avec produits croisés (troisième colonne), on ne trouve aucun effet significatif à 10%. Au vu de ces premiers résultats, les méthodes de régression usuelles concluent qu'il n'existe pas d'effet significatif de la présence d'une délégation syndicale sur l'écart de salaire horaire hommes-femmes.

Nous étendons l'analyse aux méthodes d'appariement. Afin de pouvoir appairer les individus, il faut estimer la probabilité d'être couvert, présentée dans le tableau 9. La variable qui augmente le plus fortement la probabilité de couverture est la taille de l'établissement. L'appartenance à un groupe accroît également cette probabilité. Ces résultats expriment sans doute le fait que dans les petites structures les salariés sont en contact immédiat avec la

direction, alors que dans les grandes structures le centre décisionnel est plus éloigné des salariés, qui doivent alors recourir à une représentation syndicale pour exprimer leurs revendications (Freeman et Medoff, 1984). Vient ensuite le secteur d'activité. Les délégations syndicales sont plus présentes dans l'industrie et moins présentes dans la construction, le commerce et l'immobilier. L'appartenance au secteur public augmente fortement la probabilité de couverture.¹² L'application d'une convention collective réduit, au contraire, la probabilité de couverture.

Les caractéristiques du salarié influencent également, mais moins fortement, la probabilité de couverture. La plupart des coefficients ne sont pas significatifs mais quelques différences apparaissent entre les hommes et les femmes. La probabilité de couverture des hommes augmente avec leur âge et le fait d'avoir un diplôme de premier cycle universitaire. Ces deux variables ne sont pas significatives pour les femmes. Une variable joue significativement pour les deux genres : l'ancienneté dans l'entreprise. Ce résultat capte sans doute l'effet positif de l'ancienneté de l'établissement sur la couverture syndicale trouvé dans les études antérieures (Leclair et Petit, 2004).

Viennent ensuite les caractéristiques du poste. Les employés sont plus fortement couverts que les autres catégories professionnelles. La couverture est plus forte, pour les hommes comme pour les femmes, lorsqu'ils travaillent en équipe où que leur employeur bénéficie d'exonérations de cotisations sociales. Inversement, la probabilité de couverture décroît avec le travail en soirée.

Les résultats sont présentés dans le tableau 10. L'effet d'une délégation syndicale se mesure par l'effet sur les salariés couverts (\hat{c}_1). Si l'on considère l'ensemble des catégories professionnelles, la présence d'une délégation syndicale a un effet positif sur les salaires horaires des hommes comme des femmes (+18%). Il n'y a pas d'effet significatif de la présence syndicale sur le différentiel de salaire hommes-femmes : ainsi la présence syndicale induit une augmentation sensiblement identique des salaires horaires féminins et masculins. L'effet potentiel d'une délégation syndicale sur les salariés non couverts (\hat{c}_0) aboutit à la même conclusion. Le différentiel de salaire hommes-femmes ne serait pas affecté par l'extension de la couverture syndicale au seuil de 5%.¹³

Les méthodes par appariement concluent donc à une constance de l'écart de salaire horaire hommes-femmes, toutefois il ne s'agit pas forcément d'un maintien de la discrimination. En effet, on compare les couverts et les non couverts au sein de chaque genre pris

¹² Ce résultat peut être mis en relation avec le taux de syndicalisation, plus élevé dans le secteur public (15.6%) que dans le secteur privé (5.2%). Voir Amossé (2004).

séparément, ce qui ne garantit pas que les hommes et les femmes aient les mêmes caractéristiques.

4.2 Effet de la couverture syndicale sur la discrimination salariale

Les tableaux 11 et 12 présentent la décomposition des écarts moyens de salaire horaire entre les hommes et les femmes. On retient quatre sources d'écart : les différences de caractéristiques productives observables, la discrimination salariale, la couverture syndicale et la correction de Heckman (1979). Pour l'ensemble de la population, l'écart moyen de salaire horaire entre les hommes et les femmes est de 18.1%. Ce chiffre s'obtient en additionnant les quatre contributions suivantes : 4.2% viennent des différences de caractéristiques observables (ce qui représente 23%% des 18.1%), 4.7% de la discrimination salariale (26% de l'écart), 1.1% du différentiel de couverture syndicale (6% de l'écart) et 8.2% de la correction d'Heckman (45% de l'écart).

La décomposition des écarts de salaire varie fortement d'une catégorie professionnelle à une autre (Tableaux 11 et 12). La composante de discrimination salariale est la plus faible chez les employés (14% de l'écart de salaire), et s'accroît ensuite dans les professions intermédiaires (35%), les ouvriers (83%) puis les cadres (88%).

Le tableau 13 indique les gains de salaire horaire selon l'existence d'une couverture syndicale. On en déduit l'effet de la présence d'une délégation syndicale sur la discrimination salariale à l'encontre des femmes toutes choses égales par ailleurs. Globalement, sur le salaire horaire, la discrimination augmente en présence d'une délégation syndicale. L'essentiel de cet effet provient d'une discrimination à l'encontre des femmes employées ou exerçant une profession intermédiaire, qui est plus forte en présence d'une délégation syndicale qu'en son absence.

Dans l'ensemble, la présence d'une délégation syndicale a pour effet de laisser inchangée ou d'augmenter la discrimination salariale à l'encontre des femmes.

¹³ Au seuil de 10%, on note une réduction du différentiel de salaires de 4.5%.

5 CONCLUSION

La loi Roudy de 1983 donne aux délégations syndicales des moyens significatifs de s'opposer à la discrimination au sein de leurs établissements. Cette première loi a été renforcée en 2001 par la loi Génisson qui intègre la discrimination comme une composante obligatoire des négociations salariales. On devrait donc s'attendre à une réduction progressive de la discrimination salariale à l'encontre des femmes. Une première étude, réalisée sur des données de 1992 (Leclair et Petit, 2004), concluait à l'absence de réduction de la discrimination salariale à l'encontre des femmes dans les établissements couverts par une délégation syndicale. Notre étude visait à réexaminer cette question sur deux points. Premièrement, mesurer la discrimination salariale dix ans plus tard. Deuxièmement, examiner si la loi Génisson a eu un effet de réduction de la discrimination à l'encontre des femmes dès l'année 2002.

Sur le premier point, nous constatons que, quelque soit la méthode employée, la situation ne semble pas avoir évolué entre 1992 et 2002 : la présence d'une délégation syndicale ne réduit pas la discrimination à l'encontre des femmes. Sur le second point, les données de 2002, potentiellement influencée par la loi de 2001, amènent à conclure à une absence de réduction de la discrimination à l'encontre des femmes.

Globalement, ces résultats amènent à s'interroger sur la nature des objectifs principaux des syndicats lors des négociations salariales. Il est possible que les objectifs principaux soient le maintien de l'emploi et du pouvoir d'achat, la réduction de la discrimination étant un objectif secondaire. Une autre possibilité serait que la domination des instances syndicales par les hommes, jusqu'à une date récente (postérieure à cette étude), n'ait pas favorisé l'émergence de l'égalité professionnelle parmi les objectifs principaux (Sap (1993)).

Bibliographie

AMOSSE, T., Mythes et réalités de la syndicalisation en France, *Premières Synthèses de la DARES*, (44.2), 2004.

BLINDER, A., Wage Discrimination : Reduced Forms and Structural Estimates, *Journal of Human Resources*, 1973, 8 (4), pp. 436-455.

CAHUC, P. et A. ZYLBERBERG, *Le marché du travail*, (De Boeck), 2001.

CREPON, B., N. DENIAU et S. PEREZ-DUARTE, Wages, Productivity and Worker Characteristics: A French Perspective, Document de travail du CREST (2003-04), 2003.

DOIRON, D. et W. RIDDELL, The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada, *Journal of Human Resources*, 1994, (18), pp. 504-534.

FEBVRE, M. et L. MULLER, Une personne sur deux est membre d'une association en 2002, *INSEE Première*, 2003, (920).

FREEMAN, R. et J. MEDOFF, *What Do Unions Do ?*, (Basic Book, Inc., New York), 1984.

HECKMAN, J. J., Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, 1979, 47 (1), pp 53-161.

HECKMAN, J. J., H. ICHIMURA et P. TODD, Matching as an econometric evaluation estimator, *The Review of Economic Studies*, 1998, 65(2), pp. 261-294.

LECLAIR, M. et P. PETIT, Présence syndicale dans les établissements: quel effet sur les salaires masculins et féminins ?, *Economie et Statistique*, 2004, (371), pp 23-47.

MACHIN, S. (1999), Pay Inequality in the 1970s, 1980s and 1990s, dans *The State of Working Britain*, édité par P. Gregg, P. et J. Wadsworth, (Manchester University Press), 1999.

MAIN, B. et B. REILLY, Women and the Union Wage Gap, *The Economic Journal*, 1992, 102 (410), pp. 49-66.

MEURS D. et S. PONTHEUX, Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes, *Economie et Statistique*, 2000, (337-338), pp. 135-158.

OAXACA, R., Male-female wage differentials in urban labor markets, *International Economic Review*, 1973, 14, pp. 693-709.

ROSENBAUM P. et D. RUBIN, The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, 1983, 70, pp. 41-55.

RUBIN, D., Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies, *Journal of Educational Psychology*, 1974, 66, pp. 688-701.

SAP, J., Bargaining Power and Wages: A Game-Theoretic Model of Gender Differences in Union Wage Bargaining, *Labour Economics*, 1993, 1, pp. 25-48.

Encadré 1 : Variables de l'équation de salaire

On distingue les variables individuelles, du poste et de l'établissement :

Variables individuelles :

- âge et âge au carré
- diplôme (8 modalités)
- genre
- nationalité du salarié
- ancienneté dans l'entreprise
- interruption de carrière d'au moins une année
- exonération de cotisation sociale
- subvention à la formation ou à l'apprentissage
- autres subventions (liées au salarié)

Variables du poste :

- terme du contrat de travail
- temps de travail
- travail de nuit
- travail en soirée
- travail le dimanche
- travail en équipe (2x8 ou 3x8)
- catégorie professionnelle (4 modalités)

Variables de l'établissement :

- effectif (6 modalités)
- secteur d'activité (8 modalités)
- localisation géographique (8 modalités)
- contrôle majoritaire de l'État
- appartenance à un groupe
- application d'une convention collective

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

	Nombre	Pourcentage
<i>Salariés</i>	36931	100%
Couverts par une DS	22518	61%
Non couverts par une DS	14413	39%
<i>Femmes</i>	13322	100%
Couvertes par une DS	7479	56%
Non couvertes par une DS	5843	44%
<i>Hommes</i>	23609	100%
Couverts par une DS	15039	64%
Non couverts par une DS	8570	36%

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.
 Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Tableau 2 : Moyennes des salaires horaires totaux selon le genre et la couverture par une délégation syndicale (DS)

	Logarithme du salaire horaire total
Ensemble	2,637
Hommes	2,703
Femmes	2,521

Ecart	18,1%

Salariés couverts par une DS	2,715
Salariés non couverts par une DS	2,533

Ecart	18,2%

Hommes couverts par une DS	2,779
Femmes couvertes par une DS	2,588

Ecart	19,1%

Hommes non couverts par une DS	2,591
Femmes non couvertes par une DS	2,444

Ecart	14,7%

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.
 Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Tableau 3 : Compléments de rémunération

Moyenne des heures effectuées, rémunérations des heures supplémentaires et primes selon le genre et la couverture syndicale des salariés.

	Non Couverts par une Délégation Syndicale						Couverts par une Délégation Syndicale							
	Hommes			Femmes			Hommes			Femmes			Différence	
	N	Moyenne	Ecart type de la moyenne	N	Moyenne	Ecart type de la moyenne	N	Moyenne	Ecart type de la moyenne	N	Moyenne	Ecart type de la moyenne	Ecarts des moyennes	Différence Student
Heures supplémentaires														
Nombre d'heures rémunérées	8570	1831.1	2.78	5843	1645.1	5.32	15039	1785.9	1.74	7479	1679.2	3.67	106.7	29.85
Dont : nombre d'heures supplémentaires	2276	104.37	2.50	1219	58.84	1.87	3241	52.64	1.46	1263	35.24	1.30	17.40	6.47
Rémunération des heures supplémentaires (en logarithmes)														
Rémunération des heures supplémentaires	2276	6.33	0.03	1219	5.69	0.04	3241	5.68	0.02	1263	5.22	0.04	0.46	9.27
Rémunération horaire des heures supplémentaires	2276	2.48	0.01	1219	2.37	0.01	3241	2.58	0.01	1263	2.44	0.01	0.13	7.94
Primes (en logarithmes)														
Total des primes	7200	7.74	0.01	4974	7.44	0.02	14227	8.25	0.007	7014	7.87	0.01	0.38	28.95
dont														
Primes versées à périodicité fixe	4753	7.22	0.01	3566	7.14	0.01	12179	7.60	0.006	6077	7.38	0.009	0.22	18.95
Primes de contraintes du poste	1001	6.59	0.05	320	5.80	0.08	4008	6.87	0.02	1014	6.02	0.04	0.85	16.02
Primes liées à la performance individuelle ou collective	2476	7.25	0.03	1353	6.87	0.04	5132	6.94	0.02	2326	6.68	0.03	0.26	7.24
Prime d'ancienneté	2332	6.92	0.02	1857	6.74	0.02	5324	7.25	0.01	2801	6.99	0.02	0.26	11.32
Autres primes (primes exceptionnelles, etc.)	3254	6.44	0.02	1993	6.25	0.03	5695	6.08	0.02	2633	5.89	0.02	0.18	5.73

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Exemple de lecture : Parmi les salarié(e)s non couverts par une délégation syndicale, et qui réalisent des heures supplémentaires, les hommes perçoivent une rémunération de 64% plus élevée que celle des femmes. Ramené en rémunération horaire, cet écart diminue à 11%. En présence d'une délégation syndicale, les heures supplémentaires rapportent 46% de plus aux hommes qu'aux femmes, et ramené en rémunération horaire cet écart diminue à 13%.

**Tableau 4 : Comparaison des différentiels de salaires horaires hommes-femmes
selon l'existence d'une couverture syndicale**

Ecart Hommes – Femmes	Délégation syndicale		Pas de délégation syndicale		Ecart des différentiels de salaires	
	Différentiel	Student	Différentiel	Student	Ecart	Student
Salaire horaire total						
Cadres	19,4%	19,9	18,4%	13,4	1,0%	0,60
Professions Intermédiaires	10,0%	11,7	8,9%	6,9	1,1%	0,73
Employés	8,2%	6,4	0,1%	0,1	8,1%	3,77
Ouvriers	19,9%	22,0	15,4%	16,6	4,5%	3,50

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Différentiel : écart entre les salaires moyens des hommes et des femmes.

Ecart : Comparaison des différentiels de salaires moyens entre hommes et femmes selon qu'il y a une couverture syndicale ou non.

Exemple de lecture : Pour les ouvriers, le salaire horaire total des hommes dépasse celui des femmes de 19,9% en présence d'une délégation syndicale. Ce différentiel est de 15,4% quand il n'y a pas de délégation syndicale. Donc le différentiel de salaire est de 4,5% plus élevé en faveur des hommes en présence d'une délégation syndicale. Cet écart est statistiquement significatif au seuil de 1%.

Tableau 5 : Statistiques descriptives en fonction de la présence d'une délégation syndicale

DS = Délégation Syndicale

	Comparaison selon le genre			Comparaison selon la couverture		
	Hommes	Femmes	Ecart	Avec DS	Sans DS	Ecart
Présence d'une délégation syndicale	59,3%	53,6%	5,8%			
Pourcentage d'hommes				66,2%	60,8%	5,4%
Age (moyenne)	41,1	39,8	1,3	41,5	39,4	2,1
Diplôme						
Aucun diplôme	12,5%	11,1%	1,4%	11,5%	12,6%	-1,1%
Certificat d'études primaires	6,4%	5,8%	0,5%	6,7%	5,5%	1,2%
Brevet des collèges	6,2%	7,7%	-1,5%	7,1%	6,3%	0,8%
CAP, BEP	35,8%	26,0%	9,8%	30,9%	34,0%	-3,1%
Baccalauréat technologique ou professionnel	10,4%	12,0%	-1,6%	10,5%	11,6%	-1,1%
Baccalauréat général	4,1%	7,9%	-3,8%	5,4%	5,5%	-0,1%
1er cycle universitaire, BTS, DUT	12,3%	18,0%	-5,7%	14,0%	14,8%	-0,8%
2ème et 3ème cycles universitaires	12,4%	11,5%	0,9%	13,9%	9,6%	4,2%
Taille de l'établissement						
Entre 1 et 19 salariés	15,5%	20,1%	-4,6%	2,8%	36,4%	-33,5%
Entre 20 et 49 salariés	18,6%	18,2%	0,4%	6,8%	34,1%	-27,4%
Entre 50 et 99 salariés	13,0%	13,6%	-0,6%	11,5%	15,5%	-3,9%
Entre 100 et 199 salariés	13,7%	14,1%	-0,4%	17,8%	8,5%	9,3%
Entre 200 et 499 salariés	19,4%	18,4%	1,0%	29,8%	4,6%	25,2%
500 salariés et plus	19,8%	15,6%	4,2%	31,3%	0,9%	30,3%
Secteur d'activité						
Industrie manufacturière	44,0%	33,6%	10,3%	50,0%	27,1%	22,9%
Industrie extractives	0,4%	0,1%	0,3%	0,2%	0,3%	-0,1%
Construction	10,7%	3,1%	7,6%	4,6%	12,5%	-7,9%
Commerce	13,5%	20,4%	-6,9%	9,5%	24,7%	-15,1%
Hôtels et restaurants	2,5%	3,7%	-1,2%	1,8%	4,4%	-2,6%
Transports et communications	11,8%	7,2%	4,5%	12,4%	7,0%	5,4%
Activités financières	4,8%	10,7%	-5,9%	8,3%	5,2%	3,2%
Immobilier	12,4%	21,1%	-8,7%	13,1%	18,8%	-5,7%
Localisation géographique						
Région parisienne	22,1%	26,4%	-4,3%	24,7%	22,3%	2,4%
Bassin parisien	16,8%	16,1%	0,7%	17,7%	15,1%	2,6%
Nord	7,0%	5,7%	1,3%	6,9%	6,0%	0,9%
Est	10,7%	9,7%	1,0%	10,7%	9,8%	0,9%
Ouest	14,0%	14,0%	0,0%	12,5%	16,1%	-3,5%
Sud-Ouest	8,8%	8,4%	0,4%	8,2%	9,1%	-0,9%
Centre-Est	12,9%	11,8%	1,1%	11,7%	13,5%	-1,8%
Méditerranée	7,7%	7,9%	-0,2%	7,6%	8,1%	-0,6%
Contrôle de l'Etat						
Absence de contrôle majoritaire de l'Etat	91,9%	95,3%	-3,4%	90,0%	97,4%	-7,4%
Contrôle majoritaire de l'Etat	8,1%	4,7%	3,4%	10,0%	2,6%	7,4%
Appartenance à un groupe						
Non appartenance à un groupe	42,1%	41,3%	0,8%	30,8%	56,6%	-25,8%
Appartenance à un groupe	55,9%	56,7%	-0,8%	66,8%	42,0%	24,8%
Variable non renseignée	1,9%	2,0%	0,0%	2,4%	1,4%	1,0%
Application d'une convention collective						

Non application d'une convention	4,4%	6,5%	-2,2%	5,2%	5,2%	0,0%
Application d'une convention	95,6%	93,5%	2,2%	94,8%	94,8%	0,0%
Contrat de travail						
Contrat à durée indéterminée	96,9%	96,2%	0,7%	97,1%	96,2%	0,9%
Contrat à durée déterminée	1,1%	1,9%	-0,8%	1,2%	1,7%	-0,5%
Autre contrat	2,0%	1,9%	0,1%	1,8%	2,1%	-0,4%
Durée hebdomadaire du travail						
Temps complet	94,1%	78,3%	15,8%	89,8%	86,5%	3,3%
Temps partiel	5,9%	21,7%	-15,8%	10,2%	13,5%	-3,3%
Nationalité du salarié						
Salarié de nationalité française	95,9%	97,9%	-2,0%	97,0%	96,3%	0,7%
Salarié de nationalité étrangère	4,1%	2,1%	2,0%	3,0%	3,7%	-0,7%
Ancienneté dans l'entreprise en années (moyenne)	13,6	12,3	1,2	15,1	10,4	4,7
Interruption de carrière d'au moins un an						
Salarié n'ayant pas connu d'interruption	80,1%	68,9%	11,1%	77,0%	74,8%	2,3%
Salarié ayant connu une interruption	17,7%	28,6%	-11,0%	20,9%	22,6%	-1,7%
Variable manquante	2,3%	2,4%	-0,1%	2,1%	2,6%	-0,6%
Horaires atypiques						
Travail de nuit	2,6%	0,6%	2,1%	2,5%	1,0%	1,5%
Travail en soirée (20-24h)	3,6%	1,6%	1,9%	3,4%	2,2%	1,2%
Travail le dimanche	3,0%	2,7%	0,3%	3,0%	2,7%	0,3%
Travail en équipe (2x8 ou 3x8)	13,5%	5,7%	7,8%	15,6%	4,1%	11,5%
Couverture par une mesure de politique active en faveur de l'emploi						
Exonération totale ou partielle des cotisations sociales de l'employeur	10,3%	13,7%	-3,3%	13,0%	9,6%	3,5%
Subvention à la formation ou à l'apprentissage	1,5%	1,5%	0,0%	1,6%	1,4%	0,2%
Autres subventions	1,8%	1,7%	0,0%	2,0%	1,4%	0,6%
Catégorie professionnelle du salarié						
Cadres	23,1%	15,1%	7,9%	22,4%	17,3%	5,0%
Professions intermédiaires	25,1%	27,5%	-2,5%	27,0%	24,6%	2,3%
Employés	7,1%	35,9%	-28,7%	14,3%	21,8%	-7,5%
Ouvriers	44,7%	21,4%	23,3%	36,4%	36,2%	0,1%

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Tableau 6 : Equation de Salaire

	Salaire horaire total		
	Coef.	Ecart-type	Proba. critique
Constante	1,364	0,036	0,000
age	0,039	0,002	0,000
age²	-3,606E-04	2,182E-05	0,000
Diplôme			
Aucun diplôme			
Certificat d'études primaires	0,017	0,010	0,083
Brevet des collèges	0,085	0,010	0,000
CAP, BEP	0,108	0,007	0,000
Baccalauréat technologique ou professionnel	0,181	0,009	0,000
Baccalauréat général	0,207	0,010	0,000
1er cycle universitaire, BTS, DUT	0,243	0,009	0,000
2ème et 3ème cycles universitaires	0,404	0,012	0,000
Taille de l'établissement			
Entre 1 et 19 salariés			
Entre 20 et 49 salariés	0,019	0,007	0,007
Entre 50 et 99 salariés	0,017	0,008	0,026
Entre 100 et 199 salariés	0,034	0,008	0,000
Entre 200 et 499 salariés	0,056	0,008	0,000
500 salariés et plus	0,087	0,009	0,000
Secteur d'activité			
Industrie manufacturière			
Industrie extractives	0,083	0,019	0,000
Construction	-0,012	0,008	0,144
Commerce	-0,046	0,007	0,000
Hôtels et restaurants	-0,143	0,015	0,000
Transports et communications	-0,052	0,009	0,000
Activités financières	0,044	0,010	0,000
Immobilier	-0,022	0,006	0,000
Localisation géographique			
Région parisienne			
Bassin parisien	-0,130	0,006	0,000
Nord	-0,165	0,008	0,000
Est	-0,118	0,009	0,000
Ouest	-0,172	0,007	0,000
Sud-ouest	-0,181	0,009	0,000
Centre-est	-0,120	0,007	0,000
Méditerranée	-0,129	0,008	0,000
Contrôle de l'Etat			
Absence de contrôle majoritaire de l'Etat			
Contrôle majoritaire de l'Etat	0,028	0,010	0,003
Appartenance à un groupe			
Non appartenance à un groupe			
Appartenance à un groupe	0,012	0,004	0,007
Variable non renseignée	0,005	0,014	0,737
Application d'une convention collective			
Non application d'une convention			
Application d'une convention	-0,019	0,008	0,018
Contrat de travail			
Contrat à durée indéterminée			

Contrat à durée déterminée	-0,056	0,015	0,000
Autre contrat	-0,353	0,024	0,000
Durée hebdomadaire du travail			
Temps complet			
Temps partiel	0,057	0,008	0,000
Nationalité du salarié			
Salarié de nationalité française			
Salarié de nationalité étrangère	-0,026	0,011	0,019
Ancienneté dans l'entreprise (années)	4,834E-03	3,014E-04	0,000
Interruption de carrière d'au moins un an			
Salarié n'ayant pas connu d'interruption			
Salarié ayant connu une interruption	-0,052	0,005	0,000
Variable manquante	-0,039	0,015	0,010
Horaires atypiques			
Non			
Travail de nuit	0,068	0,015	0,000
Travail en soirée (20-24h)	-0,030	0,012	0,009
Travail le dimanche	0,022	0,013	0,101
Travail en équipe (2x8 ou 3x8)	0,080	0,007	0,000
Couverture par une mesure de politique active en faveur de l'emploi			
Non			
Exonération totale ou partielle des cotisations sociales de l'employeur	-0,055	0,007	0,000
Subvention à la formation ou à l'apprentissage	-0,097	0,021	0,000
Autres subventions	-0,033	0,015	0,029
Catégorie professionnelle du salarié			
Employé			
Cadre	0,533	0,009	0,000
Profession intermédiaire	0,167	0,007	0,000
Ouvrier	-0,066	0,006	0,000
Délégation syndicale			
Absence			
Présence	0,011	0,007	0,135
Genre			
Femme			
Homme	0,140	0,007	0,000
Produit croisé :			
Homme × Présence d'une délégation syndicale	0,013	0,009	0,139

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Tableau 7 : Effet de la présence d'une délégation syndicale sur le salaire horaire total estimé par les méthodes de régression usuelles

		Ecart des moyennes		Moindres carrés ordinaires		Régression avec produits croisés		Test d'homogénéité
		\hat{a}_1^A		\hat{a}_1^B		\hat{a}_1^C		$H_0 : a_2^C = 0$
		Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	probabilité critique
HOMMES	Salaire horaire total							
	Ensemble (avec CS)	0,188	22,45	0,022	3,05	0,015	1,29	0,00E+00
	Cadres	0,106	7,31	-0,004	0,26	0,006	0,28	6,80E-06
	Prof. intermédiaires	0,104	8,30	0,024	1,64	0,001	0,03	8,84E-04
	Employés	0,205	8,60	0,070	3,25	0,005	0,09	1,67E-15
Ouvriers	0,163	19,42	0,019	2,06	0,017	1,38	2,86E-14	
FEMMES	Ensemble (avec CS)	0,145	15,08	0,012	1,62	0,000	0,04	1,12E-08
	Cadres	0,096	4,31	-0,041	2,09	-0,052	1,81	1,48E-07
	Prof. intermédiaires	0,093	5,54	0,011	0,60	0,004	0,22	4,26E-03
	Employées	0,124	10,54	0,015	1,37	0,012	0,99	6,35E-11
	Ouvrières	0,118	9,84	0,038	3,05	0,023	1,45	4,07E-06

Source : Enquête sur la Structure des Salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Note : Les *t* de Student sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Tableau 8 : Ecart des différentiels de salaires entre les hommes et les femmes

		Ecart des moyennes		Moindres carrés ordinaires		Régression avec produits croisés	
		Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Salaire horaire total							
	Ensemble (avec CS)	0,043	3,37	0,010	0,97	0,015	1,29
	Cadres	0,010	0,38	0,037	1,48	0,058	1,62
	Prof. intermédiaires	0,011	0,53	0,013	0,55	-0,003	0,08
	Employés	0,081	3,05	0,055	2,28	-0,007	0,12
	Ouvriers	0,045	3,07	-0,019	1,23	-0,006	0,30

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Tableau 9 : Probabilité de couverture par une délégation syndicale

	Hommes			Femmes		
	Coef.	Ecart-type	Proba critique	Coef.	Ecart-type	Proba critique
Constante	-2,757	0,197	0,000	-1,526	0,245	0,000
age	0,046	0,009	0,000	0,004	0,012	0,750
age²	-0,0005	0,0001	0,000	-0,0001	0,0001	0,375
Diplôme						
Aucun diplôme	Réf					
Certificat d'études primaires	0,056	0,055	0,307	0,052	0,072	0,470
Brevet des collèges	-0,056	0,055	0,306	0,085	0,068	0,210
CAP, BEP	0,051	0,036	0,162	0,045	0,052	0,392
Baccalauréat technologique ou professionnel	0,089	0,049	0,071	0,015	0,064	0,813
Baccalauréat général	0,015	0,067	0,818	0,057	0,071	0,424
1er cycle universitaire, BTS, DUT	0,123	0,051	0,015	-0,055	0,064	0,390
2ème et 3ème cycles universitaires	0,078	0,058	0,177	0,096	0,076	0,206
Taille de l'établissement						
Entre 1 et 19 salariés	Réf					
Entre 20 et 49 salariés	0,596	0,039	0,000	0,559	0,047	0,000
Entre 50 et 99 salariés	1,363	0,040	0,000	1,249	0,048	0,000
Entre 100 et 199 salariés	1,967	0,041	0,000	1,868	0,049	0,000
Entre 200 et 499 salariés	2,586	0,043	0,000	2,459	0,051	0,000
500 salariés et plus	3,184	0,056	0,000	3,165	0,074	0,000
Secteur d'activité						
Industrie manufacturière	Réf					
Industrie extractives	-0,007	0,167	0,967	0,128	0,450	0,776
Construction	-0,440	0,038	0,000	-0,305	0,083	0,000
Commerce	-0,500	0,036	0,000	-0,356	0,043	0,000
Hôtels et restaurants	-0,025	0,073	0,729	0,145	0,078	0,062
Transports et communications	-0,060	0,045	0,182	0,126	0,068	0,064
Activités financières	0,007	0,058	0,910	0,166	0,057	0,004
Immobilier	-0,286	0,038	0,000	-0,236	0,043	0,000
Localisation géographique						
Région parisienne	Réf					
Bassin parisien	0,153	0,038	0,000	0,184	0,046	0,000
Nord	0,425	0,049	0,000	0,364	0,067	0,000
Est	0,208	0,043	0,000	0,082	0,055	0,132
Ouest	-0,063	0,039	0,107	-0,079	0,049	0,106
Sud-ouest	0,233	0,045	0,000	0,137	0,056	0,015
Centre-est	0,028	0,040	0,482	-0,055	0,051	0,281
Méditerranée	0,418	0,046	0,000	0,381	0,059	0,000
Contrôle de l'Etat						
Absence de contrôle majoritaire de l'Etat	Réf					
Contrôle majoritaire de l'Etat	0,166	0,065	0,011	0,400	0,095	0,000
Appartenance à un groupe						
Non appartenance à un groupe	Réf					
Appartenance à un groupe	0,465	0,024	0,000	0,372	0,030	0,000
Variable non renseignée	0,405	0,083	0,000	0,338	0,109	0,002
Application d'une convention collective						
Non application d'une convention	Réf					
Application d'une convention	-0,005	0,055	0,922	-0,184	0,058	0,002
Contrat de travail						

Contrat à durée indéterminée	Réf					
Contrat à durée déterminée	0,074	0,101	0,461	0,138	0,096	0,151
Autre contrat	0,133	0,094	0,155	-0,048	0,112	0,668
Durée hebdomadaire du travail						
Temps complet	Réf					
Temps partiel	-0,054	0,047	0,245	-0,100	0,035	0,004
Nationalité du salarié						
Salarié de nationalité française	Réf					
Salarié de nationalité étrangère	0,161	0,057	0,004	0,043	0,099	0,664
Ancienneté dans l'entreprise (années)	0,010	0,001	0,000	0,020	0,002	0,000
Interruption de carrière d'au moins un an						
Salarié n'ayant pas connu d'interruption	Réf					
Salarié ayant connu une interruption	0,037	0,030	0,216	0,091	0,034	0,008
Variable manquante	-0,037	0,074	0,620	-0,114	0,090	0,205
Horaires atypiques						
Non	Réf					
Travail de nuit	0,129	0,076	0,090	0,089	0,218	0,684
Travail en soirée (20-24h)	-0,583	0,080	0,000	-0,291	0,127	0,022
Travail le dimanche	0,043	0,072	0,548	-0,163	0,100	0,104
Travail en équipe (2x8 ou 3x8)	0,309	0,040	0,000	0,191	0,069	0,006
Couverture par une mesure de politique active en faveur de l'emploi						
Non	Réf					
Exonération totale ou partielle des cotisations sociales de l'employeur	0,201	0,037	0,000	0,091	0,041	0,028
Subvention à la formation ou à l'apprentissage	0,529	0,105	0,000	-0,098	0,126	0,437
Autres subventions	0,180	0,088	0,040	-0,209	0,101	0,038
Catégorie professionnelle du salarié						
Employé	Réf					
Cadre	-0,099	0,054	0,067	-0,114	0,055	0,036
Profession intermédiaire	-0,064	0,048	0,185	-0,004	0,038	0,919
Ouvrier	-0,057	0,048	0,231	-0,072	0,047	0,126

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

Tableau 10 : Effet de la présence d'une délégation syndicale selon la méthode du noyau (appariement sur les caractéristiques observables)

L'estimation est réalisée sur le support commun des probabilités de couverture des salariés couverts et non couverts. Les supports sont calculés sur les 1^{er} et 99^e centiles. On utilise un estimateur de Nadaraya-Watson avec un noyau normal et une fenêtre de Silverman, sur le support commun des probabilités.

	Effet sur les salariés couverts			Effet potentiel sur les salariés non couverts			Effet potentiel sur l'ensemble des salariés		
	Hommes	Femmes	Ecart	Hommes	Femmes	Ecart	Hommes	Femmes	Ecart
Salaires horaires total									
Ensemble	0,182	0,188	-0,6%	-0,159	-0,114	-4,5%	0,055	0,055	0,0%
Student	9,06	13,08	0,25	7,58	7,64	1,73	3,79	4,62	0,01
Cadres	0,069	0,043	2,6%	-0,094	-0,135	4,1%	0,019	-0,020	3,8%
Student	3,07	1,50	0,70	5,32	5,95	1,44	1,09	0,86	1,35
Prof. Intermédiaires	0,116	0,072	4,5%	-0,031	0,002	-3,3%	0,059	0,042	1,7%
Student	5,12	3,68	1,49	1,72	0,09	1,20	3,42	2,46	0,71
Employés	0,071	0,079	-0,9%	0,025	-0,020	4,4%	0,046	0,025	2,1%
Student	1,90	4,17	0,20	0,64	1,37	1,08	1,75	1,85	0,72
Ouvriers	0,049	0,023	2,6%	0,013	0,034	-2,1%	0,032	0,027	0,5%
Student	3,47	1,06	1,01	0,95	2,22	1,03	2,99	1,70	0,25

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

**Tableau 10 : Décomposition de l'écart de salaire horaire moyen
entre les hommes et les femmes selon leur couverture
par une délégation syndicale**

	Catégorie professionnelle				
	Cadres	Prof. Inter.	Employés	Ouvriers	Ensemble
Ecart de salaires horaires totaux (A+B+C+D)	0,195	0,099	0,057	0,176	0,181
<i>Expliqué par les différences de caractéristiques (A=A1+A2)</i>	0,016	-0,014	-0,059	0,001	0,042
dont couvert par une DS (A1)					
$p_{fs}(\bar{X}_{hs} - \bar{X}_{fs})\hat{\beta}_{hs}$	0,020	-0,003	-0,015	0,003	0,026
dont non couvert par une DS (A2)					
$(1 - p_{fs})(\bar{X}_{hs} - \bar{X}_{fs})\hat{\beta}_{hs}^-$	-0,004	-0,011	-0,044	-0,002	0,016
<i>Non expliqué par les différences de caractéristiques (discrimination, B=B1+B2)</i>	0,176	0,044	0,024	0,220	0,047
dont couvert par une DS (B1)					
$p_{fs}\bar{X}_{fs}(\hat{\beta}_{hs} - \hat{\beta}_{fs})$	0,073	0,052	0,047	0,110	0,041
dont non couvert par une DS (B2)					
$(1 - p_{fs})\bar{X}_{fs}(\hat{\beta}_{hs}^- - \hat{\beta}_{fs}^-)$	0,104	-0,009	-0,023	0,109	0,006
<i>Ecart lié aux différences de couverture syndicale (C=C1+C2)</i>	0,005	0,004	0,020	-0,005	0,011
dont expliqué par des différences de caractéristiques (C1)					
$(p_{hs} - p_{fs}^*)(\bar{w}_{hs} - \bar{w}_{hs}^-)$	0,003	0,004	0,013	-0,013	0,009
dont non expliqué par des différences de caractéristiques (C2)					
$(p_{fs}^* - p_{fs})(\bar{w}_{hs} - \bar{w}_{hs}^-)$	0,002	-0,001	0,007	0,007	0,002
<i>Ecart lié aux ratios de Mills (D)</i>	-0,002	0,065	0,072	-0,039	0,082

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

**Tableau 11 : Décomposition des écarts de salaires
selon la présence d'une délégation syndicale**

Rapport entre les différentes composantes des écarts de salaires et la somme de leurs valeurs absolues

Salaire horaire total	Cadres	Prof. Inter.	Employés	Ouvriers	Ensemble
Expliqué par les différences de caractéristiques (A)	8,0%	11,0%	33,7%	0,4%	23,1%
Non expliqué par les différences de caractéristiques (discrimination, B)	88,4%	34,6%	13,7%	83,0%	25,8%
Ecart lié aux différences de couverture syndicale (C)	2,5%	3,1%	11,4%	1,9%	6,0%
Ecart lié aux ratios de Mills (D)	1,0%	51,2%	41,1%	14,7%	45,1%
	100%	100%	100%	100%	100%

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

**Tableau 12: Gains moyens de salaire horaire selon l'existence
d'une couverture syndicale**

Écarts-types asymptotiques entre parenthèses

Écarts des salaires horaires totaux	Catégorie professionnelle				
	Cadres	Prof. Inter.	Employés	Ouvriers	Ensemble
Gain des femmes à la couverture $\bar{X}(\hat{\beta}_{fs} - \hat{\beta}_{fs}^-)$	0,111 (0,262)	-0,594 (0,200)	-0,063 (0,120)	0,425 (0,155)	-0,159 (0,105)
Gain des hommes à la couverture $\bar{X}(\hat{\beta}_{hs} - \hat{\beta}_{fs})$	-0,048 (0,224)	-0,101 (0,209)	0,379 (0,218)	0,139 (0,079)	0,152 (0,087)
Discrimination en présence de couverture $\bar{X}(\hat{\beta}_{hs} - \hat{\beta}_{fs})$	0,121 (0,048)	0,092 (0,033)	0,108 (0,043)	0,184 (0,032)	0,077 (0,024)
Discrimination en l'absence de couverture $\bar{X}(\hat{\beta}_{hs}^- - \hat{\beta}_{fs}^-)$	0,259 (0,120)	-0,020 (0,076)	-0,042 (0,062)	0,273 (0,063)	0,012 (0,041)
Effet de la couverture sur la discrimination $\bar{X}\{(\hat{\beta}_{hs} - \hat{\beta}_{fs}) - (\hat{\beta}_{hs}^- - \hat{\beta}_{fs}^-)\}$	-0,180 (0,341)	0,483 (0,279)	0,439 (0,219)	-0,284 (0,174)	0,304 (0,133)

Source : Enquête sur la structure des salaires 2002 de l'INSEE.

Champ : Salariés des entreprises de 10 salariés ou plus.

ANNEXE A : Attributions des délégués syndicaux et lois sur l'égalité professionnelle

Les attributions du délégué syndical

La nomination d'un délégué syndical parmi l'effectif d'un établissement est facultative et constitue une prérogative des organisations syndicales représentatives. La désignation d'un délégué syndical dans l'établissement peut intervenir lorsque l'effectif est d'au moins 50 salariés. Le mandat d'un délégué syndical a une durée illimitée : il cesse par la démission de son titulaire ou sur décision du syndicat, auteur de la désignation. Bénévole, le délégué syndical est protégé par la loi dans l'exercice de ses fonctions. 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 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 de 1983, le syndicat est alors en mesure de citer l'entreprise pour discrimination devant les tribunaux.¹⁴

Loi sur l'égalité professionnelle du 9 mai 2001

La loi sur l'égalité professionnelle du 13 juillet 1983, dite « loi Roudy », garantit l'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes. La loi du 9 mai 2001, dite « loi Génisson » développe le dialogue social sur l'égalité professionnelle au niveau des branches et des entreprises. Elle instaure d'une part l'obligation spécifique de négocier sur l'égalité professionnelle, d'autre part l'obligation d'intégrer ce thème dans toutes les négociations ; son objectif étant de passer d'une égalité de droit à une égalité de fait.

¹⁴ Nous ne disposons pas de source exhaustive relative au nombre de plaintes pour discriminations déposées (ou explicitement soutenues) par les syndicats devant les tribunaux. Toutefois, il existe un certain nombre de cas dans la jurisprudence. Nous en présentons deux ci-dessous.

- Jugement en appel du Conseil de Prud'hommes du 23 avril 1998 confirmé par la Cour de Cassation (S^{te} Pyrénées-Labo photo). Le juge, saisi par des salariées soutenues par leur organisation syndicale, confirme une discrimination salariale à l'encontre des femmes constatée par les délégués CGT de l'entreprise.

- Jugement de la chambre sociale de la cour d'appel de Montpellier du 24 avril 2003 (S^{te} IBM). Le juge confirme que le déroulement de carrière de la salariée qui avait porté plainte avec le soutien de la CFDT a été freiné, à la différence de ses collègues masculins.

Les principales mesures de cette loi sont les suivantes.

Dans les entreprises de plus de 50 salariés, l'employeur doit établir un rapport annuel sur la situation comparée des hommes et des femmes, sur la base d'indicateurs définis par décret. Ce rapport doit servir de fondement à la négociation collective. Dans les entreprises de plus de 200 salariés, une commission égalité professionnelle est chargée de préparer les délibérations du comité d'entreprise. Enfin, dans les entreprises où il existe une représentation syndicale, l'égalité professionnelle doit être intégrée dans la négociation annuelle sur les salaires, la durée et l'organisation du travail. Cette négociation a lieu sur la base du rapport annuel sur la situation comparée des hommes et des femmes. S'il y a accord collectif, la périodicité de la négociation est fixée à 3 ans.