

Les délégués syndicaux sont-ils discriminés ?

Thomas Breda*

Cet article présente une première estimation du salaire des délégués syndicaux et discute ses possibles interprétations. Après avoir rappelé le contexte institutionnel français en matière de négociation en entreprise, nous explicitons les spécificités théoriques de l'interaction stratégique entre employeurs et délégués syndicaux lors de cette négociation. Nous discutons notamment les raisons pour lesquelles il peut être rationnel pour un employeur de discriminer les délégués syndicaux. En mobilisant des données employeur-employés et une stratégie économétrique originale, nous estimons que, sous des hypothèses plausibles, les salaires des délégués syndicaux sont en moyenne 10 % inférieurs à ceux de leurs collègues syndiqués et non syndiqués. Plusieurs tests suggèrent que cet écart de salaire pourrait effectivement refléter une discrimination à l'égard des délégués. Cette interprétation est cohérente avec le ressenti des délégués syndicaux : près d'un sur deux s'estime discriminé, et cette proportion varie avec leurs caractéristiques observables de manière similaire à leur pénalité salariale.

ARE UNION REPRESENTATIVES DISCRIMINATED?

This paper offers the first estimate of union representatives' wages and discusses its possible interpretations. After recalling the French institutional context in terms of collective bargaining, we clarify the theoretical specificities of the strategic interaction occurring between employers and union representatives during the bargaining process. We discuss the reasons why it may be rational for an employer to discriminate against union representatives. Using employer-employee data and an original econometric strategy, we then estimate that, under plausible assumptions, union representatives' wages are on average 10 % lower than that of their unionized and non-unionized coworkers. Several tests suggest that this wage gap may indeed reflect discrimination against union representatives. This interpretation is consistent with the representatives' opinions: almost half of them feels discriminated against, and this proportion varies with the representatives' observable characteristics similarly to their wage penalty.

Classification JEL : J31, J53, J71.

* Paris School of Economics, CNRS. *Correspondance* : Paris School of Economics, 48 boulevard Jourdan, 75014 Paris. *Courriel* : Thomas.breda@ens.fr.

Le travail a été en partie réalisé lorsque l'auteur était à la London School of Economics à l'aide du financement de la British Academy (Newton fellowship).

Je remercie deux rapporteurs anonymes pour leurs précieuses suggestions qui ont permis d'améliorer largement ce travail. Je tiens également à remercier Philippe Askenazy, Jérôme Bourdieu, Alex Bryson, Bruno Decreuse, Clément Imbert, Francis Kramarz, Mathilde Gaini, Éric Maurin, Éric Monnet, Thomas Piketty, Marc Sangnier et Marie-Claire Villeval pour leurs conseils avisés. Je remercie enfin la Dares de m'avoir donné accès aux données utilisées dans cet article.

INTRODUCTION

Un délégué syndical est un salarié désigné par une organisation syndicale pour négocier avec son employeur. Il a le droit de négocier au moins une fois par an les salaires et les conditions de travail lors des négociations annuelles obligatoires. Dans le cadre de l'exercice de son mandat, le délégué syndical dispose d'heures de délégation (une demi-journée par semaine en moyenne). Il est également mieux protégé contre le licenciement : l'employeur doit obtenir l'autorisation de l'Inspection du travail pour le licencier. Enfin, le délégué syndical siège au comité d'entreprise et doit être informé avant toute décision importante.

Pour devenir délégué syndical et pouvoir négocier, il suffit, à peu de choses près, d'être volontaire¹. Il s'agit d'un aspect crucial du système de relations professionnelles français : les syndicats sont légalement reconnus pour négocier dans les entreprises ou les établissements d'entreprise dès lors qu'un salarié accepte de les représenter en devenant leur délégué syndical². Malgré ce contexte légal très favorable à la présence syndicale, les syndicats ont des difficultés récurrentes à trouver des salariés prêts à devenir leur délégué : moins de 1 % des salariés deviennent délégués³, impliquant que 65 % des établissements d'entreprise de plus de vingt salariés n'ont pas de délégués syndicaux.

Pourquoi les salariés sont-ils si réticents à devenir délégué syndical ? Une réponse possible est qu'ils ne souhaitent pas risquer de prendre part à une mission qui peut potentiellement les exposer à des rapports conflictuels avec leur employeur. Les dispositions légales offertes aux délégués (protection contre le licenciement et heures de délégation) et les éventuelles contreparties socio-économiques (rente informationnelle du fait de la participation au comité d'entreprise, estime des collègues, statut social privilégié) ne seraient pas suffisantes pour compenser la désutilité liée au fait de négocier avec son employeur.

Il est également possible qu'à ces risques potentiels de conflits s'ajoutent des sacrifices de carrière importants, comme le suggère la littérature en sociologie du travail et en sciences politiques (*e.g.* Guillaume et Pochic [2009] ; Beroud *et al.* [2008] ; Giraud [2007])⁴. Si le délégué est exposé à des rapports conflictuels avec son employeur, il n'est pas surprenant qu'il obtienne moins facilement des promotions ou des augmentations de salaire que ses collègues. En outre, un

1. Avant la loi du 20 août 2008, il faut également qu'une organisation syndicale représentative accepte de désigner le salarié comme délégué. En pratique, cela n'est probablement pas une contrainte importante, les syndicats cherchant en général à accroître leur implantation dans les entreprises. Toutefois, depuis la loi du 20 août 2008, les conditions requises pour qu'une organisation syndicale soit reconnue représentative dans l'entreprise ou l'établissement sont plus restrictives (voir la sous-section « Négociation "collective" et délégués syndicaux dans le contexte français ») et les délégués doivent être sélectionnés parmi les candidats ayant eu plus de 10 % aux dernières élections professionnelles, ce qui contraint d'autant la désignation des délégués syndicaux.

2. Depuis la loi du 20 août 2008, il faut également que l'organisation ait recueilli suffisamment de suffrages aux dernières élections professionnelles.

3. D'après les calculs de l'auteur à partir des déclarations des employeurs interrogés dans l'enquête REPONSE de 2004 (voir la section décrivant la méthode probabiliste employée pour estimer le salaire des délégués syndicaux).

4. Sur la situation des militants syndicaux, voir également le n° 84 [2011] de la revue *Sociétés contemporaines* portant sur « les incidences biographiques de l'engagement », notamment Mishi [2011]. Pour d'autres références récentes en sociologie du travail et en sciences politiques, le lecteur peut également consulter la revue *Politix* (2009) portant sur « La syndicalisation en France » (n° 85) et « Les conflits au travail » (n° 86).

employeur qui souhaiterait limiter l'action des syndicats dans son entreprise (par exemple parce que la négociation lui coûte cher) pourrait avoir rationnellement intérêt à discriminer les délégués syndicaux afin de dissuader d'autres salariés de s'engager.

L'éventualité de relations conflictuelles avec l'employeur, voire d'une évolution de carrière plus limitée, pourrait expliquer pourquoi la plupart des salariés ne deviennent pas délégués syndicaux. Une seconde question se pose alors : qui sont les quelques salariés qui deviennent tout de même délégués syndicaux malgré ces menaces ? Sont-ils des salariés plus altruistes que les autres ou ayant un goût prononcé pour la négociation ? Sont-ils des salariés dont les perspectives de carrière sont de toute façon trop limitées pour que le risque d'une discrimination les inquiète ? Sont-ils des salariés qui cherchent à éviter de se faire licencier en devenant délégués syndicaux ?

Répondre à l'ensemble de ces questions et déterminer précisément dans quelle mesure les délégués sont discriminés ou différents de leurs collègues dépasse le cadre de cet article. En revanche, ces problématiques sous-tendent et motivent l'analyse proposée ici. D'un point de vue théorique, la situation des délégués syndicaux apparaît particulièrement complexe. Les délégués syndicaux sont, d'une part, susceptibles d'avoir des interactions stratégiques fortes avec leur employeur : l'employeur peut effectivement vouloir les discriminer pour limiter l'action syndicale, mais il peut également tenter de les corrompre pour acheter la paix sociale, comme en atteste par exemple le scandale retentissant des caisses noires de l'Union des industries et des métiers de la métallurgie destinées à « fluidifier » le dialogue social⁵. Les délégués syndicaux sont, d'autre part, auto-sélectionnés, et il n'y a donc *a priori* aucune raison pour qu'ils aient les mêmes caractéristiques productives et les mêmes préférences que leurs collègues qu'ils choisissent de représenter.

L'objectif de cet article est de proposer des premiers éléments d'analyse sur la situation des délégués syndicaux. Il a pour but de mettre fin à une absence totale d'études économiques quantitatives sur le sujet, que cela soit en langue française ou en langue anglaise (voir la sous-section consacrée à une revue de littérature). Nous partons du principe que l'étude des délégués syndicaux est motivée, d'un point de vue purement utilitaire, par le rôle prépondérant qu'ils jouent dans les entreprises. Elle apparaît également motivée d'un point de vue théorique comme le suggère la discussion ci-dessus qui est approfondie dans la section suivante. Dans ces conditions, la carence d'études sur les délégués syndicaux s'explique sans doute par la difficulté à mobiliser des données : en France, il n'existe aucune source de données statistiques permettant d'identifier les délégués syndicaux et leurs salaires. Pour contourner ce problème, nous proposons une méthode probabiliste permettant d'obtenir une première estimation du salaire des délégués syndicaux (troisième section). Nos estimations reposent sur un nombre limité d'observations et doivent être interprétées avec précaution. Les résultats suggèrent néanmoins des écarts importants : les salaires des délégués syndicaux apparaissent 10 % inférieurs à ceux de leurs collègues syndiqués et non syndiqués (section 4). Ces résultats sont confortés par une analyse des réponses d'un échantillon de représentants du personnel concernant l'impact

5. De nombreux autres exemples de corruption sont décrits dans Lenglet, Touly et Mongermont [2008].

qu'a eu leur mandat de représentant sur leur carrière (sous-section sur les interprétations possibles des salaires plus faibles). 45 % des délégués syndicaux de cet échantillon considèrent ainsi que leur mandat de délégué a été un frein pour leur carrière. Puis, dans la sous-section suivante, on observe également que la pénalité salariale pour les délégués est plus forte dans les établissements dans lesquels le représentant du personnel interrogé (pas nécessairement un délégué syndical) estime que son mandat a nui à sa carrière. Nous proposons finalement deux tests complémentaires suggérant également que les écarts de salaire en défaveur des délégués pourraient représenter au moins en partie une discrimination de la part de l'employeur.

MOTIVATION THÉORIQUE ET CONTEXTE INSTITUTIONNEL

Une littérature anglo-saxonne largement concentrée sur les objectifs des syndicats et les déterminants de l'action collective

Il existe deux grands courants dans la littérature économique sur les syndicats : d'une part, l'étude des objectifs des syndicats, de leur rôle et de leur effet sur le marché du travail et, d'autre part, l'étude des déterminants de l'action collective et de la syndicalisation. Le premier courant est le plus répandu. Il vise à formaliser les effets potentiels des syndicats et à les mesurer. Dans les premières théories néoclassiques, les syndicats sont typiquement modélisés comme des monopoles agissant sur le marché du travail : ils fixent le prix du travail (salaire), tandis que les entreprises ajustent ensuite le niveau d'emploi en fonction du salaire choisi par les syndicats (Dunlop [1944]). Le formalisme développé pour décrire les entreprises en monopole sur le marché des biens a pu sans peine être adapté pour décrire l'action des syndicats sur le marché du travail (voir, par exemple, Booth [1995]). Par rapport à la situation dans laquelle les salariés sont en concurrence parfaite pour offrir leur travail, le syndicat engendre, de par son pouvoir de monopole, des inefficacités et des pertes de surplus. Il s'agit, selon l'expression célèbre de Freeman et Medoff [1984], du « mauvais visage du syndicalisme ». Dans l'optique de mesurer l'ampleur de ces effets négatifs, un corpus conséquent de travaux empiriques s'est attaché à mesurer l'influence réelle des syndicats sur les salaires (voir Lewis [1986] pour une revue de littérature). D'autres travaux, moins nombreux, ont également tenté de mesurer leur effet sur l'emploi, les conditions de travail, la productivité (Freeman et Medoff [1984]) ou les profits (Doucouliagos et Laroche [2009]).

Le second courant étudiant les déterminants de la syndicalisation fut largement initié par Olson [1965]. Olson explique que la communauté d'intérêts ne suffit pas à provoquer l'action commune, chaque individu cherchant à agir en passant clandestin, c'est-à-dire à jouir des bénéfices de l'action collective sans en supporter les coûts. En France, au Royaume-Uni et dans vingt-deux États américains (les *Right-to-work states*, notamment dans le Sud), un syndicat peut être présent dans une entreprise sans que les salariés de cette entreprise n'aient l'obligation d'être syndiqués. Dans les trois pays, la loi oblige alors les accords

d'entreprise signés entre employeurs et syndicats à couvrir l'ensemble des salariés, sans distinction selon qu'ils sont syndiqués ou non. En refusant de se syndiquer, les salariés peuvent donc agir en passagers clandestins et jouir des fruits de la négociation collective sans en supporter les coûts. Comment alors expliquer que certains salariés choisissent tout de même de se syndiquer ? Dans la logique d'Olson, il doit nécessairement y avoir des bénéfices privés pour les syndiqués (en sus des avantages obtenus par les accords d'entreprises) qui compensent au moins les coûts liés à leur adhésion au syndicat. Des travaux empiriques ont tenté de mettre au jour de tels bénéfices : aux États-Unis, les études trouvent que les syndiqués sont rémunérés environ 10 % de plus que leurs collègues de la même entreprise (Eren [2008]), tandis qu'au Royaume-Uni ou en France, ils ne seraient pas mieux rémunérés (Booth et Bryan [2004], Bunel et Raveaud [2008]). Il existe enfin quelques tentatives visant à expliquer la syndicalisation non pas d'après un calcul coûts/avantages mais à l'aide du modèle de « coutume sociale » d'Akerlof [1980]. Booth [1985] et Naylor [1989] montrent ainsi que les salariés peuvent se syndiquer ou rester syndiqués non pas parce que cela leur procure des bénéfices financiers directs, mais parce qu'ils en tirent une forme d'« utilité sociale » liée au fait de se conformer à l'attitude des autres salariés, également syndiqués.

La contribution de cet article vis-à-vis de cette littérature est de s'intéresser non pas à l'ensemble des syndiqués mais uniquement à ceux d'entre eux qui prennent part aux négociations : les délégués syndicaux. Ces derniers constituent environ 10 % des salariés syndiqués en France⁶ et, du fait de leur position très particulière de négociateur, ils ne peuvent être confondus avec les autres syndiqués.

Étudier les mécanismes de la négociation en entreprise ?

Le fonctionnement des négociations semble, en revanche, avoir été largement ignoré par la littérature spécialisée. Depuis les travaux fondateurs de Dunlop [1944] jusqu'à ceux plus récents faisant intervenir une négociation à la Nash (McDonald et Solow [1981]) ou le théorème de l'électeur médian (Booth [1984]), les modèles utilisés pour décrire l'action syndicale font presque systématiquement l'impasse sur les problèmes d'organisation interne du syndicat. Les questions de relations principal-agent (problèmes d'agence) au sein des syndicats, de contrôle de l'action des dirigeants (*monitoring*), et le fait que les incitations données aux membres du syndicat n'alignent pas nécessairement leur intérêt et leurs objectifs sur ceux du syndicat en tant qu'organisation, ne sont généralement pas pris en compte. Le syndicat est vu comme une « boîte noire ». Il est représenté comme une entité qui maximise une fonction objectif (par exemple le niveau des salaires ou l'utilité agrégée de ses membres) sous contraintes (le niveau d'emploi qui sera choisi par l'employeur en fonction du niveau de salaire et, dans les modèles avec électeur médian, le taux de syndicalisation qui dépend également du salaire fixé ou négocié par le syndicat). Quelques travaux théoriques généraux tentent de prendre en compte les problèmes d'organisation au

6. D'après les calculs de l'auteur à partir du volet « employeur » de l'enquête REPONSE de 2004 (voir section suivante). Les syndiqués représentent, quant à eux, environ 10 % des salariés des établissements d'entreprise privée de plus de vingt salariés.

sein des syndicats (Berkowitz [1954] ; Atherton [1973] ; Faith et Reid [1987]) ou le rôle spécifique des dirigeants syndicaux (Pemberton [1988] ; Besancenot et Vranceanu [1999] ; Jones [1989]). Ces travaux sont cependant rares et uniquement théoriques. À notre connaissance, il n'existe aucune étude économique quantitative en langue française ou anglaise sur le rôle des dirigeants syndicaux, qu'ils soient locaux (délégués syndicaux) ou nationaux.

Dans le cadre de la représentation syndicale en entreprise, de nombreuses raisons peuvent pousser un salarié à devenir délégué syndical et rien n'assure *a priori* que celles-ci sont compatibles avec sa mission de représentant des salariés. Il existe donc effectivement un problème d'agence et de contrôle des représentants syndicaux. Second point, plus important encore : le délégué syndical est supposé être l'égal de son employeur lorsqu'il négocie avec lui, mais il est sous son autorité en tant que salarié. De ce fait, la négociation qu'il mène avec celui-ci n'est pas une négociation classique. D'un point de vue théorique, on peut considérer que la négociation entre l'employeur et l'ensemble des salariés se double d'une interaction stratégique spécifique entre l'employeur et le délégué. L'employeur dispose en effet d'une marge de manœuvre pour traiter le délégué syndical de façon discrétionnaire. Cette marge de manœuvre est d'autant plus importante que le délégué syndical est peu contrôlé par les autres salariés de l'entreprise. En théorie, deux équilibres de Nash peuvent émerger de l'interaction entre représentant syndical et employeur. Un équilibre « non coopératif » dans lequel le représentant négocie fort pour ses collègues et fait face à un employeur qui a intérêt à limiter l'action syndicale qui lui est alors coûteuse. Dans cet équilibre, l'employeur pourra vouloir pénaliser le ou les délégués syndicaux afin de décourager l'action syndicale. Un tel équilibre a davantage de chances d'aboutir lorsque les représentants sont bien contrôlés par les autres salariés ou lorsque leurs incitations se retrouvent alignées sur celles de leurs collègues (par exemple parce qu'ils sont altruistes ou parce que augmenter l'utilité de leurs collègues leur permet de jouir d'une forme de prestige social). Si ces conditions ne sont pas respectées, un équilibre « coopératif » entre représentant syndical et employeur pourrait à l'inverse émerger. Dans ce cas, on devrait observer que le délégué bénéficie de conditions d'emploi (salaire et conditions de travail) plus avantageuses en échange de sa passivité lors des négociations annuelles.

Négociation « collective » et délégués syndicaux dans le contexte français

Les mécanismes – ou, si l'on veut, les défaillances de marché – décrits ci-dessus sont susceptibles d'être particulièrement exacerbés par le contexte des relations professionnelles en France. Le syndicalisme de représentativité à la française, avec son faible nombre de syndiqués et ses délégués syndicaux qui négocient pour tous les salariés, tend en effet à isoler les délégués, avec notamment pour conséquence le fait que leurs collègues sont souvent fort peu au courant de leurs prérogatives et de leur action. La négociation « collective » dans les entreprises prend alors la forme d'une interaction plus spécifique entre quelques délégués syndicaux et l'employeur, comme discuté ci-dessous.

Pour étayer cet argument, rappelons les principales règles régissant la représentation du personnel en entreprise. Il existe d'abord de nombreux types de

représentants du personnel : délégué du personnel, membre du comité d'entreprise, du comité d'hygiène, de sécurité et des conditions de travail, délégué syndical, représentant syndical auprès du comité d'entreprise, délégué à la délégation unique du personnel, salarié mandaté (depuis 1998), responsable de section syndicale (depuis la loi du 20 août 2008).

La loi française tend à séparer les fonctions de ces différents représentants. Les délégués du personnel et les membres du comité d'entreprise ont davantage un rôle d'information et de consultation. À l'inverse, les délégués syndicaux ont normalement pour principale attribution de négocier les salaires et les conditions de travail. Cette séparation des rôles, lorsqu'elle est effectivement respectée, tend à cantonner le délégué syndical à une activité de négociation nécessairement coûteuse pour l'employeur. Les aspects potentiellement bénéfiques pour l'employeur de la représentation des salariés dans son entreprise, ou du moins perçus comme tels par lui, sont, à l'inverse, davantage laissés aux autres types de représentants. En cantonnant les délégués aux tâches les plus ingrates vis-à-vis de l'employeur, cette première spécificité française peut favoriser l'émergence d'équilibres « non coopératifs » entre ces derniers.

Les différents types de représentants n'accèdent pas non plus à leur fonction de la même manière. Les délégués du personnel et les membres du comité d'entreprise – à l'exception des représentants syndicaux au comité d'entreprise – sont élus à la proportionnelle lors des élections professionnelles ayant lieu tous les deux ou quatre ans. Les représentants syndicaux au comité d'entreprise et les délégués syndicaux sont désignés par leur syndicat. Les cinq grands syndicats historiques français que sont la Confédération générale du travail (CGT), la Confédération française démocratique du travail (CFDT), Force ouvrière (FO), la Confédération française des travailleurs chrétiens (CFTC) et la Confédération générale des cadres (CGC) ont bénéficié de la présomption irréfragable de représentativité jusqu'à la loi du 20 août 2008. Cela signifie que les délégués syndicaux qu'ils désignaient étaient représentatifs *de jure* dans les entreprises pour négocier les salaires et les conditions de travail lors des négociations annuelles obligatoires. Ils pouvaient également signer des accords pour l'ensemble des salariés. Les autres syndicats (qui représentent moins de 5 % des délégués de notre échantillon) devaient en principe prouver leur représentativité pour négocier. Enfin, dans les établissements ou entreprises de moins de cinquante salariés, les délégués syndicaux de tous les syndicats devaient être choisis parmi les délégués du personnel qui avaient été élus aux élections professionnelles.

La loi du 20 août 2008 a aboli la présomption irréfragable de représentativité : les délégués syndicaux doivent désormais systématiquement être choisis parmi les candidats ayant obtenu au moins 10 % des suffrages exprimés aux élections professionnelles. Si cette loi rend plus démocratique la représentation syndicale en entreprise, elle n'en annule pas pour autant le caractère automatique : lors des élections professionnelles, on ne vote en effet pas pour ou contre la présence syndicale, mais pour choisir quels syndicats seront représentés.

La présence syndicale en entreprise dépend donc toujours de la volonté de certains salariés à représenter leurs collègues au nom d'une organisation syndicale qui les aura désignés comme délégués potentiels. Cette situation contraste avec le contexte américain : aux États-Unis, les salariés doivent gagner une élection à la majorité pour être autorisés à négocier. Lorsqu'ils sont présents dans une entreprise, ils ont donc au moins la moitié des salariés qui les soutient. On peut

penser que ces salariés se sentent alors davantage concernés et que l'action des représentants syndicaux est davantage contrôlée et soutenue. À l'inverse, rien n'assure dans le contexte français que les salariés vont effectivement contrôler et soutenir l'action du délégué syndical. Le délégué peut alors se retrouver avec des marges de manœuvre plus importantes, et les problèmes de corruption peuvent être potentiellement plus fréquents. De la même manière, dans le contexte français, l'employeur a peut-être aussi plus de marge pour discriminer un délégué s'il n'est pas soutenu par ses collègues. S'il souhaite éviter une implantation forte des syndicats dans son entreprise, il a également plus d'incitations à cibler les quelques délégués susceptibles de fédérer l'ensemble des salariés.

Nous ne prétendons pas que de telles situations arrivent systématiquement. En revanche, elles sont possibles théoriquement dans le contexte français, et c'est ce qui motive notre analyse. Déterminer les conditions précises dans lesquelles chacun des équilibres coopératif (corruption) et non coopératif (discrimination) est susceptible d'émerger dépasse le cadre de cet article⁷. Nous tentons plutôt d'examiner empiriquement lequel de ces équilibres pourrait être dominant. L'étude empirique est néanmoins rendue difficile par le manque de données disponibles, et par le fait que l'autosélection des salariés à la fonction de délégué syndical ne permet pas d'écartier l'idée que leurs salaires plus faibles pourraient simplement refléter un moins bon niveau de compétences. Après avoir développé une méthode permettant de mesurer le salaire des délégués malgré l'absence de données directes, nous tentons de proposer quelques tests susceptibles d'offrir des premiers éléments de réponse à ces questionnements théoriques.

UNE MÉTHODE PROBABILISTE POUR ESTIMER LE SALAIRE DES DÉLÉGUÉS SYNDICAUX

Une idée originale à partir des données de l'enquête REPONSE de 2004

Cette étude est basée exclusivement sur l'exploitation de l'enquête Relations professionnelles et négociations d'entreprise de 2004 (REPONSE04). L'enquête REPONSE est menée tous les six ans auprès d'un échantillon d'environ 3 000 établissements d'entreprise (établissements de plus de 50 salariés en 1992, 20 en 1998 et 2004, et 10 en 2010) appartenant au secteur marchand. Dans chacun de ces établissements, un représentant de la direction est interrogé lors d'un long entretien en face à face. Il répond à un grand nombre de questions portant notamment sur l'organisation du travail, les technologies utilisées et les relations professionnelles. Les réponses des représentants de la direction constituent le volet « employeurs » de l'enquête. Lorsqu'il y a un ou des représentants du personnel dans l'établissement, on demande à l'employeur de donner le nom d'un représentant du syndicat ou de l'organe représentatif majoritaire dans son

7. Pour un modèle théorique qui montre que, dans le contexte des relations professionnelles françaises, corruption et discrimination des délégués syndicaux sont possibles dans certains cas, voir Breda [2011].

établissement. Ces représentants sont ensuite interrogés. On dispose ainsi, en 2004, d'un échantillon de 1 970 représentants qui constituent le volet « représentants du personnel » de REPONSE04. Un volet « salariés » est finalement constitué par tirage au sort purement aléatoire (chaque salarié à la même probabilité d'être tiré) de 10 salariés par établissement qui ont reçu un questionnaire par courrier. Du fait d'un taux de réponse de l'ordre de 30 %, usuel pour les enquêtes par courrier, nous disposons *in fine* d'un peu moins de 3 salariés en moyenne par établissement dans l'échantillon final.

Une fois les volets « employeurs » et « salariés » appariés, nous obtenons ainsi un échantillon de 7 836 salariés dans 2 929 établissements d'entreprise appartenant au secteur marchand. Nous proposons une estimation du salaire des délégués syndicaux à partir de ces données appariées^{8, 9}.

Le volet « salarié » ayant été au préalable apparié par la Dares avec les déclarations annuelles de données sociales (DADS), nous disposons du salaire horaire net de chaque salarié présent dans l'échantillon final. On sait, par ailleurs, si les salariés interrogés sont syndiqués ou non. *Via* les entretiens avec les employeurs, on connaît le nombre de délégués syndicaux et le pourcentage de syndiqués dans chaque établissement. On connaît également la taille de chaque établissement (*via* les DADS) et donc son nombre de syndiqués. En divisant le nombre de délégués par le nombre de syndiqués, on obtient la proportion de délégués parmi les syndiqués au niveau de chaque établissement. Les salariés interrogés dans l'enquête étant tirés au hasard, cette proportion donne la probabilité qu'un salarié d'un établissement donné soit délégué syndical. Si le salarié ne s'est pas déclaré syndiqué, sa probabilité d'être délégué syndical est égale à zéro car les délégués doivent nécessairement être syndiqués. Si le salarié est syndiqué, alors sa probabilité d'être délégué est égale à la proportion de délégués parmi les syndiqués dans son établissement de travail. La probabilité ainsi calculée qu'un salarié soit délégué est (sous certaines hypothèses exposées ci-dessous) une information suffisante pour estimer l'écart de salaire moyen entre les délégués syndicaux et leurs collègues. La méthode proposée repose sur le fait que les différences de salaire que l'on observe dans les données entre les syndiqués et les non-syndiqués ont plus de chance d'être des différences de salaire entre délégués syndicaux et salariés non syndiqués dans les établissements où la proportion de délégués parmi les syndiqués est la plus forte. À la limite, dans un établissement où il y a autant de délégués que de syndiqués, on est certain que les salariés se déclarant syndiqués sont également délégués, et l'écart de salaire entre syndiqués et non-syndiqués est alors nécessairement un écart de salaire entre délégués syndicaux et salariés non syndiqués. La méthode proposée permet également de contrôler linéairement pour l'effet sur les salaires des autres caractéristiques observables des salariés et de leur établissement (taille, secteur, région et âge ou effets fixes). En revanche, cette méthode ne permet pas de donner une interprétation causale aux résultats. Elle offre un moyen d'estimer, pour la première fois, le salaire des délégués syndicaux (conditionnellement à

8. Malheureusement, les salaires ne sont pas disponibles dans le volet « représentants du personnel » de REPONSE04. Cela explique la nécessité de mettre en place une stratégie alternative pour estimer les salaires des délégués syndicaux.

9. Rappelons qu'il peut y avoir des délégués syndicaux dans les établissements ayant entre 20 et 49 salariés. Ceux-ci doivent simplement être désignés parmi les représentants du personnel. Nous n'avons donc pas exclu de l'échantillon les établissements ayant entre 20 et 49 salariés.

un ensemble de caractéristiques observables), mais différentes interprétations sont possibles pour les résultats obtenus. Ces interprétations ne sont discutées que dans un deuxième temps.

Approche formelle et identification avec des primes salariales constantes

Nous commençons par présenter une série d'estimations de l'écart salarial entre les salariés syndiqués et leurs collègues non syndiqués qui contrôle par les caractéristiques observables des salariés et de leurs établissements en utilisant une régression linéaire (effet fixe par établissement ou vecteur de caractéristiques). Pour ce faire, nous estimons des modèles de régression du type :

$$\ln(w_{ij}) = \alpha S_{ij} + \beta X_i + \eta_j + u_{ij}, \quad (1)$$

où w_{ij} représente le salaire horaire net de l'individu i dans l'établissement j , X_i est un ensemble de caractéristiques productives du salarié i (telles que l'âge et l'éducation), η_j un effet fixe au niveau des établissements et S_{ij} un indicateur égal à 1 si le salarié i dans l'établissement j est syndiqué. Dans certaines spécifications, l'effet fixe η_j est remplacé par un vecteur Z_j de caractéristiques des établissements.

Dans l'équation (1), α peut être interprété (en points de logarithme) comme la prime salariale intra-établissement pour les salariés syndiqués conditionnellement à leurs caractéristiques productives observables. Ces salariés syndiqués peuvent être séparés en deux groupes : les salariés qui sont les délégués syndicaux (DS) et les autres qui sont « uniquement syndiqués » (US). Les primes salariales pour les délégués syndicaux et les salariés « uniquement syndiqués », conditionnellement à leurs caractéristiques observables et à des effets fixes par établissement, se définissent de façon similaire par les coefficients α_1 et α_2 dans le modèle de régression :

$$\ln(w_{ij}) = \alpha DS_{ij} + \alpha_2 US_{ij} + \beta X_i + \eta_j + u_{ij}. \quad (2)$$

Plaçons-nous sous l'hypothèse d'orthogonalité standard H1 :

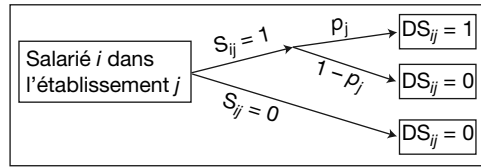
$$\mathbb{E} \left[u_{ij} \left(DS_{ij}, X_i, \eta_j \right)' \right] = 0.$$

Dans ce cas, α_1 et α_2 peuvent être estimés sans biais par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) appliquée à l'équation 2. Le problème est que les variables DS_{ij} et US_{ij} ne sont pas observables directement dans les données. L'objectif est de récupérer les primes salariales α_1 et α_2 en utilisant des variables proxy pour DS_{ij} et US_{ij} qui sont disponibles dans les données. En d'autres termes, nous supposons que les primes salariales pour les délégués syndicaux et les salariés uniquement syndiqués seraient identifiées si ces variables étaient observables directement et nous essayons de récupérer une estimation de ces primes salariales en utilisant une stratégie d'estimation indirecte.

Soit p_j la probabilité qu'un salarié syndiqué présent dans l'enquête REPOSE04 dans l'établissement j soit délégué syndical. La figure 1 fournit une illustration du lien entre les variables S_{ij} , DS_{ij} et p_j .

Le résultat central est que la variable inobservable DS_{ij} (resp. US_{ij}) dans l'équation 2 peut être remplacée par le proxy $p_j S_{ij}$ (resp. $(1 - p_j) S_{ij}$). En d'autres termes, nous obtenons toujours une estimation sans biais de la prime salariale désirée en remplaçant la variable indiquant le fait d'être un délégué syndical par une autre variable indiquant la probabilité d'être un délégué syndical. Cette probabilité est égale à l'indicatrice pour le fait d'être syndiqué (S_{ij} , qui est observable) multipliée par la probabilité définie au niveau de chaque établissement d'être un délégué syndical conditionnellement au fait d'être syndiqué (p_j).

Figure 1. Lien entre les variables S_{ij} et DS_{ij}



Formellement, nous avons les propositions suivantes :

PROPOSITION 1. Soit $e_{ij} = DS_{ij} - p_j S_{ij}$ l'erreur commise en remplaçant DS_{ij} par $p_j S_{ij}$.

Sous (H1) et si e_{ij} n'est pas corrélé au terme d'erreur u_{ij} dans l'équation (2), alors les primes salariales α_1 et α_2 peuvent être estimées sans biais par MCO appliquée à :

$$\ln(w_{ij}) = \alpha_1' (p_j S_{ij}) + \alpha_2' ((1 - p_j) S_{ij}) + \beta' X_i + \eta_j' + v_{ij}. \quad (3)$$

Mathématiquement, cela signifie que $\mathbb{E}[\alpha_1'] = \alpha_1$ et $\mathbb{E}[\alpha_2'] = \alpha_2$.

PROPOSITION 2. Sous (H1) et si e_{ij} n'est pas corrélé au terme d'erreur u_{ij} dans l'équation (2), alors les variances σ_u^2 , σ_v^2 et σ_e^2 de u , v et e vérifient la relation suivante :

$$\sigma_v^2 = \sigma_u^2 + (\alpha_1 - \alpha_2)^2 \sigma_e^2. \quad (4)$$

Les preuves des propositions 1 et 2 sont données dans l'annexe I¹⁰. Dans la partie empirique, nous estimons l'équation (3) par MCO. Nous corrigeons également les écarts types des estimateurs à partir de l'équation (4).

Correction des écarts types et tests

Soient $\hat{\sigma}_{\alpha_1}$, $\hat{\sigma}_{\alpha_1}'$ les estimateurs habituels sans biais à distance finie de α_1 et α_1' . D'après la proposition 2 :

$$\hat{\sigma}_{\alpha_1}^2 = \hat{\sigma}_{\alpha_1}'^2 - (X'X)_{11}^{-1} (\alpha_1 - \alpha_2)^2 \sigma_e^2, \quad (5)$$

10. Nous expliquons notamment pourquoi e_{ij} n'est pas une erreur de mesure « classique » induisant un biais d'atténuation.

où $(X'X)_{11}^{-1}$ désigne le premier coefficient diagonal (celui correspondant à α_1 de la matrice de variance-covariance du vecteur de régresseurs). Cette formule est utilisée dans la partie empirique pour corriger les estimateurs des écarts types et produire les tests de Student appropriés.

Maximum de vraisemblance

Il n'y a *a priori* aucune raison pour que la méthode d'estimation indirecte (EI) proposée ci-dessus à partir des MCO produise, comme dans le cas des MCO standards, les estimateurs les plus efficaces de α_1 et α_2 . Nous produisons donc également des estimateurs de α_1 et α_2 par maximum de vraisemblance (MV) afin de s'assurer d'avoir les estimateurs les plus efficaces à distance finie sous l'hypothèse que les résidus sont normaux. Cela se justifie compte tenu de la taille relativement limitée de l'échantillon utilisé¹¹. Le calcul de la vraisemblance et une preuve que les estimateurs (EI) et (MV) sont différents sont donnés dans l'annexe II.

Le cas des primes salariales variables

Il y a de bonnes raisons de penser que l'écart salarial entre les délégués syndicaux et leurs collègues peut varier avec la proportion de délégués syndicaux parmi les syndiqués. S'il y a beaucoup de salariés syndiqués par exemple, les délégués seront peut-être moins isolés sur le terrain et il pourrait être plus difficile pour l'employeur de les discriminer ou de les acheter.

La proposition 1 repose sur l'hypothèse implicite que les pénalités salariales α_1 et α_2 sont constantes (et donc indépendantes de p_j). Une telle hypothèse est usuelle lorsqu'on cherche à estimer un modèle linéaire. Elle offre un moyen simple d'obtenir l'effet marginal d'une variable sur la moyenne d'une autre. Mais le fait que α_1 et α_2 soient indépendants de p_j est crucial pour pouvoir remplacer la variable inobservable DS_{ij} par la variable proxy $p_j S_{ij}$. Ce point est illustré sur la figure 2 dans le cas simplifié sans variable de contrôle. Sur le diagramme de gauche, les écarts de salaire $\Delta w_{DS} = \alpha_1$ entre les délégués syndicaux et les salariés non syndiqués, et $\Delta w_{US} = \alpha_2$ entre les salariés uniquement syndiqués et les salariés non syndiqués restent constants lorsque p_j varie. L'écart de salaire observable dans chaque établissement entre les salariés syndiqués et les salariés non syndiqués a pour équation : $\Delta w_s = [p_j \Delta w_{DS} + 1(1 - p_j) \Delta w_{US}]$. Il s'agit donc d'une fonction affine de p_j . Dans ce cas, la stratégie d'estimation de la proposition 1 consiste simplement à estimer la pente et l'ordonnée à l'origine de cette fonction affine (qui s'obtiennent facilement en projetant orthogonalement Δw_{US} sur les droites d'équation $y = p_j$ et $y = 1 - p_j$). En revanche, si Δw_{DS} et Δw_{US} ne sont pas constants avec p_j , Δw_s n'est pas nécessairement une fonction affine de p_j (voir diagramme de droite de la figure 2). Dans ce cas, la stratégie d'estimation qui résulte de la proposition 1 n'identifie plus les primes salariales pour les délégués syndicaux et les salariés uniquement syndiqués.

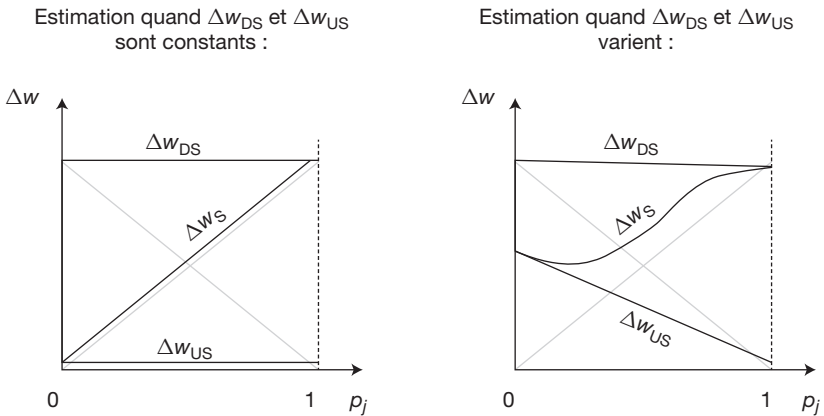
11. Rappelons également que les estimateurs par maximum de vraisemblance sont asymptotiquement sans biais. Ils peuvent, en revanche, être biaisés à distance finie (contrairement aux estimateurs EI) mais sont toujours les plus efficaces.

Dans le cas d'une régression MCO standard, avec un coefficient qui n'est pas constant, on obtient en général un estimateur qui converge vers l'espérance de ce coefficient. Dans notre cas, c'est la méthode d'estimation elle-même qui repose sur le fait que la prime salariale pour les délégués est constante. Si au lieu de cela α_1 et α_2 varient avec p_j , leurs estimateurs *via* l'équation 3 peut être complètement erronée. Nous proposons deux solutions pour surmonter ce problème.

- Lorsque $p_j = 1$, $\alpha_1 = \Delta w_{DS} = \Delta w_S$ est observable directement (lorsqu'un salarié se déclare syndiqué dans un établissement où seuls les délégués syndicaux sont syndiqués, nous sommes sûrs qu'il est délégué syndical). Nous estimons donc α_1 sur le sous-échantillon d'établissements tel que $p_j = 1$.

- Nous représentons le différentiel de salaire observable entre les syndiqués et les non-syndiqués en fonction de p_j afin de voir s'il varie linéairement (comme sur le diagramme de gauche de la figure 2).

Figure 2. Lien entre les écarts de salaires observables et non observables quand p_j varie



Lecture : par définition, $\Delta w_s = [p_j \Delta w_{DS} + (1 - p_j) \Delta w_{US}]$, avec Δw_s , Δw_{DS} et Δw_{US} les écarts de salaire respectifs entre les syndiqués et les non-syndiqués, entre les délégués syndicaux et les non-syndiqués et entre les syndiqués non délégués et les non-syndiqués.

Proportion de délégués parmi les syndiqués versus probabilité d'être délégué

Nous avons montré que, sous certaines hypothèses, les salaires des délégués syndicaux peuvent être « identifiés » lorsqu'on connaît la probabilité p_j qu'un salarié syndiqué enquêté soit délégué syndical au niveau de son établissement. Dans nos estimations, la proportion de délégués syndicaux parmi les syndiqués est la variable clef que nous utilisons comme indicateur de la probabilité p_j . Deux conditions importantes sont suffisantes pour que la proportion de délégués syndicaux parmi les syndiqués dans l'établissement j (notée $prop_j$) soit effectivement égale à p_j .

La première condition est que les salariés interrogés dans l'enquête soient tirés au sort selon une loi uniforme dans chaque établissement, ce qui est effectivement le cas pour REPONSE04. Si au lieu de cela, les salariés étaient sélectionnés selon leurs caractéristiques observables (âge, sexe,...), la probabilité qu'un salarié syndiqué présent dans l'enquête soit délégué pourrait être différente de la proportion de délégués parmi les syndiqués. Par exemple, un tirage qui surreprésenterait les salariés âgés augmenterait la probabilité qu'un syndiqué de l'enquête soit syndiqué puisque les délégués sont en moyenne plus âgés que les salariés syndiqués (voir tableau 5).

La seconde condition est que le taux de réponse à l'enquête des délégués syndicaux (t_{DS}) soit égal au taux de réponse de l'ensemble des salariés syndiqués (t_S). En supposant que t_{DS} et t_S sont constants d'un établissement à l'autre, on peut montrer facilement que $p_j = prop_j \times (t_{DS} / t_S)$. Ainsi, si le taux de réponse des délégués est inférieur à celui des salariés uniquement syndiqués, p_j est inférieur à la proportion de délégués parmi les syndiqués. Rien n'assure *a priori* que cette seconde condition soit respectée. Il est notamment probable que certains des délégués syndicaux tirés au sort pour recevoir un questionnaire à domicile dans le cadre du volet « salarié » de l'enquête REPONSE04 ont déjà été interrogés par un enquêteur dans le cadre du volet « représentant du personnel » de l'enquête. Ces délégués déjà interrogés pourraient avoir tendance à moins répondre au questionnaire « salarié ». Nous n'avons malheureusement pas de solution à ce problème potentiel. Il est néanmoins possible de se faire une idée de son importance. L'objectif est d'estimer l'équation (3) en remplaçant la variable explicative $p_j S_{ij}$ par $prop_j S_{ij}$. Dans ce cas, on montre très facilement qu'au lieu d'estimer la pénalité salariale pour les délégués α_1 , on va estimer $\alpha_1 \times (t_{DS} / t_S)$. On a donc un biais sur la valeur de la pénalité salariale pour les délégués qui est proportionnel au ratio des taux de réponses des délégués et de l'ensemble des syndiqués. En revanche, l'écart type de l'estimateur est également multiplié par (t_{DS} / t_S) . La direction de l'effet estimé et sa significativité ne sont donc pas biaisées¹².

Problèmes de mesure et construction de la proportion de délégués parmi les syndiqués

Une dernière source d'interrogation concerne la qualité de la variable $prop_j$ que nous allons *in fine* utiliser. Pour construire la proportion de délégués parmi les syndiqués, nous utilisons les réponses des représentants de direction des établissements. Il est notamment demandé à ces derniers le pourcentage de syndiqués dans leur établissement. Or, il se trouve que cette information n'est pas publique et que les employeurs n'y ont en principe pas accès. On observe effectivement que 30 % des représentants de direction interrogés dans REPONSE04 ne sont pas en mesure de fournir le taux de syndicalisation exact dans leur établissement. Par ailleurs, il n'est pas non plus certain que les représentants ayant répondu aient pu fournir une information très précise.

12. Des biais d'atténuation sont également possibles si l'on considère que le taux de réponse relatif des délégués par rapport à l'ensemble des syndiqués dans l'entreprise j s'écrit $(t_{DS} / t_S) + \varepsilon_j$ avec ε_j un terme d'erreur spécifique à l'établissement j d'espérance nulle et indépendant de p_j .

Par chance, le taux de syndicalisation dans l'établissement est également demandé aux représentants interrogés dans le cadre du volet « représentants du personnel » de REPONSE04. Il est donc possible de comparer les taux de syndicalisation déclarés par les employeurs et par les représentants de direction. Sur les 1 210 établissements sur lesquels les deux variables sont disponibles, la corrélation entre les taux de syndicalisation dans l'établissement déclarés par l'employeur et déclarés par un représentant du personnel est de 57 %¹³. Il y a donc des désaccords entre les réponses des employeurs et des représentants du personnel. Ceci étant dit, si la variable de taux de syndicalisation que nous utilisons est simplement fortement bruitée parce qu'elle inclut une erreur de mesure purement aléatoire par rapport au véritable taux de syndicalisation, elle induit alors un biais d'atténuation dans nos estimateurs. À la limite, si la variable est de trop mauvaise qualité, nous ne pourrions plus rien mesurer du tout. Le fait que nous trouvions dans la partie empirique des pénalités salariales élevées pour les délégués peut donc faire penser que, malgré la présence d'erreur de mesure, nous parvenons bien à mesurer le salaire des délégués. Il est cependant impossible d'exclure complètement la présence de biais systématiques ou d'un effet de sélection lié au fait que 30 % des employeurs n'ont pas répondu¹⁴.

Pour tester la robustesse de nos résultats et la présence éventuelle de tels biais systématiques, nous avons reproduit nos spécifications principales en utilisant les taux de syndicalisation déclarés par les représentants du personnel plutôt que ceux déclarés par les employeurs¹⁵. Nous obtenons des résultats très proches avec les deux variables, ce qui suggère que le manque de précision du taux de syndicalisation déclaré n'induit pas de biais systématiques dans les estimateurs¹⁶.

Nous terminons en présentant des éléments descriptifs sur les réponses données par les employeurs et sur les retraitements opérés à celles-ci. Parmi les établissements de REPONSE04 pourvus de syndicats, le nombre de délégués syndicaux varie essentiellement entre 1 et 5 (fig. 3, panel 1)¹⁷. En proportion, la part des délégués syndicaux dans l'effectif total est généralement assez faible (moins de 2 % dans trois quarts des établissements – fig. 3, panel 2). La majorité des établissements ont entre 0 et 20 % de syndiqués (fig. 3, panel 3). Enfin, la proportion de délégués parmi les syndiqués *prop_j* que nous utilisons pour estimer l'écart de salaire entre les délégués syndicaux et leurs collègues est relativement bien dispersée entre 0 et 1. Le profil de distribution de *prop_j* est décroissant.

13. *p-value* inférieure à 0,0001.

14. Par exemple, les employeurs qui ne savent pas la proportion de syndiqués dans leur établissement sont peut-être ceux qui seraient le plus susceptibles de discriminer les syndiqués, et, *a fortiori*, les délégués syndicaux.

15. Nous avons préféré utiliser dans nos spécifications principales les réponses des employeurs pour les raisons suivantes : (i) il n'est pas certain non plus que les représentants du personnel sachent le taux de syndicalisation total dans leur établissement (surtout s'ils sont non syndiqués) ; (ii) ils peuvent être biaisés en faveur de leur organisation s'ils sont syndiqués ; (iii) ils ne sont présents que dans les 1 970 établissements disposant d'instances représentatives du personnel.

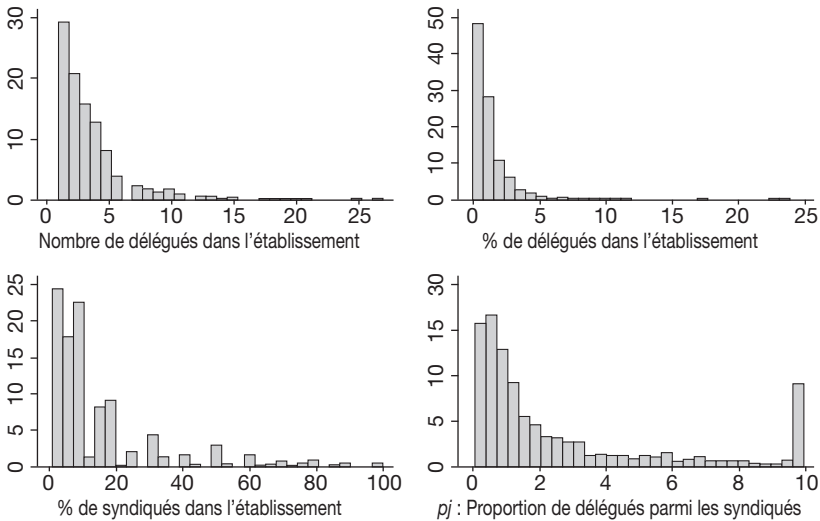
16. Résultats disponibles auprès de l'auteur. Il y a des différences dans les spécifications avec effets fixes par établissement pour lesquelles nous trouvons des pénalités salariales pour les délégués de l'ordre de 14 % lorsque nous utilisons le taux de syndicalisation déclaré par un représentant du personnel (contre seulement 8 % lorsque nous utilisons le taux de syndicalisation déclaré par un représentant de la direction).

17. Les statistiques présentées sur la figure 3 n'utilisent pas de pondérations, l'objectif étant ici de montrer les données brutes et l'ampleur des variations sur lesquelles la méthode proposée s'appuie pour estimer le salaire des délégués syndicaux.

$prop_j$ est inférieur à 0,2 dans 60 % des établissements, mais il y a également une proportion non négligeable d'établissements ayant des valeurs de $prop_j$ importantes.

Lorsque le nombre de délégués déclaré dans un établissement est supérieur au nombre de syndiqués, nous avons considéré que $prop_j$ valait 1. $prop_j$ prend ainsi la valeur 1 pour près de 10 % des établissements. Ces établissements sont soit des établissements dans lesquels il y a un seul délégué syndical et un taux de syndicalisation déclaré égal à 0 %, soit des établissements ayant déclaré un pourcentage de syndiqués non nul et une proportion de délégués plus importante. Le premier cas d'un délégué syndical complètement isolé se rencontre relativement fréquemment (au dire de plusieurs responsables syndicaux). Nous ne lui avons appliqué aucun retraitement. Le second cas peut correspondre à des établissements ayant déclaré un nombre aberrant de délégués syndicaux. Le nombre total de délégués syndicaux autorisé pour chaque syndicat présent dans un établissement est encadré par des dispositions légales¹⁸. Nous avons construit deux variables $prop_j$ alternatives. L'une de ces variables est renseignée comme manquante pour les établissements ayant déclaré le nombre de délégués d'un syndicat supérieur au seuil légal. Pour la seconde, le nombre de délégués est simplement ramené au maximum légal lorsqu'il lui est supérieur. Quoique

Figure 3. Distribution des établissements de l'échantillon en termes de :
 (1) nombre de délégués syndicaux (2) pourcentage de délégués syndicaux
 (3) pourcentage de syndiqués (4) proportion de délégués parmi les syndiqués



Champ : Établissements ayant au moins un délégué syndical (N = 1 961 établissements).

Lecture : En ordonnée, il s'agit du pourcentage des établissements concernés. Environ 30 % des établissements ayant au moins un délégué syndical ont exactement un délégué syndical.

Source : Enquête REPONSE04, volet « employeur ». Statistiques non pondérées.

18. Le nombre de délégués par syndicat dépend de la taille des établissements comme suit : de 50 à 999 salariés : 1 délégué ; de 1 000 à 1 999 salariés : 2 délégués ; de 2 000 à 3 999 salariés : 3 délégués ; de 4 000 à 9 999 salariés : 4 délégués ; au-delà de 9 999 salariés : 5 délégués. Voir l'article R2143-2 du Code du travail.

légèrement moins précise, l'analyse produit des résultats similaires avec ces variables alternatives¹⁹.

La variable $prop_j S_{ij}$ a pu être construite pour 7 597 salariés dans 2 570 établissements. 27 de ces salariés sont dans un établissement dans lequel $prop_j$ vaut 1 et sont donc, sauf erreur de mesure, identifiés avec certitude. L'espérance du nombre total de délégués syndicaux dans l'échantillon s'obtient en sommant la variable $prop_j S_{ij}$ sur l'ensemble des observations : elle est égale à 128.

ESTIMATIONS DES SALAIRES

Écart de salaire moyen entre salariés syndiqués et non syndiqués

Le salaire horaire des salariés syndiqués – qu'ils soient délégués syndicaux ou non – est en moyenne supérieur de 7 % à celui des salariés qui n'ont jamais été syndiqués (tableau 1, col. 1). Celui des anciens syndiqués y est supérieur d'environ 6 %.

Dans l'ensemble de l'analyse empirique qui suit, nous utilisons alternativement deux jeux différents de variables de contrôles pour les salariés. Le premier jeu de contrôles (« Mincer ») contient les caractéristiques prédéterminées : âge, âge au carré, diplôme et sexe. L'objectif, en l'utilisant, est de produire des *mesures d'écart* de salaire qui soient conditionnelles aux caractéristiques productives les moins endogènes. Les interprétations possibles des écarts trouvés seront discutées ultérieurement. Il n'y a donc aucune idée de causalité à ce stade derrière les statistiques produites : ce sont des écarts qui sont mesurés, et non des effets. Lorsqu'on inclut le jeu de contrôles « Mincer » ainsi que des contrôles pour la taille, le secteur, la région et l'âge des établissements dans une régression de salaire, on ne trouve plus aucune différence entre les salariés syndiqués et non syndiqués (tableau 1, col. 2). Ceci s'explique principalement par l'inclusion des contrôles pour l'âge, les salariés syndiqués étant en moyenne quatre ans plus âgés que les non-syndiqués (voir tableau 5).

Le second jeu de contrôles individuels utilisé contient, en plus des contrôles « Mincer », l'ancienneté, l'ancienneté au carré, la catégorie socioprofessionnelle, le nombre d'heures travaillées et une indicatrice pour le temps partiel. Il permet d'estimer les écarts de salaire en contrôlant mieux les caractéristiques individuelles. Cependant, il comprend des variables plus fortement endogènes car potentiellement codéterminées avec le fait d'être délégué syndical (l'ancienneté, par exemple, pourrait être plus forte pour les délégués parce qu'ils sont protégés contre le licenciement). Le choix de ce second jeu de contrôles plutôt que du premier augmente légèrement l'écart de salaire estimé entre syndiqués et non-syndiqués (tableau 1, col. 3).

Les contrôles « établissement » peuvent être remplacés par des effets fixes par établissement. On observe dans ce cas que les salariés syndiqués sont payés environ 3 à 4 % de moins que leurs collègues non syndiqués du même

19. Résultats disponibles auprès de l'auteur.

établissement (tableau 1, col. 4 et 5). Les estimations avec effets fixes par établissement reposent sur les 658 établissements dans lesquels il y a au moins un salarié syndiqué et un salarié non syndiqué présents. Ce nombre est faible mais suffisant pour permettre des comparaisons intra-établissement. Néanmoins, nous avons fait aussi une estimation sans effets fixes de nos équations de salaire, la puissance statistique requise dans ce second cas étant plus faible.

Tableau 1. *Écarts de salaire entre les salariés syndiqués et non syndiqués. Différents jeux de variables de contrôle*

	Variable dépendante : log du salaire horaire				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Syndiqué	0,068*** (0,013)	- 0,001 (0,011)	0,015* (0,009)	- 0,045*** (0,012)	- 0,029*** (0,010)
Ancien syndiqué	0,057*** (0,014)	- 0,005 (0,011)	0,011 (0,010)	- 0,039*** (0,011)	- 0,017* (0,010)
Observations	7826	7814	7814	7814	7814
R ²	0,004	0,523	0,648	0,781	0,845
Contrôles individuels	Non	Mincer	Détaillés	Mincer	Détaillés
Contrôles établissements	Non	Standard	Standard	Effets fixes	Effets fixes

Les contrôles individuels notés « Mincer » sont le diplôme (9 catégories), l'âge (en années), l'âge au carré et le sexe. Les contrôles individuels « détaillés » incluent en plus l'ancienneté, l'ancienneté au carré, la catégorie socioprofessionnelle (4 groupes), le nombre d'heures travaillées et une indicatrice pour les salariés à temps partiel. Les contrôles établissements « standards » sont la taille (5 groupes), le secteur (16 groupes), la région (10 groupes), l'âge (5 groupes) et une indicatrice pour la présence d'un délégué syndical.

L'âge des établissements, la présence d'un délégué syndical, la catégorie socioprofessionnelle, l'ancienneté et le temps de travail ont été traités pour les valeurs manquantes ; lorsque ces variables étaient manquantes, nous les avons recodées égales à 0 et avons inclus une indicatrice dans la régression valant 1 lorsque la variable était manquante. Nous récupérons ainsi environ 400 observations. Les contrôles « Mincer » n'ont pas été traités.

Écarts types robustes entre parenthèses. * : significatif au seuil de 10 %. ** : significatif au seuil de 5 %. *** : significatif au seuil de 1 %.

Estimation probabiliste des salaires des délégués syndicaux

Lorsqu'on décompose l'écart de salaire entre syndiqués et non-syndiqués par la méthode d'estimation indirecte décrite plus haut ou par maximum de vraisemblance, les résultats obtenus sont spectaculaires : les délégués syndicaux apparaissent payés environ 10 % de moins que leurs collègues non syndiqués dans l'ensemble des spécifications, tandis que les syndiqués non délégués ont des salaires équivalents, voire un peu supérieurs, aux non-syndiqués. La pénalité de salaire brute (sans contrôles) pour les délégués syndicaux par rapport aux non-syndiqués est d'environ 9 % (tableau 2, col. 1), mais elle n'est statistiquement significative qu'au seuil de 10 %. En revanche, lorsqu'on contrôle pour les caractéristiques observables des salariés (contrôles « Mincer » ou détaillés) et de leurs établissements, la pénalité pour les délégués est comprise entre 12 % et 15 % (tableau 2, col. 2 et 3). Cette même pénalité est un peu plus faible (autour de 8 %) dans les spécifications avec effets fixes (tableau 2, col. 4 et 5). Pour

l'ensemble des estimateurs produits par la méthode d'estimation indirecte, nous présentons des écarts types corrigés à partir de l'équation (5) ainsi que des écarts types non corrigés mais obtenus en clustérisant les écarts types au niveau des unités traitées, c'est-à-dire par groupe de salariés ayant la même situation syndicale (syndiqué ou non) et travaillant dans le même établissement. Les deux jeux d'écarts types sont toujours très proches, montrant que la correction dérivant de l'équation (5) est de faible ampleur. La *p-value* des estimateurs de la pénalité salariale pour les délégués est inférieure à un pour mille dans les spécifications sans effets fixes, et inférieure à 5 % dans les spécifications avec effets fixes.

Tableau 2. *Écarts de salaire entre les délégués syndicaux et leurs collègues*

	Variable dépendante : log du salaire horaire						
	MCO (estimateur indirect)					Max. vraisemblance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Délégué syndical	-0,090*	-0,152***	-0,126***	-0,081**	-0,087**	-0,137***	-0,109***
<i>Écart type (robuste)</i>	(0,049)	(0,040)	(0,034)	(0,041)	(0,035)	(0,033)	(0,028)
<i>Écart type corrigé</i>	(0,058)	(0,040)	(0,034)	(0,043)	(0,037)	–	–
Uniquement syndiqué	0,080***	0,021	0,040***	-0,031**	-0,016	0,018	0,037***
<i>Écart type (robuste)</i>	(0,021)	(0,016)	(0,014)	(0,014)	(0,013)	(0,014)	(0,012)
<i>Écart type corrigé</i>	(0,020)	(0,014)	(0,012)	(0,016)	(0,014)	–	–
Observations	7 587	7 576	7 576	7 576	7 576	7 576	7 576
R ²	0,002	0,526	0,650	0,785	0,848	–	–
Contrôles salariés	Non	Mincer	Détaillés	Mincer	Détaillés	Mincer	Détaillés
Contrôles établissements	Non	Standard	Standard	Effets fixes	Effets fixes	Standard	Standard

Dans les modèles (1) à (4), les écarts types non corrigés sont obtenus en « clustérisant » les observations par groupe de salariés ayant la même situation syndicale (syndiqué ou non) et dans le même établissement. Les écarts types corrigés sont obtenus par application de l'équation (5).

Les contrôles sont définis dans la note du tableau 1.

* : significatif au seuil de 10 %. ** : significatif au seuil de 5 %. *** : significatif au seuil de 1 %. Significativité déterminée à partir des écarts types robustes.

Les estimateurs obtenus par maximum de vraisemblance (tableau 2, col. 6 et 7) dans des spécifications sans effets fixes sont cohérents avec ceux obtenus par la méthode MCO indirecte, et ils sont même un peu plus précis²⁰. Le salaire des délégués apparaît inférieur de 10 à 13 % à celui des non-délégués, tandis que les syndiqués non délégués ont une rémunération de l'ordre de 1 à 3 % supérieure aux non-syndiqués.

Comme expliqué plus haut, les méthodes d'estimation indirecte et du maximum de vraisemblance donnent des résultats biaisés si la pénalité salariale pour les délégués varie avec la proportion de délégués parmi les syndiqués. Le problème peut être contourné pour les salariés dont le statut – délégué ou non délégué

20. Nous ne sommes malheureusement pas en mesure de produire des estimations par maximum de vraisemblance avec effets fixes par établissement : l'algorithme d'optimisation de la vraisemblance que nous avons programmé n'avait toujours pas convergé après plus d'un mois de calcul.

– est connu avec certitude, c'est-à-dire les salariés pour lesquels $p_j S_{ij} \in \{0; 1\}$ ²¹. Ces salariés sont soit non syndiqués ($N = 6\,814$), soit syndiqués dans un établissement dans lequel il n'y a pas de délégué ($N = 109$), soit syndiqués dans un établissement dans lequel tous les syndiqués sont délégués ($N = 27$). Lorsqu'on se restreint à ces salariés, on trouve toujours une pénalité salariale de l'ordre de 10 à 15 % pour les délégués syndicaux, et nulle pour les syndiqués non délégués (tableau 3, 1^{re} et 2^e lignes²²). Le deuxième test de robustesse envisageable consiste à regarder explicitement si l'écart de salaire observable entre syndiqués et non-syndiqués évolue linéairement avec p_j , comme ce devrait être le cas si la pénalité pour les délégués est constante avec p_j . La figure 4 présente les résultats obtenus lorsqu'on sépare les établissements en six sous-groupes distincts en fonction de leur proportion de délégués parmi les syndiqués et qu'on estime au sein de chaque sous-groupe l'écart de salaire entre syndiqués et non-syndiqués (avec variables de contrôle). Même si les fonctions reliant l'écart de salaire entre syndiqués et non-syndiqués à p_j estimées ainsi ne sont pas parfaitement linéaires, elles n'incluent pas de points aberrants et présentent un profil globalement croissant.

Compte tenu du faible nombre de délégués (128 en espérance) sur lequel repose l'estimation de leur pénalité salariale, ce second test de robustesse montre que nos résultats ne dépendent pas uniquement de quelques établissements extrêmes et qu'ils exploitent effectivement l'ensemble des variations de la proportion de délégués parmi les syndiqués.

La robustesse des estimations est également confirmée lorsqu'on examine des établissements de différentes tailles et opérant dans différents secteurs. La pénalité pour les délégués semble plus forte dans les petits établissements et dans les secteurs du commerce ou de l'industrie (tableau 3), mais l'ensemble des tailles d'entreprise et des secteurs est concerné. Bien sûr, les estimations produites sur chaque sous-échantillon sont à considérer avec précaution du fait du faible nombre de délégués potentiels sur lequel elles reposent et elles peuvent parfois apparaître instables (voir, par exemple, la différence entre les estimateurs sans et avec effets fixes par établissement au sein des établissements de 200 à 500 salariés). Cependant, la robustesse des résultats au sein de différents sous-groupes laisse penser que nous ne mesurons pas qu'un phénomène isolé. En particulier, l'effet plus fort au sein des petits établissements indique que les délégués ne sont pas pénalisés seulement dans les grandes entreprises pour lesquelles l'existence de procès pour discrimination syndicale est connue²³.

Nos résultats indiquent un écart de salaire robuste d'environ 10 % entre les délégués syndicaux et leurs collègues syndiqués ou non syndiqués. Il existe bien sûr d'autres types de représentants du personnel tels que les délégués du personnel, les membres du comité d'entreprise ou les membres du Comité hygiène sécurité et conditions de travail. Nos données et la méthode développée

21. Dans cette section, nous ne faisons plus la distinction entre la probabilité p_j qu'un syndiqué soit délégué et la proportion $prop_j$ de délégués parmi les syndiqués (pour plus de détails, voir la sous-section « Proportion de délégués parmi les syndiqués versus probabilité d'être délégué »).

22. Les résultats du tableau 3 sont présentés avec les contrôles individuels détaillés uniquement. Ils sont sensiblement équivalents si l'on prend les contrôles « Mincer » au lieu des contrôles détaillés.

23. Pour des exemples juridiques attestés de procédures judiciaires pour « discrimination syndicale » et des précisions quant à leur fonctionnement, voir Breda [2011] (p. 269-273), Chappe [2012], ou le n° 1190 de la *Semaine sociale Lamy* (15 novembre 2004).

Tableau 3. *Écarts de salaire entre les délégués syndicaux et leurs collègues pour les délégués directement identifiés, par taille d'établissement et par secteur*

Chaque ligne présente la prime salariale pour les délégués syndicaux et les salariés uniquement syndiqués sur un sous-échantillon donné (obtenu par estimation indirecte, via une régression MCO)

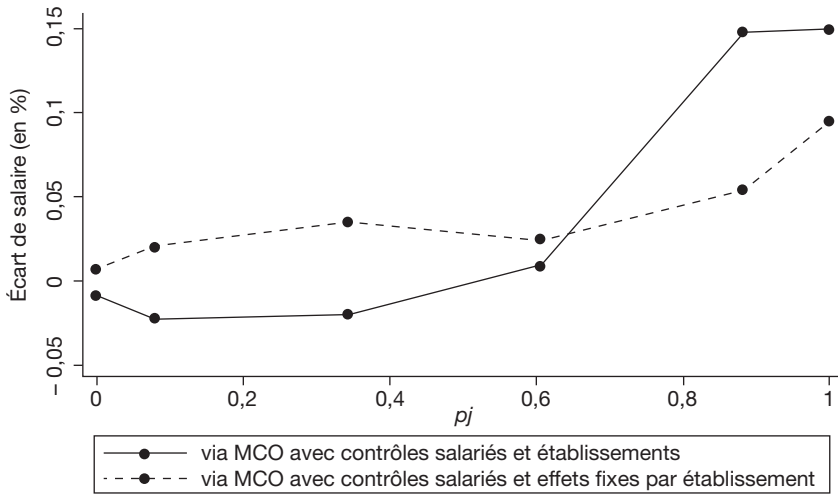
Échantillon	Contrôles étab.	Contrôles salariés	Obs.	Délégué syndical		Uniquement syndiqué	
$p_j S_{ij} \in \{0; 1\}$	Standards	Détaillés	6 950	-0,157***	(0,049)	0,019	(0,027)
	Effets fixes	Détaillés	6 950	-0,094*	(0,055)	-0,015	(0,021)
Taille d'établissements :							
20-100 salariés	Standards	Détaillés	2 919	-0,112***	(0,042)	0,042*	(0,024)
	Effets fixes	Détaillés	2 919	-0,129***	(0,041)	-0,006	(0,020)
100-200 salariés	Standards	Détaillés	1 489	-0,162**	(0,079)	0,096***	(0,035)
	Effets fixes	Détaillés	1 489	-0,092	(0,076)	0,028	(0,027)
200-500 salariés	Standards	Détaillés	1 193	-0,084	(0,104)	0,009	(0,035)
	Effets fixes	Détaillés	1 193	0,077	(0,107)	-0,065*	(0,034)
Plus de 500 sal.	Standards	Détaillés	1 975	-0,078	(0,137)	0,002	(0,025)
	Effets fixes	Détaillés	1 975	-0,102	(0,120)	-0,049*	(0,026)
Secteur :							
Services	Standards	Détaillés	2 929	-0,107**	(0,042)	0,041*	(0,022)
	Effets fixes	Détaillés	2 929	-0,061	(0,046)	0,007	(0,020)
Construction	Standards	Détaillés	470	-0,075	(0,130)	0,035	(0,061)
	Effets fixes	Détaillés	470	0,037	(0,094)	-0,013	(0,070)
Industrie	Standards	Détaillés	2 929	-0,166**	(0,073)	0,028	(0,021)
	Effets fixes	Détaillés	2 929	-0,140*	(0,073)	-0,038*	(0,020)
Commerce	Standards	Détaillés	1 248	-0,157*	(0,093)	0,029	(0,038)
	Effets fixes	Détaillés	1 248	-0,115	(0,081)	-0,064*	(0,037)

Les écarts types donnés entre parenthèses sont obtenus en « clustérisant » les observations par groupe de salariés ayant la même situation syndicale (syndiqué ou non) et dans le même établissement. Les contrôles sont définis dans la note du tableau 1. Les écarts types corrigés ne sont pas reportés.
 * : significatif au seuil de 10 %. ** : significatif au seuil de 5 %. *** : significatif au seuil de 1 %.

ici ne permettent malheureusement pas d'estimer leur salaire. Il n'est pas exclu que ces autres représentants soient également moins bien rémunérés que les salariés n'ayant aucun mandat collectif dans l'établissement. Des éléments de réponse plus qualitatifs seront apportés dans la section suivante qui étudie l'opinion de différents types de représentants du personnel concernant l'effet qu'a eu leur mandat sur leur avancement de carrière. Notons finalement que, lorsque nous comparons les salaires des délégués syndicaux à ceux de leurs collègues, des représentants du personnel non délégués sont potentiellement inclus dans le groupe des « collègues ». Si ces représentants sont également moins bien rémunérés, nos résultats sous-estiment en fait l'écart de salaire réel entre les délégués syndicaux et les salariés n'ayant aucun mandat collectif dans l'établissement. Il faut cependant garder en tête que les représentants du personnel non délégués ne

constituent qu'une infime proportion (de l'ordre de 1 %) du groupe de référence des salariés non délégués. Quel que soit leur salaire réel, leur présence dans ce groupe ne peut induire que des variations minimales de nos estimations²⁴.

Figure 4. Écarts de salaire entre syndiqués et non-syndiqués en fonction de la proportion de délégués parmi les syndiqués



Les estimations sont obtenues par régression MCO sur six sous-échantillons distincts du log du salaire horaire individuel sur une indicatrice valant 1 pour les salariés syndiqués, des contrôles « détaillés » pour les caractéristiques des salariés (voir tableau 1) et des contrôles ou des effets fixes pour les établissements. Les salariés non syndiqués sont conservés dans chaque sous-échantillon. Le premier sous-échantillon (correspondant aux 2 points les plus à gauche) comprend uniquement les salariés syndiqués des établissements pour lesquels la proportion de délégués parmi les syndiqués est nulle. Les quatre sous-échantillons suivants sont obtenus en divisant en quatre quartiles les établissements pour lesquels $p_j \in]0, 1[$, et en conservant les salariés syndiqués dans chaque quartile successivement. Le dernier sous-échantillon (correspondant aux 2 points les plus à droite) comprend les salariés syndiqués des établissements pour lesquels $p_j = 1$. Le nombre espéré de délégués syndicaux dans les six groupes est (de gauche à droite) : 0, 1, 6, 18, 90, 27.

COMMENT INTERPRÉTER LES SALAIRES PLUS FAIBLES POUR LES DÉLÉGUÉS ?

Interprétations possibles et rôle des facteurs institutionnels

Pourquoi les délégués syndicaux seraient-ils si mal payés ? Deux explications économiques standards sont possibles : la discrimination salariale et la sélection adverse. En gardant les notations précédentes et en notant θ_i la productivité du

24. Si, par exemple, les représentants non délégués sont également payés 10 % de moins que les autres salariés, leur présence dans le groupe des salariés non délégués induit une variation relative du salaire moyen au sein de ce groupe de l'ordre de $10\% * 1\% = 0,1\%$.

salarié i , il est possible de donner une définition mathématique à ces notions dans le cadre de notre étude :

$$\begin{cases} - \textit{Discrimination} : & \mathbb{E}[w_i | \theta_i, DS_i = 1] < \mathbb{E}[w_i | \theta_i, DS_i = 0] \\ - \textit{Sélection adverse} : & \mathbb{E}[\theta_i | X_i, DS_i = 1] < \mathbb{E}[\theta_i | X_i, DS_i = 0] \end{cases}$$

La sélection adverse reflète le fait qu'à caractéristiques observables égales, les délégués syndicaux sont moins productifs. En langage économétrique, elle peut être due à un pur « biais de causalité inverse » si les salariés les moins compétents décident de devenir délégués syndicaux parce qu'ils sont mal rémunérés. Elle peut également être due à « un biais de variable omise » s'il existe des facteurs inobservables affectant simultanément salaire et décision d'être délégué syndical.

On distingue traditionnellement dans la littérature deux types de discrimination : la discrimination par goût (Becker [1971]) et la discrimination statistique (Arrow [1973] ; Phelps [1972]). La discrimination par goût à l'encontre d'un groupe d'individus reflète simplement le fait que l'employeur préfère les individus ne faisant pas partie de ce groupe à ceux qui en font partie. Même en l'absence de telles différences en termes de préférences, une discrimination peut être rationnelle si la productivité des salariés n'est pas parfaitement observable et si l'appartenance au groupe discriminé informe sur cette productivité. On parle alors de discrimination statistique. Une telle discrimination statistique à l'encontre des délégués syndicaux semble peu probable : ceux-ci sont en général dans leur entreprise depuis plusieurs années, et leur employeur a eu beaucoup de temps et d'occasions pour observer leur productivité. Une discrimination par goût est possible mais elle n'est pas l'hypothèse que nous privilégions. Comme expliqué dans la section 2, l'employeur peut avoir rationnellement intérêt à discriminer les délégués syndicaux pour des raisons stratégiques : il souhaite limiter l'action des syndicats et les pertes de profit liées à la négociation salariale. Nous préférons alors utiliser un concept relativement nouveau et parler de *discrimination stratégique* pour désigner une discrimination qui est une solution d'équilibre d'un jeu non coopératif²⁵.

Les salaires plus faibles des délégués peuvent être compensés par d'autres avantages qui rendent les délégués *in fine* « satisfaits » de leur situation. Les salariés ayant le choix de devenir délégués syndicaux ou de ne plus l'être, il est d'ailleurs certain que les quelques-uns qui le deviennent y trouvent une forme d'intérêt, même s'ils sont discriminés. C'est la spécificité de la potentielle *discrimination stratégique* dont nous parlons : elle s'attache à une *fonction* (délégué syndical) qui est une caractéristique *choisie*, et non à une caractéristique immuable des individus comme c'est le cas pour les formes les plus répandues de discrimination (liée au genre ou à l'ethnicité). Si une telle discrimination existe, elle est donc nécessairement compensée par d'autres avantages pour les délégués. Une telle discrimination n'est pas pour autant sans effet sur le bien-être. Elle dissuade en effet certains salariés de devenir délégués et elle affecte donc

25. Le concept de discrimination stratégique est, à notre connaissance, relativement nouveau. On le trouve chez Antonovics *et al.* [2005] qui tentent de mettre en évidence des comportements stratégiques discriminants à partir de données sur la version américaine du jeu télévisé « le maillon faible ». Voir également Levitt [2004].

la probabilité de présence des syndicats dans les entreprises (rappelons que plus de deux tiers des établissements d'entreprise n'ont pas de délégués syndicaux). Elle modifie donc les conditions de la représentation des salariés en entreprise et est donc susceptible d'affecter le bien-être global bien au-delà des délégués syndicaux eux-mêmes.

Les compensations que trouvent potentiellement les délégués en échange de leurs salaires plus faibles peuvent être de deux types. Elles peuvent être *spécifiques*, au sens où elles résultent uniquement des préférences individuelles des quelques salariés qui acceptent *in fine* de devenir délégués (plus altruistes, plus militants, plus contestataires, etc.). Elles peuvent à l'inverse être globales si elles concernent tous les salariés qui deviendraient délégués. La protection contre le licenciement et les heures de délégation dont bénéficient les délégués sont des compensations globales potentielles. Le faible nombre de salariés devenant délégués laisse penser que ces compensations institutionnelles ne sont, dans la plupart des cas, pas suffisantes pour contrebalancer la désutilité à être délégué syndical. Elles pourraient cependant expliquer nos résultats, au moins pour deux raisons.

D'abord, d'un point de vue juridique, l'employeur n'est pas autorisé à pénaliser les délégués en raison de leurs heures de délégation. Les heures de délégation correspondent en effet à une obligation légale dont le coût incombe à l'employeur. Mais, d'un point de vue économique, si les délégués syndicaux travaillent moins, il est « logique » qu'ils soient moins bien rémunérés en conséquence. Ensuite, la protection contre le licenciement peut induire un biais de sélection : les salariés les moins compétents, et donc les moins bien payés, peuvent souhaiter devenir délégués pour ne pas se faire licencier. Il est utile d'avoir en tête ces mécanismes et les effets potentiels des facteurs institutionnels lorsque nous discuterons les tests que nous présentons maintenant.

Pénalité salariale pour les délégués selon l'appartenance syndicale et l'ancienneté

Nous ne disposons malheureusement pas de sources de variation exogènes de la présence de délégués syndicaux ou encore d'un cadre expérimental permettant d'identifier avec certitude l'explication causale de la pénalité salariale pour les délégués syndicaux. En conséquence, nous présentons un certain nombre de tests suggérant que la pénalité salariale des délégués pourrait refléter (au moins partiellement) une discrimination stratégique plutôt qu'une productivité inférieure ou une compensation en échange d'autres avantages institutionnels comme les heures de délégation ou la protection contre le licenciement. Aucun de ces tests ne saurait cependant constituer une preuve irréfutable et d'autres interprétations restent possibles.

Le premier test consiste à séparer les représentants en fonction de leur ancienneté dans leur établissement de travail. Si les délégués sont discriminés, ils ne peuvent pas l'être instantanément. En pratique, la discrimination prend plutôt la forme de promotions moins fréquentes et d'augmentations de salaire plus faibles pour les délégués. En revanche, si les moins bons salariés deviennent davantage délégués, on doit s'attendre à ce que les délégués soient issus du bas de la distribution des salaires (conditionnellement à leurs caractéristiques observables) et

qu'ils aient initialement des salaires plus faibles que leurs collègues. Soit N_i une indicatrice valant 1 pour les salariés ayant moins de cinq ans d'ancienneté²⁶. Le tableau 4 (col. 1 et 2) présente les résultats de l'estimation par MCO de l'équation suivante :

$$\ln(w_{ij}) = \alpha_1^N (p_j U_{ij} N_i) + \alpha_1^{nonN} (p_j U_{ij} (1 - N_i)) + \alpha_2 ((1 - p_j) U_{ij}) + \beta X_i + \eta_j + v_{ij} \quad (6)$$

Contrairement aux délégués ayant plus de cinq ans d'ancienneté, ceux avec moins de cinq ans d'ancienneté n'apparaissent pas significativement moins bien rémunérés que leurs collègues. Une estimation par maximum de vraisemblance fournit des résultats proches (tableau 4, col. 5). Ces résultats renforcent l'idée d'une discrimination mais doivent cependant être interprétés avec prudence. D'abord, α_1^N et α_1^{nonN} ne peuvent être estimés sans biais par l'équation (6) que si l'ancienneté des délégués est distribuée comme celle des autres syndiqués. Mais l'ancienneté des délégués est en moyenne plus importante que celle des autres délégués (voir tableau 5). Il en résulte qu'un syndiqué avec plus de cinq ans d'ancienneté a une probabilité d'être délégué qui est en fait supérieure à p_j . p_j sous-estime donc systématiquement la probabilité réelle d'être délégué pour les salariés avec plus de cinq ans d'ancienneté et la surestime systématiquement pour les salariés avec moins de cinq ans d'ancienneté. La méthode d'estimation reposant sur les variations de p_j d'un établissement à l'autre, ce problème ne devrait pas être trop important si l'ancienneté affecte p_j de la même manière dans tous les établissements. Dans le cas contraire, on peut s'attendre à des biais dans nos estimations. Second problème : si les délégués sont discriminés, c'est l'ancienneté au poste de délégué, et non l'ancienneté dans l'établissement, qui détermine effectivement la date à laquelle commence la discrimination. Le volet « salarié » de l'enquête REponse04 ne permet pas de connaître l'ancienneté des délégués dans leurs fonctions et l'ancienneté dans l'établissement doit donc être considérée ici comme une proxy pour cette variable inobservable.

Le second test d'interprétation consiste à décomposer la pénalité salariale pour les délégués selon leur syndicat d'origine. Dans l'enquête REponse04, on connaît non seulement le nombre total de délégués mais également le nombre de délégués pour chaque grand syndicat. On peut donc construire la proportion de délégués de chaque syndicat parmi les syndiqués et décomposer la pénalité salariale pour les délégués selon le syndicat d'appartenance, en utilisant les mêmes méthodes d'estimation que celles utilisées pour l'ensemble des délégués. La CGT, la CFDT et FO sont les trois syndicats les plus représentés dans les entreprises et comprennent à eux trois environ 70 % de l'ensemble des délégués (27 % pour la CGT, 27 % pour la CFDT et 15 % pour FO). Du fait du faible nombre de délégués dans l'échantillon, nous ne produisons d'estimations que pour ces syndicats.

Parmi les grands syndicats, ce sont surtout les délégués de la CGT qui sont pénalisés (tableau 4, col. 3, 4 et 6). Leur pénalité salariale est supérieure à 20 % dans toutes les spécifications, tandis que les délégués de FO n'apparaissent pas moins bien rémunérés et ceux de la CFDT uniquement dans les spécifications

26. Un quart des syndiqués de l'échantillon ont moins de cinq ans d'ancienneté.

sans effets fixes (tableau 4, col. 3 et 6). Pourquoi la CGT ? Parmi les grands syndicats, la CGT est connue pour être l'organisation la plus combative. Les statistiques sur les grèves le confirment : en 2004, la CGT initiait plus de deux fois plus de grèves que la CFDT (Carlier et De Oliveira [2005]), alors que les deux syndicats sont également implantés dans les entreprises. Le fait que les délégués de la CGT soient les moins bien payés renforce donc l'idée que les moins bons salaires des délégués peuvent être dus à une interaction non coopérative avec leur employeur : les délégués les moins coopératifs sont effectivement les plus pénalisés. Le fait que la pénalité salariale des délégués soit différenciée selon le syndicat montre également que la théorie des différences compensatrices et les potentiels avantages institutionnels pour les délégués ne peuvent expliquer à eux seuls leurs moins bons salaires : si tel était le cas, les délégués de tous les syndicats devraient être pénalisés de manière équivalente puisqu'ils sont soumis au même contexte institutionnel.

Tableau 4. *Pénalité salariale des délégués syndicaux en fonction de leur ancienneté et de leur syndicat*

	Variable dépendante : log du salaire horaire					
	(Moindres carrés indirects)				(MV)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Délégué*ancienneté < 5 ans	-0,046 (0,053)	0,022 (0,067)			-0,050 (0,054)	
Délégué*ancienneté > 5 ans	-0,155*** (0,040)	-0,125*** (0,036)			-0,131*** (0,033)	
Délégué CGT			-0,207*** (0,078)	-0,243*** (0,062)		-0,210*** (0,059)
Délégué CFDT			-0,141** (0,059)	0,003 (0,073)		-0,075 (0,053)
Délégué FO			-0,011 (0,081)	-0,006 (0,078)		-0,044 (0,083)
Autre délégué			ns	ns		ns
Observations	7 494	7 494	7 576	7 576	7 494	7 576
R ²	0,650	0,850	0,650	0,848	-	-
Contrôles salariés	Détaillés	Détaillés	Détaillés	Détaillés	Détaillés	Détaillés
Contrôles établissements	Standard	Effets fixes	Standard	Effets fixes	Standard	Standard

Les écarts types entre parenthèses sont obtenus en « clustérisant » les observations par groupe de salariés ayant la même situation syndicale (syndiqué ou non) et dans le même établissement. Les contrôles sont définis dans la note du tableau 1. Écarts types corrigés non reportés. * : significatif au seuil de 10 %. ** : significatif au seuil de 5 %. *** : significatif au seuil de 1 %.

Une comparaison des syndiqués et des délégués et une analyse de l'opinion des représentants du personnel quant à l'effet de leur mandat sur leur carrière

Nous exploitons à présent le volet « représentants du personnel » de l'enquête REPONSE04 afin d'étudier l'opinion des représentants du personnel quant à l'effet qu'a eu leur mandat de représentant sur leur carrière. Rappelons qu'il s'agit de représentants du personnel de l'instance de représentation majoritaire d'établissements de plus de vingt salariés. L'objectif est double. Nous examinons d'abord qui sont les salariés qui deviennent représentants et dans quelle mesure ils peuvent se sentir discriminés. Nous tentons ensuite de comparer les résultats obtenus par l'étude des salaires des délégués aux réponses des représentants.

Le tableau 5 présente une comparaison des caractéristiques socioéconomiques de l'ensemble des salariés, des salariés syndiqués et des représentants syndicaux. Étant donné la pénalité salariale particulièrement importante estimée pour les délégués de la CGT, nous présentons également des statistiques pour ce syndicat séparément. Plusieurs constats peuvent être faits. D'abord, il y a moins de femmes parmi les délégués syndicaux (22 %) que parmi les syndiqués (30 %) et que parmi l'ensemble des salariés (39 %). Les représentants du personnel, et parmi eux les délégués syndicaux en particulier, sont plus âgés et ont plus d'ancienneté que les autres salariés. Les salariés syndiqués sont en moyenne moins diplômés que l'ensemble des salariés. En revanche, les représentants du personnel dans leur ensemble, et les délégués syndicaux en particulier, ne sont pas moins diplômés que la moyenne des salariés, et ils apparaissent même beaucoup moins souvent sans diplôme. La répartition des représentants du personnel en termes de catégories socioprofessionnelles est proche de celle de l'ensemble des salariés. Finalement, les délégués syndicaux de la CGT sont beaucoup plus souvent des ouvriers et ils sont moins diplômés que les autres salariés (syndiqués, non-syndiqués, et délégués syndicaux d'autres syndicats).

Ces statistiques indiquent que les représentants du personnel, et en particulier les délégués syndicaux, ont des caractéristiques productives observables meilleures que celles de leurs collègues syndiqués et non syndiqués : ils sont beaucoup plus expérimentés et un peu plus diplômés. Cela n'implique bien sûr pas pour autant que leurs caractéristiques productives *inobservables* sont également meilleures. On peut tout de même noter que les délégués syndicaux sont une sous-population des salariés syndiqués, qui constituent eux-mêmes une petite fraction de l'ensemble des salariés. Or, conditionnellement à leurs caractéristiques observables, nous n'avons pas trouvé de pénalité salariale pour les salariés syndiqués qui ne sont pas délégués. Cela suggère que les salariés syndiqués n'ont pas des caractéristiques productives *inobservables* moins bonnes que celles des autres salariés. Si un processus de sélection explique la pénalité salariale pour les délégués, il s'opère donc probablement uniquement lors du passage de syndiqué à délégué syndical. Or, les délégués syndicaux ont des caractéristiques productives observables meilleures que celles des autres syndiqués. Il peut donc sembler peu intuitif que leurs caractéristiques productives *inobservables* soient beaucoup moins bonnes. Le fait que la pénalité salariale ne concerne que les délégués, dont les caractéristiques productives observables sont pourtant meilleures que celles des autres syndiqués, semble donc aller à l'encontre de l'hypothèse d'un biais de sélection.

Tableau 5. Comparaison des caractéristiques de l'ensemble des salariés, des salariés syndiqués et des représentants du personnel en 2004

Champ	(1) Tous les salariés (N = 11 747)	(2) Salariés syndiqués (N = 1 407)	(3) Représentants du personnel (N = 1 970)	(4) Délégués syndicaux (N = 1 033)	(5) Délégués syndicaux de la CGT (N = 335)
Genre					
% Femmes	39	30	29	22	17
% Hommes	61	70	71	78	83
Âge (en années)					
Âge moyen	39	43	44	46	46
Âge médian	39	44	45	47	47
Ancienneté (en années)					
Ancienneté moyenne	11	15	19	21	22
Ancienneté médiane	8	14	17	21	23
Éducation (en %)					
Aucun diplôme	12	13	4	4	6
Diplôme inférieur au bac	45	52	51	55	66
Baccalauréat	14	14	17	15	12
Bac + 2	14	12	13	12	9
Bac + 3 ou plus	15	9	15	13	7
Catégorie socioprofessionnelle (en %)					
Ouvriers	35	39	34	39	55
Employés	22	18	21	18	13
Professions intermédiaires	25	30	27	25	26
Cadres	18	13	18	17	6

Lecture : il y a 39 % de femmes sur l'ensemble des salariés de l'échantillon et 30 % sur le sous-échantillon des salariés syndiqués.

Champ : Établissements de plus de 20 salariés. Les résultats sont pondérés dans les colonnes 1 et 2 afin d'être représentatifs de l'ensemble des salariés. Les représentants du personnel interrogés pour produire les statistiques des colonnes 3 à 5 sont représentatifs des représentants de la principale organisation syndicale ou de la liste majoritaire dans chaque établissement, qu'elle soit syndicale ou non. Ils ne sont donc pas représentatifs de l'ensemble des représentants du personnel.

Source : enquête REPONSE de 2004, Dares. Volet « salariés » (col. 1 et 2) et volet « représentants du personnel » (col. 3, 4 et 5).

Que pensent les représentants du personnel d'une éventuelle discrimination ? 55,9 % d'entre eux considèrent que leur mandat de représentant n'a pas eu d'effet sur leur carrière. Ils sont 33,8 % à considérer qu'il a été un frein, et 10,3 % à considérer qu'il a été un moteur (tableau 6, col. 3 à 5). Les réponses des représentants varient fortement suivant qu'ils sont syndiqués ou non et suivant leur syndicat d'origine. Les représentants syndiqués considèrent quatre fois plus souvent que les non-syndiqués que leur mandat a été un frein à l'avancement de

leur carrière. La méthode que nous utilisons pour estimer le salaire des délégués ne permet malheureusement pas d'estimer le salaire des autres types de représentants. Cet écart très fort entre le ressenti des représentants syndiqués et non syndiqués suggère néanmoins que, s'il y a discrimination, elle touche essentiellement les représentants syndiqués.

Les autres résultats présentés dans les colonnes 1 à 3 du tableau 6 confortent notre analyse des salaires. Près d'un délégué syndical sur deux se sent pénalisé du fait de son mandat, suggérant là aussi que, s'il y a discrimination, ils sont probablement les représentants les plus concernés. Les représentants affiliés à la CGT considèrent davantage que leur mandat a été un frein pour leur carrière que ceux syndiqués à la CFDT ou à FO. Le ressenti des délégués est donc cohérent avec nos estimations de salaires. Cela ne prouve pas pour autant que les délégués sont discriminés : ils pourraient s'estimer pénalisés du fait de leur mandat de délégué alors qu'ils le sont en réalité du fait de leur moindre compétence.

La proportion élevée de représentants déclarant que leur mandat a été un frein pour leur carrière pourrait refléter le fait que les représentants sont pessimistes de manière générale, ou qu'ils ont tendance à donner des réponses plus négatives que d'autres populations. Leurs réponses concernant l'effet de leur mandat sur la stabilité de leur emploi (tableau 6, col. 4 à 6) montrent qu'il n'en est rien. La hiérarchie des réponses entre les différents types de représentants est bien respectée : les syndiqués à la CGT se sentent les plus menacés, les délégués se sentent plus menacés que les autres représentants syndiqués, qui eux-mêmes se sentent beaucoup plus menacés que les représentants non syndiqués. En revanche, la proportion de représentants déclarant que leur mandat a été une menace pour leur emploi est systématiquement inférieure à 20 %. Ce résultat n'est pas surprenant, compte tenu de la protection contre le licenciement dont bénéficient les représentants. Il indique néanmoins que les représentants ne répondent pas systématiquement de façon négative aux questions qui leur sont posées. Le fait qu'ils déclarent souvent que leur mandat a été un frein pour leur carrière est donc susceptible de refléter un phénomène réel²⁷.

Un dernier fait stylisé émerge du tableau 6 : la proportion de représentants considérant que leur mandat a été une protection pour leur emploi est également très faible. Elle est même plus faible que la proportion de représentants considérant que leur mandat a été un moteur pour leur carrière. Si la protection contre le licenciement dont bénéficient les représentants leur permet d'exercer leur mandat sans se sentir menacés, elle ne semble pas pour autant leur apporter un réel sentiment de protection. Ce résultat confirme l'analyse qui peut être faite des demandes de licenciement de salariés protégés : chaque année, environ 15 000 demandes de licenciement de salariés protégés (délégués ou autres types de représentants) sont déposées auprès de l'Inspection du travail et plus de 80 % d'entre elles sont acceptées (De Olivera *et al.* [2005]). On peut par ailleurs calculer, à partir des estimations disponibles sur le nombre de représentants du personnel, que le taux de licenciement final des salariés protégés est du même ordre de grandeur que celui de l'ensemble des salariés travaillant dans une entreprise de plus de dix salariés (voir Breda [2011]). Enfin, les travaux juridiques existants mettent également en évidence un certain nombre

27. Les deux questions concernant l'effet du mandat sur la carrière et la protection de l'emploi viennent à la suite dans le questionnaire qui est administré aux représentants.

de dysfonctionnements du mécanisme de protection : les salariés semblent peu à même d'utiliser pleinement les dispositifs judiciaires censés les protéger, tandis que les employeurs parviennent plus fréquemment à mettre en place des stratégies de contournement du droit (Weidenfeld [2003]). Ces résultats, dans leur ensemble, suggèrent que la protection contre le licenciement des représentants reste probablement d'une ampleur limitée.

Tableau 6. *Opinion de différentes catégories de représentants du personnel concernant l'impact de leur mandat sur leur carrière et la protection de leur emploi*

(en %)

Type de représentant	% de l'échantillon	Quel a été l'effet de votre situation de représentant sur...					
		... votre évolution professionnelle ?			... la stabilité de votre emploi ?		
		(1) Frein	(2) Sans effet	(3) Moteur	(4) Menace	(5) Sans effet	(6) Protection
Ensemble	100	33,8	55,9	10,3	11,6	82,0	6,4
Non-syndiqué	26,1	8,0	79,6	12,4	3,1	91,6	5,3
Syndiqué	73,9	42,9	47,5	9,6	14,7	78,5	6,8
Délégué syndical	52,5	44,8	46,1	9,1	15,7	76,9	7,4
Syndiqué CGT	25,4	49,8	43,7	6,5	18,6	75,1	6,3
Syndiqué CFDT	22,0	39,8	47,2	13,0	12,8	79,5	7,7
Syndiqué FO	11,6	40,7	49,1	10,2	15,9	76,6	7,5

Lecture : 79,6 % des représentants non syndiqués de l'échantillon déclarent que leur participation dans une instance représentative du personnel n'a pas eu d'effet sur leur carrière.

Champ : Établissements de plus de 20 salariés. Échantillon représentatif des représentants de la principale organisation syndicale ou de la liste majoritaire dans chaque établissement, qu'elle soit syndicale ou non. Ils ne sont donc pas représentatifs de l'ensemble des représentants du personnel.

Source : Enquête REPONSE de 2004, Dares. Volet « représentants du personnel » (N = 1970).

Les différences de caractéristiques observables entre les différents types de représentants (tableau 5) pourraient expliquer en partie leurs différentes opinions concernant l'effet de leur mandat sur leur évolution de carrière. Pour éviter ces potentiels biais de variables omises, nous avons estimé une série de modèles probit ordonnés dans lesquels l'opinion des représentants sur l'effet de leur mandat sur leur carrière est expliquée par un ensemble de caractéristiques des salariés et de leurs établissements. Les tendances observées dans le tableau 6 (col. 1 à 3) sont robustes à l'ajout de ces contrôles (tableau 7) : à caractéristiques observables égales, les représentants syndiqués ont une probabilité supérieure de 12 % de déclarer que leur mandat a eu un effet négatif sur leur carrière (tableau 7, col. 1b). La probabilité augmente encore de 5 % s'ils sont délégués syndicaux (significatif au seuil de 10 % seulement) et de 9 % s'ils sont membres de la CGT.

La probabilité qu'un représentant déclare un effet négatif de son mandat sur sa carrière augmente également de 0,5 % par année supplémentaire d'ancienneté en tant que représentant du personnel dans l'établissement (tableau 7, col. 1b). Ce résultat est également cohérent avec nos résultats sur les salaires (tableau 4) obtenus en comparant les délégués ayant plus ou moins de cinq ans d'ancienneté

Tableau 7. Quand les représentants pensent-ils que leur mandat a eu un effet négatif sur leur carrière ? Estimations à partir de modèles logit ordonnés

<i>Variable dépendante : opinion des représentants sur l'effet de leur mandat sur leur carrière (variable valant - 1 pour un effet positif, 0 pour un effet nul et 1 pour un effet négatif)</i>				
	(1a:estimation)	(1b:effet marginal)	(2)	(3)
Syndiqué	0,564*** (0,189)	0,117*** (0,0367)	0,535*** (0,188)	0,659*** (0,202)
Délégué syndical	0,220* (0,122)	0,0480* (0,0264)	0,250** (0,121)	0,158 (0,126)
Membre CGT	0,394** (0,162)	0,0889** (0,0374)	0,450*** (0,161)	0,290* (0,167)
Membre CFDT	-0,0348 (0,160)	-0,00759 (0,0347)	0,00400 (0,159)	-0,0837 (0,166)
Membre FO	0,0805 (0,184)	0,0178 (0,0411)	0,103 (0,184)	0,0218 (0,191)
Ancienneté comme représentant dans l'établissement	0,0204*** (0,00668)	0,00447*** (0,00146)		0,0506*** (0,0193)
Ancienneté comme représentant				-0,0222 (0,0159)
Ancienneté dans l'établissement			0,00130 (0,00643)	-0,0169* (0,00931)
Heures de délégation (en % du temps de travail)				0,0395 (0,242)
Âge	0,00300 (0,00721)	0,000658 (0,00158)	0,0141* (0,00762)	0,0154* (0,00893)
Femme	-0,0191 (0,118)	-0,00417 (0,0257)	-0,0337 (0,117)	-0,0162 (0,125)
Ouvrier spécialisé	0,232 (0,231)	0,0524 (0,0538)	0,259 (0,231)	0,495* (0,260)
Ouvrier professionnel	0,387** (0,162)	0,0871** (0,0372)	0,413** (0,162)	0,632*** (0,196)
Employé	0,281* (0,167)	0,0632* (0,0384)	0,314* (0,167)	0,412** (0,196)
Technicien	0,105 (0,147)	0,0233 (0,0328)	0,132 (0,148)	0,227 (0,165)
Cadre	réf	réf	réf	réf
Aucun diplôme				-0,459*** (0,173)
Diplôme inférieur au bac				-0,307** (0,145)
Baccalauréat				-0,248* (0,151)
Bac + 2 ou plus	réf	réf	réf	réf
Contrôles taille, secteur, région	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	1 941	1 941	1 939	1 729

Toutes les régressions incluent seize indicatrices pour les secteurs, cinq pour les tailles d'entreprise et dix pour les régions. La variable dépendante est l'opinion des représentants concernant l'effet de leur mandat sur leur carrière. Elle prend pour valeurs - 1 pour un effet positif, 0 si pas d'effet et 1 si un effet négatif est déclaré. La deuxième colonne donne l'effet marginal (pour l'individu moyen) des variables explicatives sur la probabilité de déclarer un effet négatif plutôt qu'un effet positif ou nul. « RÉF » signifie que la variable est omise est considérée comme référence.

* : significatif au seuil de 10 %. ** : significatif au seuil de 5 %. *** : significatif au seuil de 1 %.

dans leur établissement. L'avantage ici est que nous connaissons directement l'ancienneté des représentants en tant que représentants dans leur établissement. Lorsqu'on remplace dans le tableau 7 l'ancienneté en tant que représentant par l'ancienneté en tant que salarié dans l'établissement, la variable devient non significative (tableau 7, col. 2). Cela montre que c'est bien l'ancienneté comme représentant qui affecte le sentiment de discrimination, et non l'ancienneté comme salarié. Dans l'hypothèse d'un biais de sélection, les représentants devraient connaître de moins bonnes évolutions de carrière que leurs collègues du fait de leur moindre productivité. Ils pourraient alors faussement attribuer à leur mandat de représentant cette moins bonne évolution de carrière. Mais si tel était le cas, on s'attendrait à ce que ce soit l'ancienneté dans l'établissement, et non l'ancienneté comme représentant, qui affecte la moins bonne évolution de carrière et donc l'opinion des représentants.

Finalement, l'opinion des représentants pourrait ne pas refléter une situation réelle mais plutôt une sorte de ressentiment qui augmenterait avec le temps passé comme représentant. On s'attendrait alors à voir les réponses des représentants affectées par le temps total passé comme représentant, et non par le temps passé comme représentant dans l'établissement. Cette dernière prédiction est également réfutée empiriquement (tableau 7, col. 3).

Le tableau 7 fait également apparaître d'autres résultats plus descriptifs. L'âge et le sexe jouent peu sur l'opinion des délégués. Les ouvriers professionnels et les employés considèrent davantage que les cadres que leur mandat a eu une influence négative sur leur carrière (tableau 7, col. 1 ou 2). Ce résultat reste vrai lorsqu'on contrôle par le niveau de diplôme²⁸ (tableau 7, col. 3).

Nous testons finalement l'effet du temps de délégation accordé aux représentants sur leur opinion. Les moins bons salaires pour les délégués pourraient représenter une modération salariale liée directement au temps qu'ils passent à leur activité de représentant. On s'attend, dans ce cas, à une relation linéaire entre la pénalité salariale des délégués et la part que leurs heures de délégation représentent dans leur temps de travail total. Si une telle relation existe, on s'attendrait à ce qu'elle soit reflétée par l'opinion des représentants, ce qui ne semble pas être le cas²⁹.

Le lien entre les réponses des représentants et la pénalité salariale pour les délégués

Dans cette section, nous nous livrons à un ultime exercice visant à conforter nos estimations de salaires, et suggérant qu'elles pourraient refléter une discrimination

28. Dans la colonne 3, le niveau de diplôme est fortement corrélé à la catégorie socioprofessionnelle, et les effets de ces deux variables sur les déclarations des représentants sont potentiellement difficiles à séparer. La colonne 3 montre néanmoins que les autres résultats sont robustes lorsqu'on contrôle par le niveau de diplôme.

29. Pour tester davantage une éventuelle relation entre le nombre d'heures de délégation des délégués et leur pénalité salariale, nous avons également tenté d'estimer directement si les salaires des délégués estimés à partir du volet « salariés » de REPONSE04 sont plus faibles dans les établissements dans lesquels le représentant du personnel interrogé avait beaucoup d'heures de délégation. Les résultats (non reportés) sont relativement instables. Ils n'indiquent toutefois pas de lien positif entre le nombre d'heures de délégation et la pénalité salariale (un lien négatif est même trouvé dans certaines spécifications incluant des effets fixes par établissement).

Tableau 8. Pénalité salariale pour les délégués en fonction de l'opinion du représentant interrogé dans leur établissement

Échantillon	Tous les représentants				Délégués syndicaux uniquement			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Délégué*(mandat RP = moteur)	-0,0739 (0,174)	-0,0138 (0,103)	-0,110 (0,0875)	-0,0199 (0,114)	-0,204* (0,121)	-0,0687 (0,0982)	-0,0196 (0,182)	0,0481 (0,228)
Délégué*(mandat RP sans effet)	-0,122** (0,0592)	-0,111* (0,0571)	-0,0512 (0,0662)	-0,0688 (0,0566)	-0,120 (0,0804)	-0,102 (0,0789)	-0,00125 (0,0971)	-0,00152 (0,0792)
Délégué*(mandat RP = frein)	-0,187*** (0,0609)	-0,157** (0,0623)	-0,156** (0,0618)	-0,163*** (0,0558)	-0,184** (0,0739)	-0,195*** (0,0718)	-0,115* (0,0684)	-0,201*** (0,0603)
Syndiqué non délégué	0,0271 (0,0171)	0,0424*** (0,0153)	-0,0298* (0,0160)	-0,0164 (0,0142)	0,0325* (0,0188)	0,0458*** (0,0163)	-0,0241 (0,0179)	-0,00835 (0,0154)
Observations	7 438	7 438	7 438	7 438	7 264	7 264	7 264	7 264
R-squared	0,528	0,651	0,786	0,849	0,532	0,655	0,789	0,852
Contrôles salarié	Mincer	Détaillés	Mincer	Détaillés	Mincer	Détaillés	Mincer	Détaillés
Contrôles établissements	Oui	Oui	EF	EF	Oui	Oui	EF	EF

La variable Délégué*(mandat RP = moteur) correspond à l'interaction entre la variable $p_j S_{ij}$ indiquant la probabilité que le salarié i soit délégué syndical dans l'établissement j et une indicatrice valant 1 si le représentant du personnel (RP), interrogé dans l'établissement j , déclarait que son mandat a eu un impact sur sa carrière. Les variables Délégué*(mandat RP sans effet) et Délégué*(mandat RP = frein) sont construites de manière similaire. Les contrôles sont définis dans la note du tableau 1.

L'échantillon utilisé dans les colonnes (5) à (8) inclut tous les salariés pour lesquels $p_j S_{ij}$ est égal à 0, ainsi que les salariés pour lesquels $p_j S_{ij} > 0$ est présent dans un établissement dans lequel le RP interrogé est un délégué syndical. L'espérance du nombre de délégués syndicaux sur cet échantillon est égale à 60.

* : Significatif au seuil de 10 %. ** : significatif au seuil de 5 %. *** : significatif au seuil de 1 %. Écarts types obtenus en « clustérisant » les observations par groupe de salariés ayant la même situation syndicale (syndiqué ou non) et dans le même établissement.

de la part de l'employeur³⁰. Les représentants interrogés dans le volet « représentants du personnel » de REPONSE04 ne sont pas nécessairement les mêmes que les salariés syndiqués et potentiellement délégués dont on a mesuré le salaire dans une précédente section. Pour autant, on peut penser qu'une éventuelle discrimination salariale s'attachant à la fonction de délégué ou de représentant devrait toucher – à des degrés divers – la plupart des représentants d'un même établissement. Ainsi, on devrait s'attendre à ce que la pénalité salariale pour les délégués soit la plus forte dans les établissements dans lesquels le représentant du personnel interrogé a déclaré que son mandat avait été un frein pour sa carrière. C'est effectivement ce qu'on observe dans le tableau 8 qui reproduit nos spécifications principales (celles du tableau 2, col. 2 à 5) et estime, *via* une régression MCO par la méthode indirecte (où le fait d'être délégué est remplacé par la probabilité d'être délégué), la pénalité salariale pour les délégués en fonction des trois réponses possibles du représentant du personnel interrogé concernant l'effet de son mandat sur sa carrière. On observe (tableau 8, col. 1 à 4) que la pénalité salariale pour les délégués est significative de l'ordre de 16 % dans les établissements dans lesquels le représentant interrogé a déclaré que son mandat a été un frein pour sa carrière. La pénalité est en revanche d'ampleur plus modérée (entre 1 et 12 %) et en général non significative dans les établissements dans lesquels le représentant interrogé a

30. Je remercie un rapporteur anonyme pour avoir suggéré l'exercice proposé ici.

déclaré que son mandat n'a pas eu d'effet sur sa carrière ou qu'il a été un moteur. Lorsqu'on se limite aux établissements dans lesquels le représentant interrogé est délégué syndical (tableau 8, col. 5 à 8), afin de comparer pénalité salariale et opinion de représentants de même type, on retrouve des résultats similaires³¹.

CONCLUSION

Cette étude estime qu'à caractéristiques observables égales (âge, diplôme, sexe, etc.), les délégués syndicaux sont payés en moyenne environ 10 % de moins que leurs collègues non syndiqués, tandis que les salariés syndiqués mais non délégués ont, eux, un salaire équivalent, voire un peu supérieur aux salariés non syndiqués.

Avant même d'en discuter les causes, ces résultats semblent déjà indiquer un dysfonctionnement de la représentation collective en entreprise. Il apparaît en effet peu représentatif que les salariés, dont la principale mission est de négocier les salaires, soient largement moins bien rémunérés que leurs collègues pour qui ils négocient. Le phénomène concerne également un nombre important de salariés : en 2004, le nombre total de délégués syndicaux est supérieur à 100 000³², et il est probable que d'autres catégories de représentants du personnel, beaucoup plus importantes en nombre (comme les délégués du personnel syndiqués), sont touchées également.

Un faisceau d'évidences (pénalité salariale selon l'ancienneté ou le syndicat d'appartenance, opinion des représentants sur leur situation, etc.) suggère que la pénalité salariale pour les délégués pourrait refléter une discrimination. Cette discrimination est particulière en ce sens qu'elle est rattachée à une fonction (et non à une caractéristique physique) et qu'elle peut être rationnelle de la part d'employeurs qui ont intérêt à éviter l'implantation des syndicats et la négociation salariale.

Au-delà du cercle de militants qui la conçoivent comme une composante normale de leur action³³, il est probable que la discrimination salariale à l'encontre des délégués décourage l'engagement syndical. Le contexte français du « syndicalisme de représentativité », avec son faible taux de syndicalisation, facilite sans doute par ailleurs cette discrimination salariale : lorsque les délégués sont isolés sur le terrain et peu soutenus, il est probablement plus facile pour les employeurs de les traiter différemment sans que cela soit beaucoup contesté ou remarqué. Il y a potentiellement un cercle vicieux – moins il y a de syndiqués, plus il est facile de pénaliser les délégués et moins les salariés veulent se syndiquer – qui peut contribuer à conduire à un syndicalisme marginalisé et

31. Les estimations pour les délégués des établissements dans lesquels le représentant du personnel interrogé a déclaré que son mandat avait été un moteur pour sa carrière reposent sur moins de dix délégués syndicaux (en espérance). Elles sont donc à considérer avec précaution et relativement instables, comme le montre par exemple le coefficient égal à - 0,204 obtenu dans la colonne (5).

32. Selon nos propres estimations faites à partir de l'enquête REPONSE04.

33. Sur l'opinion et le ressenti des représentants syndicaux concernant la discrimination syndicale, voir par exemple l'article suivant dans *Libération* : <http://www.liberation.fr/economie/0101408350-discrimination-syndicale-les-entreprises-se-rachetent-une-conduite> ou pour un descriptif plus complet : http://www.parisschoolofeconomics.com/breda-thomas/working_papers/hist_cont.pdf

stigmatisé. Enfin, du fait qu'elles reposent sur un faible nombre d'observations et une méthode indirecte, les estimations produites à ce stade nécessitent d'être précisées et confirmées. De la même manière qu'on le fait pour les autres formes légales de discrimination, il semble crucial de mettre en place dans les années à venir les outils statistiques permettant de mesurer directement et de manière précise les écarts de salaire entre les délégués et leurs collègues ainsi que leur évolution dans le temps. L'objectif est également de pouvoir mener davantage de tests afin de mieux comprendre les mécanismes sous-jacents aux écarts de salaire observés. L'enjeu à terme peut être de taille : mieux comprendre les ressorts de la négociation en entreprise peut permettre de trouver des solutions, par le biais politique ou syndical directement, pour améliorer le pouvoir de négociation des salariés. Dans le contexte actuel de forte hausse des inégalités de revenu (Landais [2007] ; Piketty [2001]), les solutions fiscales paraissent souvent politiquement difficiles à mettre en œuvre. Augmenter le pouvoir de négociation des salariés, notamment ceux à bas salaire, en résolvant les principaux dysfonctionnements des instances de négociation collective apparaît alors comme une solution directe et naturelle.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANTONOVICS K., ARCIDIACONO P. et WALSH R. [2003], « Games and Discrimination: Lessons From the Weakest Link », *Journal of Human Resources*, 40 (4), p. 918-947.
- AKERLOF G. [1980], « A theory of social custom of which unemployment may be one consequence », *The Quarterly Journal of Economics*, 94 (4), p. 749-775.
- ARROW K.J. [1973], « The theory of discrimination », dans ASHENFELTER O. et REES A. (eds.), *Discrimination in Labor Markets*, Princeton (N. J.), Princeton University Press.
- ATHERTON W. [1973], *Theory of union bargaining goals*, Princeton (N. J.), Princeton University Press.
- BECKER G. [1971], *The economics of discrimination*, Chicago, University of Chicago Press.
- BERKOWITZ M. [1954], « The economics of trade union organization and administration », *Industrial and Labor Relations Review*, 7, p. 575-592.
- BÉROUD S., DENIS J.-M., DESAGE G., GIRAUD B. et PÉLISSÉ J. [2008], *La lutte continue ? Les conflits du travail dans la France contemporaine*, Bellecombe-en-Bauges, Éditions du Croquant.
- BESANCENOT D. et VRANCEANU R. [1999], « A trade union model with endogenous militancy: interpreting the French case », *Labour Economics*, 6 (3), p. 355-373.
- BOOTH A. [1984], « A public choice model of trade union behaviour and membership », *The Economic Journal*, 94 (376), p. 883-898.
- BOOTH A. [1985], « The free rider problem and a social custom model of trade union membership », *The Quarterly Journal of Economics*, 100 (1), p. 253-261.
- BOOTH A. [1995], *The economics of the trade union*, Cambridge (Mass.), Cambridge University Press.
- BOOTH A. L. et BRYAN M.L. [2004], « The Union Membership Wage Premium Puzzle: Is there a Free Rider Problem? », *Industrial and Labor Relations Review*, 57 (3), p. 402.
- BREDA T. [2011], *L'effet des syndicats et des entreprises familiales sur les conditions d'emploi*, Thèse de Doctorat, EHESS.
- BUNEL M. et RAVEAUD G. [2008], « Unionism does not pay: evidence from France », *European Association of Labour Economics Conference Paper Amsterdam*.
- CARLIER A et DE OLIVERA O [2005], « Les conflits au travail en 2004 : les salaires, premier thème de revendication », *Premières synthèses Dares*.

- CHAPPE V.A. [2011], « La preuve par la comparaison : méthode des panels et droit de la non-discrimination », *Sociologie pratique*, 23, p. 45-55.
- DE OLIVERA O., MERLIER R. et ZILBERMAN S. [2005], « Les licenciement de salariés protégés de 2001 à 2003 : le motif économique prédominant toujours et encore », *Premières synthèses Dares*.
- DOUCOULIAGOS C. et LAROCHE P. [2009], « Unions and Firm Profits: A meta-regression analysis », *Industrial Relations* [Berkeley], 48 (9) p. 146-183.
- DUNLOP J. [1944], *Wage determination under trade unions*, Londres, Macmillan.
- EREN O. [2008], « Does Membership Pay Off for Covered Workers? A Distributional Analysis of the Free Rider Problem », *Industrial and Labor Relations Review*, 62 (3), p. 367-380.
- FAITH R. et REID J. [1987], « An agency theory of unionism », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 8 (1), p. 39-60.
- FREEMAN R.B. et MEDOFF J.L. [1984], *What do unions do?*, New York, Basic Books.
- GIRAUD B. [2007], « Le syndicalisme saisi par le management », *Politix*, 79, p. 125-148.
- GUILLAUME C. et POCHIC S. [2009], « Un engagement incongru ? Les cadres et le syndicalisme l'exemple de la CFDT », *Revue française de science politique*, 59 (3), p. 535-568.
- JONES S. [1989], « The role of negotiators in union-firm bargaining », *Canadian Journal of Economics*, 22 (3), p. 630-642.
- LANDAIS C. [2007], « Les hauts revenus en France [1998-2006] : une explosion des inégalités ? », manuscrit non publié.
- LENGLET R., TOULY J-L. et MONGERMONT C. [2008], *L'argent noir des syndicats*, Paris, Fayard.
- LEVITT S. [2004], « Testing Theories of Discrimination: Evidence from *The Weakest Link* », *Journal of Law and Economics*, 47 (2), p. 431-452.
- LEWIS H.G. [1986], *Union relative wage effects: A survey*, Chicago, University of Chicago Press.
- MCDONALD I. et SOLOW R. [1981], « Wage bargaining and employment », *The American Economic Review*, 71 (5), p. 896-908.
- MISHI J. [2011], « Gérer la distance à la base. Les permanents CGT d'un atelier SNCF », *Sociétés contemporaines*, 84, p. 53-77.
- NAYLOR R. [1989], « Strikes free riders and social customs », *The Quarterly Journal of Economics*, 104 (4), p. 771-785.
- OLSON M. [1965], *The logic of collective action*, Cambridge (Mass.), Harvard University Press.
- PEMBERTON J. [1988], « A Managerial Model of the Trade Union », *The Economic Journal*, 98 (392), p. 755-771.
- PHELPS E. [1972], « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review*, 62 (4), p. 659-661.
- PIKETTY T. [2001], *Les hauts revenus en France au XX^e siècle : inégalités et redistributions 1901-1998*, Paris, Grasset.
- ROSEN S. [1986], « The theory of equalizing differences », dans ASHENFELTER O.C. et LAYARD R. (eds), *Handbook of labor economics*, Amsterdam, North Holland, vol. 1, p. 641-692.
- WEIDENFELD K. [2003], « Le licenciement des "salariés protégés" dans l'œil du juge administratif », *Droit et société*, 3 (55), p. 717-741.

ANNEXES

I. PREUVE DES PROPOSITIONS 1 ET 2

On suppose $\mathbb{E}\left[u_{ij}\left(\text{DS}_{ij}, X_i, \eta_j\right)'\right] = 0$ (H1) et $\mathbb{E}[u_{ij}e_{ij}] = 0$.

Le terme $e_{ij} = \text{DS}_{ij} - p_j \text{S}_{ij}$ peut être vu comme une erreur de mesure : la différence entre le fait et la probabilité d'être délégué syndical. Par construction, e_{ij} vérifie deux propriétés énoncées dans les lemmes suivants :

Lemme 1 : $\mathbb{E}[e_{ij}] = 0$

Preuve : $\mathbb{E}[e_{ij} | \text{S}_{ij} = 0] = 0$ (car les salariés non syndiqués ne peuvent pas être délégués) et

$$\mathbb{E}[e_{ij} | \text{S}_{ij} = 1] =$$

$$P(\text{DS}_{ij} = 1)(1 - p_j) + P(\text{DS}_{ij} = 0)(-p_j) = p_j(1 - p_j) + (1 - p_j)(-p_j) = 0.$$

Cela implique le *lemme 1*.

Lemme 2 : $\text{cov}(p_j \text{S}_{ij}, e_{ij}) = 0$ et $\text{cov}((1 - p_j) \text{S}_{ij}, e_{ij}) = 0$.

Preuve : D'une part : $\text{Cov}(p_j \text{S}_{ij}, e_{ij}) = \mathbb{E}\left[(p_j \text{S}_{ij} - \mathbb{E}[p_j \text{S}_{ij}])\left(e_{ij} - \mathbb{E}[e_{ij}]\right)\right] = \mathbb{E}[p_j \text{S}_{ij} e_{ij}]$.
D'autre part :

$$\mathbb{E}[p_j \text{S}_{ij} e_{ij} | \text{S}_{ij} = 0] = 0$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[p_j \text{S}_{ij} e_{ij} | \text{S}_{ij} = 1] &= \mathbb{E}\left[\mathbb{E}[p_j e_{ij} | \text{DS}_{ij} = 1] P(\text{DS}_{ij} = 1) + \mathbb{E}[p_j e_{ij} | \text{DS}_{ij} = 0] P(\text{DS}_{ij} = 0) | \text{S}_{ij} = 1\right] \\ &= \mathbb{E}\left[p_j(1 - p_j) * p_j - p_j(-p_j) * (1 - p_j)\right] = 0. \end{aligned}$$

Par conséquent, $\text{cov}(p_j \text{S}_{ij}, e_{ij}) = 0$ ³⁴. On prouve facilement de manière similaire que $\text{cov}((1 - p_j) \text{S}_{ij}, e_{ij}) = 0$.

En remarquant que $\text{US}_{ij} = \text{S}_{ij} - \text{DS}_{ij} = (1 - p_j) * \text{S}_{ij} - e_{ij}$ et en insérant $p_j \text{S}_{ij}$ et $(1 - p_j) \text{S}_{ij}$ dans l'équation (2), on obtient :

$$\ln(w_{ij}) = \alpha_1 (p_j * \text{S}_{ij}) + \alpha_2 \left((1 - p_j) * \text{S}_{ij} \right) + \beta X_{ij} + u_{ij} + (\alpha_1 - \alpha_2) e_{ij}, \quad (*)$$

où, pour simplifier les notations, les caractéristiques individuelles, les contrôles établissements et la constante du modèle sont inclus dans un unique vecteur X_{ij} .

Écrivons maintenant la projection linéaire de e_{ij} sur les variables dépendante de (*) :

$$e_{ij} = \delta_1 (p_j * \text{S}_{ij}) + \delta_2 \left((1 - p_j) * \text{S}_{ij} \right) + \delta_X X_{ij} + r_{ij}. \quad (**)$$

34. e_{ij} ne correspond pas à une erreur de mesure classique. En effet, l'hypothèse classique que les économètres ont en tête concernant les erreurs de mesure serait $\text{cov}(\text{DS}_{ij}, e_{ij}) = 0$, ce qui signifie que l'erreur de mesure est orthogonale à la vraie valeur de la variable considérée. Cette hypothèse est évidemment fautive dans le cas présent puisque $\mathbb{E}[e_{ij} | \text{DS}_{ij} = 0] < 0$ et $\mathbb{E}[e_{ij} | \text{DS}_{ij} = 1] > 0$.

Par définition d'une projection linéaire, $\text{cov}(p_j S_{ij}, r_{ij}) = \text{cov}(X_{ij}, r_{ij}) = 0$ et $\mathbb{E}[r_{ij}] = 0$. D'après le lemme 2, $\delta_1 = \text{cov}(p_j S_{ij}, e_{ij}) / \text{Var}(p_j S_{ij}) = 0$. De même $\delta_2 = 0$.

En injectant (***) dans (*) on obtient :

$$\ln(w_{ij}) = \alpha_1(p_j * S_{ij}) + \alpha_2((1 - p_j) * S_{ij}) + (\beta + (\alpha_1 - \alpha_2)\delta_X)X_{ij} + u_{ij} + (\alpha_1 - \alpha_2)r_{ij}.$$

Sous l'hypothèse (H1), $\mathbb{E}[u_{ij}X_{ij}] = 0$.

Par ailleurs, $\mathbb{E}[u_{ij}(p_j S_{ij})] = \mathbb{E}[u_{ij}(DS_{ij})] - \mathbb{E}[u_{ij}(e_{ij})] = 0$ par hypothèse.

Finalement, on a toujours $\mathbb{E}[p_j S_{ij} r_{ij}] = \mathbb{E}[X_{ij} r_{ij}] = 0$.

En notant $v_{ij} = u_{ij} + (\alpha_1 - \alpha_2)r_{ij}$ le résidu de l'équation ci-dessus, nous avons $\mathbb{E}[v_{ij}(p_j S_{ij})] = \mathbb{E}[v_{ij}X_{ij}] = \mathbb{E}[v_{ij}\eta_j] = 0$, ce qui est une condition suffisante pour que la méthode des MCO appliquée à l'équation (3) fournisse des estimateurs sans biais de α_1 et α_2 ³⁵.

Enfin, si u_{ij} est orthogonal à e_{ij} , nous obtenons immédiatement $\sigma_v^2 = \sigma_u^2 + (\alpha_1 - \alpha_2)^2 \sigma_e^2$.

II. ESTIMATION PAR MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE

Considérons que les données sont générées par le modèle linéaire suivant (illustré sur la figure 2) :

$$\begin{cases} \ln(w_{ij}) = \beta X_{ij} + v_{ij0} & \text{si } S_{ij} = 0 \\ \ln(w_{ij}) = \alpha_1 + \beta X_{ij} + v_{ij1} \text{ avec } \bar{p} \text{ probabilité } p_j & \text{si } S_{ij} = 1 \\ \ln(w_{ij}) = \alpha_2 + \beta X_{ij} + v_{ij2} \text{ avec } \bar{p} \text{ probabilité } 1 - p_j & \text{si } S_{ij} = 1 \end{cases}$$

avec $v_{ij0}, v_{ij1}, v_{ij2} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

Pour simplifier les notations, les caractéristiques individuelles, les contrôles établissements et la constante du modèle sont inclus dans un unique vecteur X_{ij} .

Notons w , X , S et p respectivement les vecteurs de N observations w_{ij} , X_{ij} , U_{ij} et p_j , et par ϕ la fonction de densité de la loi normale standard. La log-vraisemblance

$$\mathcal{L}(w, X, U, p, \alpha_1, \alpha_2, \beta, \sigma^2) = \ln \left(\prod_{i=1}^N \left(P(w_{ij}, p_j, X_{ij}, U_{ij} \mid \beta, \alpha_1, \alpha_2, \sigma^2) \right) \right)$$

s'écrit :

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & -N \ln(\sigma) + \sum_{i=1}^N \ln \left[(1 - U_{ij}) \phi(w_{ij} - \beta X_{ij}) + p_j U_{ij} \phi(w_{ij} - \beta X_{ij} - \alpha_1) \right. \\ & \left. + (1 - p_j) U_{ij} \phi(w_{ij} - \beta X_{ij} - \alpha_2) \right] \end{aligned}$$

35. L'estimateur de β peut être biaisé si $\mathbb{E}[e_{ij}X_{ij}] \neq 0$. L'erreur de mesure e_{ij} joue en effet le rôle d'une variable omise : ne pas l'avoir dans les régressions biaise uniquement l'estimation des variables corrélées avec elle. Comme par construction $p_j S_{ij}$ n'est pas corrélé à e_{ij} , les estimateurs de α_1 and α_2 sont sans biais.

On peut vérifier qu'en différentiant l'équation ci-dessus par rapport à β , α_1 et α_2 , on ne peut simplifier l'équation obtenue comme dans le cas des MCO classiques. En effet, dans le cas des MCO, les fonctions \ln ont pour seul argument une fonction de densité normale s'écrivant $e^{-(u_i^2/2)} / \sqrt{(2\pi)}$. Par conséquent, maximiser la log-vraisemblance est équivalent à minimiser la somme des carrés des résidus. Dans l'équation ci-dessus, ce n'est plus vrai parce que les fonctions \ln ont comme argument une somme de trois fonctions de densité et l'on n'obtient donc plus la composée d'une fonction logarithme et d'une fonction exponentielle. En conséquence, les estimateurs (EI) et (ML) n'ont aucune raison d'être égaux à distance finie et les valeurs des paramètres qui minimisent la log-vraisemblance définie ci-dessus sont également présentées comme un test de robustesse. Nous avons en outre autorisé dans la partie empirique les variances des résidus $v_{ij0}, v_{ij1}, v_{ij2}$ à être différentes.

Au-delà de l'hypothèse de normalité des résidus, nous supposons également pour calculer la vraisemblance de l'échantillon que le rendement β des caractéristiques observables est identique pour tous les trois groupes de salariés. Relâcher cette hypothèse reviendrait à procéder à une sorte de décomposition d'Oaxaca-Blinder par maximum de vraisemblance, ce qui n'est pas l'objectif ici puisque nous cherchons simplement à estimer un modèle équivalent à l'équation (1).