

Bureau fédéral du Plan

Avenue des Arts 47-49, 1000 Bruxelles

<http://www.plan.be>

WORKING PAPER 12-09

## **Salaires et négociation collective en Belgique : une analyse microéconomique en panel**

Novembre 2009

*Maritza López Novella, mln@plan.be*

*et Salimata Sissoko, sas@plan.be*

**Abstract** - La Belgique se caractérise par un système relativement centralisé de formation des salaires, au sens où le niveau sectoriel, accompagné d'un encadrement macroéconomique, joue un rôle privilégié dans la détermination des salaires. Dans cette étude, nous essayons de quantifier empiriquement l'impact de la négociation sectorielle sur la formation des salaires individuels. Pour ce faire, nous mettons en relation le salaire brut nominal et une mesure de l'évolution du salaire conventionnel nominal. L'indice du salaire conventionnel utilisé suit les hausses barémiques moyennes octroyées au sein de chaque commission paritaire, hormis les évolutions structurelles de la population salariée en emploi. Par conséquent, nous complétons notre analyse en introduisant des variables qui tiennent compte de caractéristiques du travailleur, de son employeur et du secteur d'activité. Nous contrôlons également pour d'éventuelles tensions sur le marché du travail et nous examinons l'impact des politiques de réduction de cotisations patronales et personnelles sur le salaire brut individuel. Comme attendu, nos résultats montrent que la négociation sectorielle a un impact statistiquement significatif et proche de l'unité sur la formation des salaires effectifs. Par ailleurs, nos résultats font apparaître que la négociation sectorielle coexiste avec une dérive salariale présente au niveau de l'entreprise qui est sensible, d'une part, à la taille de l'entreprise et aux performances économiques du secteur, et d'autre part, aux tensions sur le marché du travail. En ce qui concerne les politiques de réduction de cotisations, celles-ci auraient un impact principalement sur le salaire brut des hommes employés.

**Jel Classification** - J31, J41, J5

**Keywords** – salaires, dérive salariale, négociation collective, salaire d'efficience, partage de la rente

**Acknowledgments** – Nous souhaitons remercier le Prof. Bruno Van der Linden (IRES-UCL) ainsi que les participants au Belgian Day for Labour Economists (Bruxelles, 2009), à la Panel data conference (Bonn, 2009) et à la SASE conference (Paris, 2009) pour leurs commentaires et discussions utiles. Les erreurs qui pourraient subsister nous sont bien sûr imputables.

Reproduction autorisée, sauf à des fins commerciales, moyennant mention de la source.

Dépôt légal - D/2009/7433/32

Editeur responsable - Henri Bogaert



## Executive Summary

La Belgique se caractérise par un système relativement centralisé de négociation salariale au sens où le niveau sectoriel, accompagné d'un encadrement macroéconomique, joue un rôle privilégié dans la détermination des salaires. Malgré ce cadre institutionnel bien défini, le lien entre salaire barémique (sectoriel ou au niveau de l'entreprise) et salaire effectif est parfois flou. Dans certains secteurs, les travailleurs sont payés au niveau barémique sectoriel alors que dans d'autres ce sont les barèmes plus favorables décidés collectivement au sein de l'entreprise qui dominent. De plus, le salaire effectif perçu par un travailleur peut résulter d'une négociation individuelle avec l'employeur. Outre les barèmes, cette négociation est influencée par différents facteurs liés aux caractéristiques de la fonction et de la personne qui l'exerce et à la situation sur le marché du travail. Ainsi, la situation économique du secteur et de l'entreprise peuvent jouer un rôle important.

Cette étude présente une quantification de l'impact de ces différents éléments sur la formation des salaires en Belgique sur base d'une approche empirique. Le cadre d'analyse de départ est de type microéconomique au sens où l'on s'intéresse aux facteurs qui déterminent *le salaire effectif individuel*. En effet, une analyse au niveau individuel permet de tenir compte des différences salariales existantes entre individus au sein d'une entreprise ou d'un secteur ; la prise en compte de cette information permet de mieux comprendre la manière dont les salaires sont effectivement déterminés. Toutefois, et en l'absence de données individuelles sur le salaire barémique de chaque travailleur, nous utilisons l'indice du salaire conventionnel par commission paritaire pour mesurer l'impact de la négociation collective sectorielle sur le salaire effectif individuel. A notre connaissance, notre étude est la première à quantifier empiriquement ce lien pour la Belgique.

Parallèlement à l'impact de la négociation collective sectorielle, nous nous intéressons aux hausses additionnelles accordées au sein des entreprises (collectives et individuelles). Bien que nous ne puissions pas mesurer la dérive salariale avec nos données (la différence entre le salaire barémique et le salaire effectif d'un travailleur), notre méthodologie nous permet de mieux comprendre son fonctionnement.

Dans la littérature économique, plusieurs théories sont avancées pour expliquer l'écart entre salaire barémique et salaire effectif. Selon la *théorie institutionnelle*, la dérive salariale serait un moyen utilisé par les entreprises pour surmonter certaines des contraintes imposées par le système de négociation collective sectorielle, comme les objectifs d'équité défendus par les organisations syndicales. Ainsi, la dérive salariale, au même titre que les conventions collectives d'entreprises, permettrait aux entreprises de déterminer les salaires selon leurs caractéristiques propres plus difficilement prises en compte au niveau sectoriel. Selon l'approche dite *de marché*, la dérive salariale constituerait une réponse aux contraintes imposées par le marché, telle

qu'une demande de travail excédentaire. Ainsi, si une pénurie de main-d'œuvre apparaît dans un segment de l'économie, les salaires effectifs s'ajusteraient à la hausse (conformément à la théorie néoclassique de l'offre et la demande) alors que les salaires barémiques restent inchangés, en tout cas à court terme. Selon la *théorie de la négociation*, la dérive salariale résulterait de rapports de force entre employeurs et travailleurs au sein de l'entreprise. Le profit de l'entreprise et la capacité des travailleurs, ou de leurs syndicats, à extraire des rentes sont mis en lumière dans la *théorie du partage de la rente*. Enfin, la *théorie du salaire d'efficience* met l'accent sur la volonté des entreprises à payer des salaires supérieurs pour stimuler la productivité au sein des travailleurs.

Pour analyser l'impact de la négociation collective sectorielle et caractériser la dérive salariale, nous faisons appel à des techniques économétriques de type « panel ». En effet, les données ONSS de population dont nous disposons nous permettent de suivre l'ensemble des travailleurs du secteur privé et leurs entreprises au cours de la période 1998-2006. Contrairement aux données transversales qui sont généralement utilisées dans les études belges sur la formation des salaires individuels, la dimension « panel » ou longitudinale de nos données a un avantage statistique important : elle permet de prendre en compte les caractéristiques non-observées des individus, constantes dans le temps et qui ont un impact sur le salaire effectif individuel. Dans notre cas, il peut s'agir du niveau d'éducation du travailleur qui n'est pas renseigné dans les données ONSS ou encore de sa motivation qui est une information difficilement mesurable.

Concrètement, nous estimons des équations de salaire où le salaire brut nominal individuel est déterminé par des caractéristiques du travailleur (observées et non-observées), de son entreprise et du secteur d'activité, l'indice du salaire conventionnel de la commission paritaire à laquelle ressortit l'entreprise et le taux de chômage du lieu de domicile du travailleur. Ces équations sont estimées séparément par genre et statut du travailleur pour tenir compte de différences éventuelles de valorisation des caractéristiques étudiées selon que l'on soit un homme plutôt qu'une femme ou un ouvrier plutôt qu'un employé. Les coefficients obtenus nous permettent de mesurer l'impact de chacun des facteurs étudiés sur le niveau du salaire effectif individuel aussi bien au cours du temps qu'entre individus. En effet, les propriétés statistiques des estimateurs en panel obtenus permettent d'interpréter les coefficients aussi bien en termes de variations au cours du temps qu'entre individus. De plus, et pour mieux comprendre l'importance de la négociation sectorielle, nous avons estimé deux modèles, avec et sans l'indice du salaire conventionnel. La confrontation des paramètres estimés de ces deux équations salariales nous permet de mieux comprendre le fonctionnement de la négociation sectorielle et de la dérive salariale.

Les résultats obtenus montrent que la négociation sectorielle a un impact significatif et proche de l'unité pour toutes les catégories de travailleurs. Cette élasticité unitaire confirme la réalité de la dimension sectorielle de la négociation sectorielle en Belgique : les hausses salariales accordées au sein des commissions paritaires se répercuteraient en moyenne entièrement sur le salaire effectif individuel. De plus, la prise en compte de l'indice du salaire conventionnel réduit

généralement l'impact des autres variables explicatives (taille de l'entreprise, valeur ajoutée sectorielle et taux de chômage). Ainsi, la négociation sectorielle semble intégrer en moyenne les caractéristiques de l'entreprise et du secteur d'activité retenues dans notre équation. A leur tour, ces caractéristiques restent, pour la plupart, significatives même en présence de l'indice du salaire conventionnel. Ainsi, ces caractéristiques seraient revalorisées au niveau de l'entreprise générant de la dérive salariale.

Bien que dominante en moyenne, la négociation sectorielle en Belgique coexisterait avec une dérive salariale présente au niveau de l'entreprise. Comme avancé dans la théorie *institutionnelle* de la dérive salariale, il se peut que certains aspects du cadre institutionnel de la négociation salariale en Belgique, notamment la fixation d'une norme de croissance maximale du coût salarial, réduise la souplesse des salaires. Par ailleurs, le système autorise des ajustements pouvant se faire au niveau des entreprises tels que des conventions collectives d'entreprise et/ou des salaires individuels dépassant les barèmes. Un ajustement des augmentations salariales au niveau de l'entreprise, au moyen d'une dérive salariale, représente donc un moyen de dépasser certaines des contraintes existantes au niveau centralisé et d'accorder plus de souplesse au système. Par ailleurs, nos résultats sont compatibles avec les autres théories sur la dérive salariale. En effet, celle-ci est sensible, d'une part, à la taille de l'entreprise et aux performances économiques du secteur, et d'autre part, aux tensions sur le marché du travail local. En accord avec la théorie du *partage de la rente*, la dérive salariale se manifesterait au sein des entreprises appartenant à des secteurs générant des bénéfices en combinaison avec une capacité des travailleurs à s'approprier une partie de ces rentes. L'impact positif et significatif de la taille de l'entreprise pointerait également vers la théorie du *salaire d'efficience*. L'effet conjoncturel du taux de chômage, bien que moins prononcé, est également capté par nos données en accord avec la théorie *du marché*.

En ce qui concerne les autres variables étudiées, nos résultats confirment que l'âge a un effet concave (le salaire augmente mais de moins en moins vite, jusqu'à atteindre un niveau maximum et ensuite redescendre) sur les salaires effectifs qui est plus prononcé pour les hommes que pour les femmes et pour les employés que pour les ouvriers. En revanche, la mobilité inter-entreprise a un impact généralement négatif sur les salaires mais uniquement significatif pour les hommes employés. En ce qui concerne l'impact des politiques de réduction de cotisations sur le salaire brut, rappelons que leur objectif est de favoriser l'emploi et la compétitivité pour les réductions de cotisations patronales et soutenir le pouvoir d'achat et réduire les pièges à l'emploi pour les réductions de cotisations personnelles. Toutefois, il apparaît que, pour les employés, les réductions patronales bénéficient en partie aux travailleurs (hausse du salaire brut), alors que les réductions personnelles bénéficient en partie à leurs employeurs (baisse du salaire brut). Ces résultats ne sont pas confirmés pour les ouvriers.

En conclusion, notre étude montre que le système de formation des salaires en Belgique, bien que relativement centralisé, offre une certaine souplesse aux entreprises pour déterminer leurs salaires. Le tableau ci-dessous résume ces deux effets : les élasticités proches de l'unité et signi-

ficatives de l'indice du salaire conventionnel illustrent l'aspect centralisé du système alors que celles de la taille de l'entreprise, de la valeur ajoutée et du taux de chômage (significatives uniquement pour certaines catégories de travailleurs) illustrent l'aspect de souplesse du système. De plus, les valeurs respectives de ces élasticités indiquent le caractère dominant de l'aspect centralisé sur l'aspect de souplesse. La question de l'évaluation du degré de souplesse du système par rapport à d'autres systèmes de négociation, ou le lien entre ce degré de souplesse et les performances du marché du travail dépasse l'objet de ce papier. Toutefois, il serait pertinent de s'y intéresser dans le futur.

**Tableau : Principaux résultats : élasticité<sup>1</sup> du salaire brut nominal individuel aux variables explicatives étudiées (modèle avec indice du salaire conventionnel)**

	Hommes employés	Femmes employées	Hommes ouvriers	Femmes ouvrières
Salaire conventionnel	1,068	1,036	0,948	0,815
Age	0,069	0,048	0,040	0,020
Taille de l'entreprise	0,074	0,078	0,027 n.s.	0,050 n.s.
Taux de chômage	0,006 n.s.	-0,027	0,002 n.s.	-0,021
Valeur ajoutée eqtp <sup>2</sup>	0,310	0,678	0,884	0,045 n.s.
Réductions cotisations patronales <sup>3</sup>	0,067	0,025	-0,010	0,014
Réductions cotisations personnelles <sup>3</sup>	-0,081	0,006 n.s.	0,011	-0,003
Travailleurs changeant d'entreprise	-0,476	-0,124 n.s.	-0,119 n.s.	-0,064 n.s.

Notes :

<sup>1</sup> A l'exception de l'âge, les coefficients représentent tous des élasticités

<sup>2</sup> eqtp : équivalent temps-plein

<sup>3</sup> Montant des réductions de cotisations en euros

n.s. : coefficient non-significatif.

## Table des matières

<b>1. Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2. Les déterminants des salaires : revue de la littérature</b> .....	<b>4</b>
<b>3. Description des données utilisées</b> .....	<b>9</b>
<b>4. Méthodologie</b> .....	<b>12</b>
<b>5. Résultats</b> .....	<b>16</b>
5.1. Résultats descriptifs	16
5.2. Résultats empiriques	17
<b>6. Conclusions</b> .....	<b>26</b>
<b>Annexe</b> .....	<b>28</b>
<b>Bibliographie</b> .....	<b>30</b>

## Liste des tableaux

Tableau 1	Equations de salaire pour les employé(e)s et ouvrier(e)s: modèles avec et sans salaire conventionnel	19
Tableau 2	Statistiques descriptives : employés/employées	28
Tableau 3	Statistiques descriptives : ouvriers/ouvrières	29



## 1. Introduction

Dans le secteur privé belge, la négociation collective salariale s'organise en trois niveaux.

Le premier niveau est intersectoriel et repose, depuis l'introduction de la nouvelle loi sur la compétitivité en 1996, sur la fixation d'une norme macroéconomique de croissance maximale du coût salarial horaire. Tous les deux ans, un accord interprofessionnel est conclu entre les partenaires sociaux, fixant cette croissance en fonction de l'évolution attendue du coût salarial nominal de nos principaux concurrents (Allemagne, France et Pays-Bas). La norme est indicative et comprend à la fois les hausses barémiques et l'indexation salariale.

Le deuxième niveau de négociation collective est sectoriel et s'articule autour des commissions paritaires. On compte approximativement 150 (sous-)commissions paritaires aujourd'hui en Belgique. Ces organes se composent de représentants des employeurs et des travailleurs et sont habilités à conclure des accords sur les conditions de travail du secteur appelés conventions collectives de travail (CCT). Trois types de négociation salariale peuvent être distingués : celle portant sur la classification des fonctions à laquelle on lie des barèmes, celle portant sur un mécanisme d'indexation et la négociation portant sur des augmentations de salaires ou de primes<sup>1</sup>. Bien que généralement stables au cours du temps, les deux premiers éléments varient d'une commission paritaire à une autre. Au sein des commissions paritaires pour les ouvriers, un barème est généralement défini uniquement en fonction de la catégorie dont relève le travailleur. Des variations en fonction de l'âge ou de l'ancienneté ne sont pas fréquentes, alors qu'elles sont répandues au sein des commissions paritaires pour les employés (MET, 1999). Quant aux modalités d'indexation, les commissions paritaires peuvent appliquer leurs propres formules pour lier les salaires à la moyenne quadrimestrielle de l'indice santé (FGTB, 2006). Enfin, les hausses barémiques réelles accordées au sein des commissions paritaires sont encadrées par la norme macroéconomique. Toutefois, les secteurs qui font des efforts de création d'emploi et de formation seraient autorisés à la dépasser.

Le troisième niveau de négociation salariale est celui de l'entreprise qui joue, généralement, un rôle complémentaire à celui du secteur. Les hausses collectives convenues au sein des entreprises doivent correspondre au minimum à celles décidées au niveau sectoriel et peuvent donc excéder ces dernières. Par ailleurs, dans certains secteurs, caractérisés par un nombre limité de grandes entreprises, on ne négocie pas ou à peine au niveau des commissions paritaires. Ce sont les conventions collectives signées par les organes paritaires au niveau de l'entreprise qui déterminent les hausses barémiques ainsi que les mécanismes d'indexation ou la classification des fonctions.

Malgré ce cadre institutionnel bien défini, le lien entre salaire effectif et salaire barémique sectoriel est parfois flou. Dans certains secteurs, les barèmes sectoriels ne constituent que des minima de référence pour l'ensemble des travailleurs. Pour le personnel de niveau universitaire, les échelles barémiques sont parfois rares, à l'exception des secteurs ayant un grand nombre d'universitaire tels que les ban-

---

<sup>1</sup> Les négociations sur la durée du temps de travail, bien que de manière plus implicite, influencent également les salaires.

ques ou les assurances. Enfin, les salaires des cadres se trouvent généralement « hors convention collective », leur niveau de salaire étant entièrement fixé par le contrat de travail.

De manière plus générale, le salaire effectivement perçu par un travailleur est le résultat d'une négociation individuelle avec l'employeur qui doit tenir compte des barèmes minima du secteur ou de ceux plus avantageux de l'entreprise. Cette négociation peut être influencée par différents facteurs liés aux caractéristiques de la fonction et de la personne qui l'exerce et peut subir des pressions du marché. Ainsi, la situation économique du secteur et de l'entreprise pourrait jouer un rôle important.

La plupart des études microéconomiques sur la formation des salaires en Belgique se basent sur des données d'enquête, en particulier, l'enquête sur la structure des salaires qui existe pour l'année 1995 est menée sur base annuelle depuis 1999. Ces données offrent de nombreux avantages. Elles contiennent des informations détaillées sur les composantes du salaire, mais aussi sur les caractéristiques des individus et des entreprises y compris le niveau d'éducation et l'ancienneté ainsi que la présence de conventions d'entreprise. Par contre, ces données excluent les petites entreprises (de moins de 10 travailleurs), le secteur non-marchand et elles couvrent une période relativement limitée. Enfin, il s'agit d'enquêtes annuelles où les individus ne sont pas suivis au cours du temps (pas de dimension de panel).

Dans cette étude, nous utilisons la base de données ONSS-LATG qui couvre l'ensemble des entreprises et permet de suivre les individus (et les entreprises) trimestriellement sur la période considérée (1998-2006). Le choix de cette base de données a été fonction de certaines caractéristiques qui la rendent unique en ce qui concerne l'analyse des salaires en Belgique. Tout d'abord, elle permet d'identifier la commission paritaire dont relève chaque travailleur. Cette information est essentielle pour évaluer l'impact du salaire conventionnel sectoriel sur les salaires effectifs. Deuxièmement, y figure également le montant total des réductions patronales et personnelles à la sécurité sociale pour chaque travailleur. Troisièmement, cette base de données n'est pas un échantillon de travailleurs mais couvre la totalité des travailleurs soumis à la sécurité sociale en Belgique<sup>2</sup>. Elle comprend donc toutes les entreprises, y compris celles de moins de 10 travailleurs et celles appartenant au secteur non-marchand. Toutefois, pour réaliser notre étude, nous avons retenu uniquement les travailleurs à temps plein et ressortissant d'une commission paritaire<sup>3</sup>. Enfin, la dimension panel des données est également un avantage majeur de ces données. En effet, le fait de pouvoir suivre l'ensemble de ces individus au cours du temps permet l'utilisation de techniques économétriques avancées qui contrôlent pour les caractéristiques non-observés des travailleurs.

Le but de notre étude est de mieux comprendre la formation des salaires en Belgique et de contribuer au débat sur le lien entre le cadre institutionnel et les performances du marché du travail. La Belgique se caractérise par un système relativement centralisé de formation des salaires. En particulier, notre étude vise à quantifier de manière empirique le lien entre le salaire effectif individuel et le salaire négocié au niveau sectoriel. Deuxièmement, nous nous intéressons à savoir si cette « centralisation » permet néanmoins une certaine souplesse. De ce fait, nous nous intéressons aux hausses additionnel-

---

2 A l'exception des travailleurs des institutions publiques locales qui sont déclarées à l'ONSSAPL.

3 A titre d'exemple, pour l'année 2006, cela représente 1.415.554 travailleurs.

les accordées au sein des entreprises. Ce phénomène généralement appelé dérive salariale (en anglais, 'wage drift' ou 'wage cushion'<sup>4</sup>) peut résulter aussi bien de négociations collectives que de négociations individuelles au sein des entreprises.

Pour pouvoir quantifier l'importance respective de la négociation sectorielle et de la dérive salariale, nous analysons parallèlement l'impact de caractéristiques du travailleur, de son employeur et du secteur d'activité. De plus, nous contrôlons, pour d'éventuelles tensions sur le marché du travail, par le biais du taux de chômage et nous prenons en compte l'impact des politiques de réduction de cotisations patronales et personnelles à la sécurité sociale sur le salaire brut effectif. Soulignons que ces dernières variables sont rarement prises en compte dans la littérature empirique.

La suite du papier s'organise comme suit : la section 2 s'intéresse à la littérature sur la formation des salaires. La section 3 présente en détail les données utilisées pour réaliser notre étude. Les sections 4 et 5 se penchent sur la méthodologie utilisée et les résultats empiriques. En particulier, la section 5.1 présente les statistiques descriptives et la section 5.2 les résultats obtenus à l'aide d'un modèle économétrique de panel. Enfin, nous tirons les conclusions de cette étude dans la section 6.

---

4 Le terme 'wage drift' fait généralement référence à la hausse additionnelle en taux de croissance du salaire effectif par rapport au salaire conventionnel alors que le terme 'wage cushion' fait référence au niveau de cette différence. Dans notre étude, et faute de données disponibles, nous ne calculons pas directement ces mesures. Dans l'analyse économétrique, nous examinons, de manière générale, les facteurs susceptibles d'avoir un impact sur les hausses additionnelles accordées au sein des entreprises.

## 2. Les déterminants des salaires : revue de la littérature

Dans la plupart des pays caractérisés par une négociation salariale relativement centralisée, les salaires effectifs résultent d'une détermination à deux niveaux : le niveau collectif de négociation (par exemple, sectoriel) et le niveau décentralisé de l'entreprise (wage drift). Pour pouvoir mieux quantifier l'importance respective de ces deux éléments, les études récentes prennent en compte de manière croissante les facteurs institutionnels et leur interaction avec les caractéristiques des travailleurs (théorie du capital humain) et de leurs employeurs (théories du partage de la rente ou du salaire d'efficience). L'arbitrage entre négociation collective et wage drift a un impact sur la structure des salaires aussi bien en termes de niveau de salaire que de dispersion salariale au sein des entreprises ou d'un secteur. Par ailleurs, la littérature sur la « wage curve » met, quant à elle, l'accent sur l'impact du marché du travail local sur le niveau des salaires. Enfin, une littérature récente s'intéresse à l'impact des politiques de réduction de cotisations sur la progression des salaires des travailleurs à bas salaires. Dans cette section, nous passons en revue ces différents courants de la littérature sur la détermination des salaires.

Dans la littérature économique, plusieurs théories sont avancées pour expliquer l'existence d'une dérive salariale (Jacobsson et Lindbeck, 1969; Ordine, 1996; Holden, 1998; Cardoso et Portugal, 2005; Jung et Schnabel, 2009). Selon la *théorie institutionnelle*, la dérive salariale serait un moyen utilisé par les entreprises pour surmonter certaines des contraintes imposées par le système de négociation collective sectorielle, comme les objectifs d'équité défendus par les organisations syndicales. Ainsi, la dérive salariale, au même titre que les conventions collectives d'entreprises, permettrait aux entreprises de déterminer les salaires selon leurs caractéristiques propres plus difficilement prises en compte au niveau sectoriel. Selon l'approche dite *de marché*, la dérive salariale constituerait une réponse aux contraintes imposées par le marché, telle qu'une demande de travail excédentaire. Ainsi, si une pénurie de main-d'œuvre apparaît dans un segment de l'économie, les salaires effectifs s'ajusteraient à la hausse (conformément à la théorie néoclassique de l'offre et la demande) alors que les salaires barémiques restent inchangés, en tout cas à court terme. Selon la *théorie de la négociation*, la dérive salariale résulterait de rapports de force entre employeurs et travailleurs au sein de l'entreprise. Le profit de l'entreprise et la capacité des travailleurs, ou de leurs syndicats, à extraire des rentes sont mis en avant dans la *théorie du partage de la rente*. Enfin, la *théorie du salaire d'efficience* met l'accent sur la volonté des entreprises à payer des salaires supérieurs pour stimuler la productivité au sein des travailleurs.

A l'aide de données transversales, Cardoso et Portugal (2005) étudient l'importance de la négociation collective et de la négociation décentralisée au niveau de l'entreprise sur le niveau des salaires au Portugal. Ces auteurs utilisent des données individuelles sur le salaire conventionnel<sup>5</sup>, le salaire effectif et le wage cushion<sup>6</sup>. Leurs résultats montrent que les caractéristiques des travailleurs, de l'entreprise et du système de négociation ont un impact aussi bien sur le salaire conventionnel individuel que sur le

5 Il s'agit du salaire barémique de chaque travailleur négocié collectivement au niveau sectoriel ou au niveau de l'entreprise.

6 Le wage cushion est calculé comme la différence en niveau entre le salaire effectif et le salaire conventionnel individuels.

salaires effectifs mais d'un ordre de grandeur distinct. Ainsi, les caractéristiques des travailleurs (âge, genre, niveau d'études et ancienneté) et des employeurs (taille, âge, productivité moyenne et rotation de l'emploi) seraient mieux valorisées dans le cas du salaire effectif que du salaire conventionnel, signalant l'importance du *wage cushion* au niveau de l'entreprise. Le pouvoir de négociation des syndicats, mesuré par la part des travailleurs couverts par une négociation salariale collective<sup>7</sup>, quant à lui, relèverait le niveau général du salaire mais réduirait le rendement des attributs des travailleurs et des entreprises. Les auteurs concluent que le système de négociation collective portugais, malgré sa forte régulation, offre suffisamment de souplesse aux entreprises dans la détermination des salaires. Ainsi, le *wage cushion* permettrait aux entreprises de surmonter les contraintes imposées par la négociation collective. À l'aide des mêmes données, mais enrichies d'une dimension longitudinale (1991-2000), Bastos et al. (2009) confirment l'ensemble de ces résultats. Ces auteurs montrent que l'hétérogénéité des entreprises, mesurée par la dispersion de leur productivité au sein d'un secteur, a un impact important sur le niveau du salaire conventionnel et du salaire effectif. Une plus grande hétérogénéité génère un salaire conventionnel plus faible et un *wage cushion* plus élevé. Au total, le niveau conventionnel l'emporte, générant un salaire effectif plus faible dans les secteurs où l'hétérogénéité des entreprises est grande.

Dans la plupart des systèmes de négociation collective salariale européens, ce n'est pas tant l'affiliation syndicale des travailleurs qui est déterminante pour la variation des salaires, mais bien le degré de centralisation ou de coordination (négociation au niveau national, sectoriel, entreprise, etc.) de la négociation collective (Hartog et al, 1997). Cardoso et Portugal (2005) trouvent que le degré de coordination des employeurs portugais, mesuré par le niveau de la négociation salariale collective, a un impact sur le salaire conventionnel et sur le salaire effectif. Ainsi, *les salaires conventionnels* négociés au niveau de l'entreprise sont plus élevés que ceux négociés au niveau sectoriel. À l'inverse, Izquierdo et al. (2003) trouvent pour l'Espagne que la croissance des salaires conventionnels négociés au niveau de l'entreprise est plus faible que celle des salaires conventionnels négociés au niveau sectoriel. En ce qui concerne *le salaire effectif*, la plupart des auteurs trouvent un salaire (légèrement) plus élevé lorsque la négociation a lieu au niveau de l'entreprise par rapport au niveau sectoriel : 0,5 % pour le Pays-Bas (Hartog et al., 2002), 5 à 8 % en fonction du niveau de rémunération du travailleur pour l'Espagne (Card et de la Rica, 2005) et 4,1 % pour la Belgique (Plasman et al., 2007)).

Pour mieux comprendre l'origine de cette prime, certains de ces auteurs examinent plus spécifiquement si les rendements des caractéristiques des travailleurs et des entreprises diffèrent selon le niveau de la négociation collective. Hartog et al. (2002) trouvent que les accords au niveau de l'entreprise génèrent des rendements salariaux plus élevés que les accords sectoriels pour le niveau d'éducation, le nombre d'heures travaillées et la taille de l'entreprise. De plus, la pénalité salariale que doivent endurer les entrants est plus faible dans ce régime par rapport à tous les autres régimes étudiés. Card et de la Rica (2005) trouvent que les accords au niveau de l'entreprise bénéficient plus aux travailleurs à hauts salaires qu'à ceux à bas salaires. Cette prime peut constituer une rente que les travailleurs s'approprient via la négociation collective au niveau de l'entreprise, ou bien un salaire d'efficience

---

7 Il s'agit d'un indice de Herfindhal par occupation (402 catégories), firme ou région (18 catégories). Tous les niveaux de négociation collective sont pris en compte (sectoriel, firme, etc.).

payé par l'entreprise pour augmenter la productivité des travailleurs ou encore la rémunération de caractéristiques inobservées des travailleurs. Bien que ces auteurs trouvent des indications en faveur d'une rente, ils ne peuvent pas exclure que cette prime soit liée aux caractéristiques inobservées des travailleurs des entreprises qui renégocient les salaires.

Le degré de centralisation ou de coordination de la négociation collective influence non seulement le niveau des salaires mais également leur dispersion au sein d'une entreprise ou d'un secteur (Dell'Aringa et Lucifora (1994), Canal Domínguez et Rodríguez Gutierrez (2004) et Plasman et al (2009)). Toutefois, ces effets sont moins unanimes que ceux sur le niveau des salaires et dépendent du type d'analyse considérée (intra-entreprise, inter-entreprise, intersectoriel).

Alors que dans les études mentionnées jusqu'à présent, les caractéristiques des travailleurs et des entreprises sont étudiées en relation avec le niveau de la négociation collective, une large littérature s'intéresse spécifiquement à l'impact de ces caractéristiques. L'importance des caractéristiques des travailleurs (âge, niveau d'études, etc.) a été établie depuis longtemps (Mincer, 1974). La théorie du capital humain prévoit une relation concave entre l'âge ou l'ancienneté et le salaire individuel. Ainsi, le salaire augmenterait au cours de la carrière, mais de moins en moins vite, jusqu'à atteindre un niveau maximum et ensuite redescendre. Pour la Belgique, Flamand et Plasman (2005) confirment ce résultat pour l'âge au niveau individuel. Au niveau macroéconomique, et contrairement à d'autres variables sociodémographiques (niveau d'études et part de l'emploi féminin), López-Novella (2001) trouve un impact significatif de l'âge moyen de la population en emploi à long terme sur la dérive salariale (« wage drift »). L'impact positif de l'âge sur le salaire serait également plus prononcé chez les employés que chez les ouvriers, et chez les hommes que chez les femmes (Flamand et Plasman, 2005).

De manière générale, l'effet du genre sur les salaires est bien documenté dans la littérature. Selon l'Institut pour l'égalité des chances entre les femmes et les hommes (IEFH, 2008), le différentiel salarial entre hommes et femmes en termes de salaire horaire en Belgique s'élevait à 14 % en 2005. Au niveau européen, la Belgique se trouve dans le groupe des pays ayant le plus petit écart salarial (IEFH, 2008). La prise en compte d'autres caractéristiques individuelles observées des travailleurs et des entreprises réduit considérablement le différentiel salarial mais une partie résiduelle non négligeable persiste. Ce terme résiduel est important<sup>8</sup> et peut, en partie, être interprété comme de la discrimination. De plus, de nombreuses études ont montré que la rémunération des caractéristiques individuelles (niveau d'étude, expérience, etc.) se réalise différemment pour les hommes et les femmes, souvent au détriment de ces dernières (Plasman et Sissoko, 2009).

Les autres caractéristiques individuelles retenues dans les études salariales varient d'une étude à l'autre (occupation, régime de travail, situation familiale, etc.). En l'absence d'informations sur l'occupation, le statut du travailleur (ouvrier/employé) constitue parfois une alternative (Fuss et Wintr, 2009). Dans le contexte belge, cette distinction est importante puisque la majorité des travailleurs relève toujours d'une commission paritaire non mixte, soit uniquement compétente pour les ouvriers, soit pour les employés. La mobilité du travailleur est également un facteur retenu dans cer-

---

<sup>8</sup> Plasman et Sissoko (2009) trouvent que la part résiduelle représente un peu plus de la moitié de cet écart brut.

taines études salariales, en particulier, celles qui se préoccupent de l'impact de la conjoncture sur l'évolution des salaires (Carneiro et al, 2009). Lorsque la mobilité est le choix du travailleur, elle peut être motivée par la perspective d'un accroissement du salaire (Antel, 1986). Dans le cas d'un licenciement, elle pourrait, inversement, donner lieu à une perte de salaire.

Au-delà des caractéristiques des travailleurs, la littérature sur la formation des salaires illustre également l'importance de caractéristiques des entreprises et du secteur auquel elles appartiennent. Ainsi, il apparaît que les entreprises de grande taille rémunèrent (en moyenne) plus leurs travailleurs que celles de petite taille. Il n'y a toutefois pas de consensus quant à la raison de cette prime salariale. La théorie économique suggère que les grandes entreprises engagent du personnel mieux qualifié car elles sont plus intensives en capital ou encore qu'elles compensent leurs travailleurs pour des conditions de travail plus difficiles. D'autres auteurs invoquent que les grandes entreprises bénéficient d'un pouvoir de marché qui leur permet de dégager des rentes qu'elles partagent ensuite avec leurs travailleurs ou encore que les employeurs d'entreprises de grande taille substitueraient aux coûts élevés de « monitoring » des salaires plus élevés<sup>9</sup>. Pour la Belgique, Lallemand et al. (2005) confirment l'existence d'une prime salariale importante liée à la taille après avoir contrôlé pour des caractéristiques des travailleurs et des conditions de travail. De plus, cette prime serait fortement liée au secteur d'activité de l'entreprise et à la plus grande productivité et stabilité des travailleurs appartenant aux entreprises de grande taille.

Les différences salariales intersectorielles sont également largement documentées dans la littérature économétrique. A nouveau, et bien qu'elles soient observées dans de nombreux pays, il ne semble pas y avoir de consensus quant à leur origine. Pour certains auteurs, ce sont les caractéristiques individuelles non observées des travailleurs qui expliquent en grande partie ces différentiels (Abowd et al., 1999). D'autres auteurs mettent l'accent sur les caractéristiques sectorielles des entreprises suivant des théories de type « salaire d'efficience » ou de « partage de la rente ». Contrairement au modèle de concurrence parfaite, ces théories postulent que les salaires observés dépendent de la capacité à payer des entreprises et du pouvoir de négociation des travailleurs pour extraire des rentes. Cette relation de causalité positive entre profits et salaires a été vérifiée pour la Belgique par Goos et Konings (2001). Etant donné la relation fortement endogène entre salaires et profits, certains auteurs préfèrent utiliser la valeur ajoutée par tête pour mesurer les effets de partage de la rente. Estevão et Tevlin (2000) trouvent que la valeur ajoutée sectorielle a un impact bien plus important sur la détermination des salaires dans l'industrie manufacturière américaine que les profits. Sur données françaises, Fakhfakh et FitzRoy (2004) obtiennent un résultat similaire en présence de nombreuses variables de contrôle individuelles et de l'entreprise.

Un autre courant abondant de la littérature sur la formation des salaires se penche sur l'impact du marché local de l'emploi. La littérature sur la « wage curve » établit empiriquement que le taux de chômage sectoriel ou local influence négativement le *niveau* du salaire du travailleur avec une élasticité proche de -0,1 (Blanchflower et Oswald (1994), Card (1995), Baltagi et al (2008))<sup>10</sup>. Cette relation ca-

<sup>9</sup> Pour une revue complète de la littérature sur ce sujet, voir Oi et Idson (1999).

<sup>10</sup> La « wage curve » se distingue de la courbe de Phillips où c'est le taux de croissance des salaires, et non pas le niveau, qui est négativement lié au taux de chômage.

dre mieux dans un modèle de concurrence imparfaite tel que le modèle de négociation salariale où le taux de chômage a un effet régulateur sur le niveau des salaires. Si le taux de chômage est élevé, les travailleurs et/ou leurs syndicats auront des exigences salariales plus modestes car ils savent qu'ils sont plus facilement remplaçables. A l'inverse, si le taux de chômage est faible, les tensions salariales croissent. L'effet « wage curve » semble se vérifier dans de nombreux pays, y compris en Belgique : Janssens et Konings (1998) trouvent une élasticité du salaire net mensuel par rapport au taux de chômage par arrondissement<sup>11</sup> de -0.1 pour les hommes. Par contre, aucun effet n'apparaît pour les femmes. Pour les auteurs, ce résultat indiquerait un marché du travail en Belgique plus concurrentiel pour les femmes que pour les hommes. Soulignons aussi que certaines études montrent les limites de cette approche. Ainsi, Ammermueller et al. (2007) ne trouvent pas d'effet 'wage curve' pour l'Italie et les résultats pour l'Allemagne sont sensibles au modèle spécifié et à la catégorie de travailleurs examinée.

Enfin, le lien entre salaire brut et réductions de cotisations patronales *au niveau individuel* a surtout été étudié en France (Sraer, 2007 ; Lhommeau et Rémy, 2008). Ces auteurs s'inquiètent du potentiel effet de trappe à bas salaires causé par la dégressivité des réductions de charges. « Les allègements ont un effet ambigu sur les salaires : d'un côté, le coût moyen du travail est réduit et le surplus ainsi dégagé par les entreprises peut être utilisé pour accélérer la promotion salariale. D'un autre côté, le coût marginal du travail augmente en raison de la dégressivité des allègements, ce qui renchérit d'autant une augmentation donnée du salaire brut » (Lhommeau et Rémy, 2008). Toutefois, les résultats obtenus sur données françaises ne sont pas unanimes. Alors que Sraer (2007) ne trouve pas d'effet négatif à court et moyen terme, Lhommeau et Rémy (2008) trouvent que l'effet négatif de la progressivité du coût marginal sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires l'emporte.

Les études macroéconomiques sur données belges<sup>12</sup> (Bassilière et al., 2005 et 2007, Stockman, 2007) font apparaître que les réductions de cotisations se répercutent partiellement sur le salaire brut: « D'une part, la baisse des cotisations sociales patronales a un impact à la hausse sur le salaire brut horaire réel (la baisse de cotisations ne profite pas seulement aux employeurs,..., mais également aux employés). D'autre part, la baisse des cotisations sociales personnelles a, au contraire, un impact à la baisse sur le salaire réel brut (les employeurs profitent en partie de la baisse des cotisations personnelles) » (Bassilière et al., 2007, p.8). Toutefois, les résultats obtenus dépendent fortement des hypothèses retenues sur la formation du coût salarial (libre formation du coût salarial, salaires bruts hors index inchangés, etc.). Ainsi, le scénario qui tient compte d'une possible répercussion directe des taux de prélèvement obligatoire sur la négociation salariale est celui qui génère l'impact à la hausse le plus important des réductions patronales sur le salaire brut et le seul qui génère un impact à la baisse des réductions personnelles.

<sup>11</sup> Il s'agit du taux de chômage de l'arrondissement du lieu de résidence du travailleur.

<sup>12</sup> Les études à ce sujet (Bassilière et al., 2005 et 2007) montrent principalement que les réductions patronales stimulent l'emploi, d'une part, par l'abaissement du coût du facteur de production travail, qui rend ce dernier relativement attractif par rapport aux autres moyens de production et, d'autre part, par le soutien à l'activité économique engendré par la mesure (effet de hausse de la demande intérieure et effet de compétitivité). Quant aux réductions personnelles, n'ayant pas d'impact direct sur le coût salarial, les créations d'emplois ne trouvent leur origine que via le mécanisme de relance de l'activité économique (expliqué par la hausse du revenu disponible) qu'induit la mesure.



### 3. Description des données utilisées

Le salaire barémique d'un travailleur est généralement défini selon sa fonction. Pour une ancienneté donnée, il est donc identique pour tous les travailleurs occupant cette fonction au sein d'une entreprise ou d'un secteur<sup>13</sup>. A notre connaissance, il n'existe pas en Belgique de données individuelles sur le salaire barémique. De ce fait, nous utilisons les données du SPF Emploi sur l'indice nominal du salaire conventionnel (MET, 1998). Cet indice enregistre pour chaque (sous-) commission paritaire l'évolution trimestrielle du salaire conventionnel moyen nominal. De plus, l'indice du salaire conventionnel est une simple moyenne arithmétique des principaux barèmes qui ne tient pas compte des effectifs concernés au sein de la commission paritaire. Pour pouvoir considérer ces effets « de composition », notre analyse prend en compte des caractéristiques individuelles observées et non observées des travailleurs. Enfin, remarquons que l'indice du salaire conventionnel enregistre les évolutions du salaire *horaire* pour les ouvriers et *mensuel* pour les employés.

Le salaire effectif individuel utilisé est construit à partir des données de l'Office National de Sécurité Social (ONSS). Il s'agit du salaire brut nominal trimestriel par équivalent temps plein mesuré au deuxième trimestre de l'année<sup>14</sup>. Cette mesure inclut le salaire de base du travailleur ainsi que certaines primes déclarées à l'ONSS (pécule simple et double pécule de vacances<sup>15</sup>, primes pour travail de nuit ou de week-end, etc.). Par contre, les avantages en nature ou les primes payées à d'autres moments de l'année ne sont pas pris en compte. Le choix du deuxième trimestre de l'année représente donc un compromis qui comprend un maximum de primes « généralisées »<sup>16</sup>. Les données disponibles couvrent la période 1998-2006, c'est-à-dire que pour chacune de ces années, nous disposons, du salaire brut trimestriel par équivalent temps plein de l'ensemble des travailleurs déclarés à l'ONSS. Toutefois, et dans le cadre de ce travail, l'analyse qui va suivre ne porte que sur les travailleurs à temps plein. Soulignons, que ce sont surtout les résultats des femmes qui sont les plus affectés par cette restriction puisque le travail à temps partiel représente une partie importante de l'emploi salarié féminin. Une publication ultérieure devrait se pencher plus spécifiquement sur la formation des salaires des travailleurs à temps partiel.

Le fichier ONSS nous renseigne également sur le numéro de la commission paritaire à laquelle ressortit le travailleur. De ce fait, il est possible d'attribuer à chaque travailleur la valeur de l'indice du salaire conventionnel de sa commission paritaire au deuxième trimestre de l'année. Soulignons que tous les individus appartenant à la même commission paritaire se voient ainsi attribuer la même valeur de

<sup>13</sup> Selon qu'il s'agisse de barèmes sectoriels ou négociés au sein de l'entreprise.

<sup>14</sup> La mesure d'équivalent temps plein permet de corriger le salaire d'une prestation qui n'a pas eu lieu pendant la totalité du trimestre.

<sup>15</sup> Le deuxième trimestre de l'année se caractérise par le paiement des pécules de vacances simple et double. Dans le cas des ouvriers, pour lesquels le pécule est payé par une caisse et n'est pas déclaré à l'ONSS, ceci implique un salaire au deuxième trimestre plus faible que pour les employés. De plus, depuis 2003, le double pécule de vacances *individuel* n'est plus déclaré à l'ONSS pour les employés. En vue d'obtenir une mesure du salaire comprenant des valeurs des pécules de vacances cohérentes pour ces deux catégories de travailleurs, nous approximations ces différentes valeurs à partir des données salariales et de la législation.

<sup>16</sup> Remarquons que les données de chômage utilisées dans l'analyse empirique se rapportent également au 30 juin de l'année.

l'indice annuellement. Les travailleurs dont les prestations sont déclarées à l'ONSS mais qui ne ressortissent pas d'une commission paritaire, tels les fonctionnaires, sont exclus de l'analyse. Ce couplage entre salaire individuel effectif et salaire conventionnel sectoriel va nous permettre de quantifier l'impact de la négociation collective sectorielle sur le salaire effectif.

Au-delà des données salariales, les données ONSS fournissent des informations sur les caractéristiques du travailleur (âge, genre, statut, lieu du domicile et mobilité d'emploi), sa prestation (régime de travail et montant des réductions de cotisations patronales et personnelles) et son employeur (commission paritaire, branche d'activité NACE et taille de l'entreprise). La mobilité du travailleur n'est pas une variable directement disponible dans les données. En particulier, les données ONSS ne permettent pas d'identifier la motivation d'un changement d'employeur. Par contre, elles permettent d'identifier indirectement trois catégories de travailleurs: les « (ré-) entrants », soit les personnes absentes de la base de données au deuxième trimestre de l'année  $t-1$ <sup>17</sup> et présentes au deuxième trimestre de l'année  $t$ , les « stables », présents aussi bien en  $t-1$  qu'en  $t$  auprès du même employeur, et les « mobiles », présents en  $t-1$  et en  $t$  mais auprès d'employeurs différents<sup>18</sup>. Pour estimer l'impact de la taille de l'entreprise sur le salaire individuel, nous avons construit une variable continue qui mesure, pour chaque entreprise, le nombre total de travailleurs en emploi au 30 juin. Enfin, le montant des réductions de cotisations patronales regroupe aussi bien le montant lié à des mesures dites « généralisées » qu'aux mesures dites « ciblées »<sup>19</sup>. Le montant des réductions de cotisations personnelles a trait à la mesure bonus à l'emploi (apparue en 2000).

Deux variables supplémentaires viennent compléter les données ONSS et celles de l'indice du salaire conventionnel. La valeur ajoutée sectorielle par équivalent temps plein<sup>20</sup> est introduite en vue de capter des effets de partage de la rente dans nos équations. Deuxièmement, et en vue de tenir compte de l'effet « wage curve » dans notre analyse, nous introduisons le taux de chômage par arrondissement dans nos estimations<sup>21</sup>. Remarquons, toutefois, qu'il s'agit de l'arrondissement du lieu du domicile du travailleur et non pas de son lieu de travail.

Enfin, il est important de remarquer que nous ne disposons d'informations ni sur le niveau d'études du travailleur, ni sur son ancienneté. Dans la littérature sur les salaires, ces caractéristiques individuelles se révèlent être importantes dans la détermination du salaire individuel (Mincer, 1974). Pour combler cette lacune, nous faisons appel à une méthode d'analyse économétrique qui nous permet de tenir compte de caractéristiques individuelles inobservées. Toutefois, ces effets individuels inobservés ainsi estimés englobent toutes les caractéristiques pouvant influencer les salaires et n'ayant pas été

<sup>17</sup> Il s'agit de personnes absentes de la base de données l'année précédente et non pas de personnes en provenance du temps partiel ou d'un autre statut (ouvrier vs. employé).

<sup>18</sup> Toutefois, il est important de remarquer que nos données risquent de sous-estimer la catégorie « stables » et de surestimer la catégorie « mobiles ». En effet, un changement de numéro de matricule dans les données ONSS ne signifie pas nécessairement un mouvement du travailleur. Il peut refléter un mouvement de l'employeur, par exemple, suite à une fusion.

<sup>19</sup> Les mesures de réductions de cotisations patronales sont diverses au cours de la période étudiée (1998-2006). Les mesures généralisées incluent la réduction bas salaires (jusqu'en 1999) et la mesure structurelle. Les mesures ciblées incluent : la réduction groupe-cible pour les premiers travailleurs engagés (précédemment plan plus 1-2-3), pour les jeunes peu qualifiés, pour les chômeurs de longue durée, pour les travailleurs âgés, ...etc.

<sup>20</sup> Il s'agit des données annuelles de Belgostat.

<sup>21</sup> Il s'agit des données ONEM relatives au chômage administratif (chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi au 30 juin de l'année).

par ailleurs prises en compte dans l'analyse, tels que le niveau d'étude ou l'ancienneté mais aussi la motivation ou encore l'origine ethnique. Nous reviendrons sur les facteurs non observés lors de la présentation de la méthodologie utilisée.

## 4. Méthodologie

Notre équation de salaire prend la forme suivante :

$$W_{ijgst} = \eta_i + T_t + \beta X_{it} + \delta Z_{jt} + \lambda M_{gt} + \rho E_{vt} + \alpha S_{st} + u_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, 2 \dots, N; j = 1, 2 \dots, J; g = 1, 2 \dots, G; v = 1, 2 \dots, V; s = 1, 2 \dots, S; t = 1, 2 \dots, T$$

Avec  $W_{ijgst}$  le logarithme du salaire brut nominal par équivalent temps plein du travailleur  $i$  qui appartient à la commission paritaire  $j$ , habite dans l'arrondissement  $g$ , et travaille dans l'entreprise  $v$  appartenant au secteur  $s$  en temps  $t$ .  $X_{it}$  est une matrice des caractéristiques individuelles observées au temps  $t$  (l'âge et son carré, la province de domicile, la mobilité inter-entreprise<sup>22</sup> et le montant des réductions de cotisations patronales et personnelles à la sécurité sociale dont bénéficie le travailleur),  $Z_{jt}$  un vecteur de caractéristiques de la commission paritaire à laquelle appartient le travailleur au temps  $t$  (l'indice du salaire conventionnel nominal horaire pour les ouvriers et mensuel pour les employés),  $M_{gt}$  un vecteur de caractéristiques de l'arrondissement où habite le travailleur au temps  $t$  (le taux de chômage par arrondissement selon le sexe du travailleur),  $E_{vt}$  un vecteur de caractéristiques de l'entreprise au temps  $t$  (la taille),  $S_{st}$  un vecteur de caractéristiques du secteur au temps  $t$  (la valeur ajoutée sectorielle à prix courants et le secteur d'activité),  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\rho$  et  $\lambda$  les rendements de ces caractéristiques,  $\eta_i$  un effet individuel non observé fixe dans le temps et  $T_t$  une matrice de variables binaires annuelles. Comme indiqué précédemment, nous ne disposons pas d'information sur le niveau d'étude dans la base de données. Le paramètre  $\eta_i$ , nous permettra de tenir compte de ce type d'effet non observé et constant dans le temps.  $u_{it}$  ( $\approx IID(0, \sigma_u^2)$ ) est un terme d'erreur aléatoire.

Nous estimons séparément des équations de salaire nominal pour les travailleurs à temps plein par sexe et statut (ouvrier/employé). Les variables continues sont en logarithme (à l'exception de l'âge et son carré). Leurs coefficients s'apparentent donc à des élasticités. Le coefficient d'une variable binaire s'interprète en fonction d'une catégorie de référence<sup>23</sup>.

Le modèle contient des variables endogènes au sens de l'inférence statistique<sup>24</sup>. Il s'agit de l'indice du salaire conventionnel, de la taille de l'entreprise, du montant des réductions de cotisations à la sécurité sociale, du taux de chômage et de la mobilité inter-entreprise des travailleurs. De ce fait, estimer ce modèle par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (OLS) produit des estimateurs biaisés et non convergents même lorsque les erreurs aléatoires ( $u_{it}$ ) ne sont pas corrélées en série. Ceci est dû à la corrélation potentielle, d'une part de variables individuelles non observées et fixes dans le temps ( $\eta_i$  : il s'agit par exemple du niveau d'étude, de la motivation, des compétences ou de contraintes person-

<sup>22</sup> La mobilité inter-entreprise caractérise le fait de changer d'entreprise.

<sup>23</sup> Le coefficient des variables binaires n'est identifié que pour les individus dont cette caractéristique varie dans le temps étant donné la transformation en première différence (voir modèle plus loin).

<sup>24</sup> Une variable est dite endogène si elle est corrélée avec les erreurs aléatoires en temps,  $t$ , et avec les erreurs passées (Bond, 2002). Nous avons effectué le test d'exogénéité stricte préconisé par Wooldridge (2002, p.285). Ce test confirme l'endogénéité ou la prédétermination de certaines variables (précisées dans le texte).

nelles) avec certaines variables explicatives, et d'autre part, de certaines variables explicatives avec l'erreur aléatoire ( $u_{it}$ ).

Une manière de tenir compte de  $\eta_i$  dans le modèle serait d'estimer notre équation en effets fixes (FE), si l'hétérogénéité non observée est corrélée avec des variables du modèle, ou en effets aléatoires (RE), dans le cas contraire. Toutefois, la transformation *Within*<sup>25</sup> élimine bien le terme  $\eta_i$ . Par contre les variables prédéterminées<sup>26</sup> et endogènes ainsi transformées sont corrélées avec le terme d'erreur en effets fixes par construction, même lorsque les erreurs aléatoires ( $u_{it}$ ) ne sont pas corrélées en série. Dès lors, l'estimateur en effets fixes est biaisé et ne sera convergent que si T tend vers l'infini. Il en va de même et pour les mêmes raisons de l'estimateur en effets aléatoires (RE)<sup>27</sup>.

Une transformation alternative qui élimine l'effet spécifique individuel non observé est la transformation en première différence (FD). Notre équation de salaire de base en première différence (FD) prend la forme suivante :

$$\Delta W_{ijgvt} = \beta \Delta X_{it} + \delta \Delta Z_{jt} + \lambda \Delta M_{gt} + \rho \Delta E_{vt} + \Delta u_{it} \quad (2)$$

$$i = 1, 2, \dots, N \quad j = 1, 2, \dots, J \quad g = 1, 2, \dots, G \quad v = 1, 2, \dots, V \quad t = 2, 3, \dots, T$$

$$\Delta W_{ijgvt} = W_{ijgvt} - W_{ijgv,t-1} \quad \Delta X_{it} = X_{it} - X_{i,t-1} \quad \Delta Z_{jt} = Z_{jt} - Z_{j,t-1}$$

$$\Delta M_{gt} = M_{gt} - M_{g,t-1} \quad \Delta E_{vt} = E_{vt} - E_{v,t-1} \quad \Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$$

Cette transformation a l'avantage de ne pas introduire toutes les réalisations des erreurs ( $u_{i2}, u_{i3}, u_{i4}, \dots, u_{iT}$ ) dans le terme d'erreur transformé à la date  $t$ , ( $\Delta u_{it}$ ), à la différence de la transformation en FE ou RE. Cela permet un traitement plus aisé de la corrélation entre les variables terminées ou endogènes,  $\Delta Z_{jt}$  par exemple, et l'erreur aléatoire. Anderson et Hsiao (1981) suggèrent de prendre le modèle en première différence pour éliminer l'hétérogénéité non observée puis d'instrumenter les variables prédéterminées et endogènes par leurs réalisations passées en première différence ou en niveau<sup>28</sup>. Ces instruments sont donc corrélés avec les variables à instrumenter et non corrélés avec les erreurs en premières différences tant que les erreurs aléatoires ne sont pas corrélées en série. Ainsi, selon cette méthode si on suppose, par exemple, que l'indice du salaire conventionnel ( $Z_{jt}$ ) est une variable endogène au salaire brut ( $W_{ijvt}$ ), la réalisation passée  $Z_{j,t-2}$  sera non corrélée avec  $\Delta u_{it}$  et sera donc un candidat valable comme instrument pour l'équation (2) en première différence. Notons, toutefois, que cette méthode d'estimation en variable instrumentale (IV) produit des estimateurs convergents mais pas nécessairement efficaces car elle ne fait pas usage de toutes les conditions de moment disponibles (par exemple : de toutes les réalisations passées des variables comme instruments potentiels), et ne tient pas compte de la structure différenciée des erreurs ( $\Delta u_{it}$ ).

<sup>25</sup> La transformation *within* ou par effets fixes (FE) consiste à transformer chaque variable en sa déviation par rapport à la moyenne temporelle.

<sup>26</sup> Une variable est dite prédéterminée si des chocs passés de la variable dépendante affectent cette variable dans le présent, c'est-à-dire si cette variable est corrélée avec les erreurs aléatoires passées.

<sup>27</sup> L'estimateur à effets aléatoires est basé sur un modèle dans lequel on soustrait une fraction de la moyenne temporelle de chaque variable.

<sup>28</sup> A partir de t-1 pour les variables prédéterminées et de t-2 pour les variables endogènes

Arellano et Bond (1991) et Arellano et Bover (1995) utilisent la méthode généralisée des moments (GMM) et proposent des estimateurs asymptotiquement efficaces sur base d'équations en première différence. La méthode *GMM Difference* (Arellano et Bond, 1991) exploite des instruments additionnels qui peuvent être obtenus en utilisant les conditions d'orthogonalité qui existent entre les valeurs antérieures des variables et les erreurs aléatoires. Dès lors, pour chaque période, un nombre additionnel de  $T$ ,  $T-1$  ou  $T-2$  variables, selon qu'il s'agisse de variables exogènes, prédéterminées ou endogènes, sont des instruments valables pour les équations en première différence. Ainsi, si on suppose que le salaire conventionnel est endogène au salaire brut, le seul instrument valable de l'équation (2) en première différence est la réalisation passée  $Z_{j1}$  pour la période  $t = 3$ . Par contre, à partir de la période  $t = 4$ , des instruments additionnels existent : aussi bien  $Z_{j1}$  que  $Z_{j2}$  peuvent être utilisées comme instruments potentiels dans l'équation (2), tout comme le vecteur  $(Z_{j1}, Z_{j2}, \dots, Z_{j, T-2})$  peut être utilisé dans l'équation (2) pour la période  $t = T$ .

Dans la plupart de nos estimations, nous utilisons le modèle *GMM Difference* combiné à des conditions d'orthogonalité supplémentaires entre les variables explicatives en première différence et l'hétérogénéité individuelle non observée,  $\eta_i$ . Il s'agit du modèle *GMM System*<sup>29</sup> (Arellano et Bond, 1991 et Arellano et Bover, 1995). Ces instruments additionnels sont valables pour des équations non transformées, en niveau. Une estimation efficace combine l'ensemble des conditions de moment disponibles pour les équations en premières différences, ainsi que les conditions de moment additionnelles de l'équation en niveau sous l'hypothèse de non corrélation avec l'effet spécifique individuel. Dans cette étude, tout en corrigeant pour l'hétéroscédasticité des erreurs, nous utilisons l'estimateur *GMM System en une étape*<sup>30</sup>.

L'hypothèse de non corrélation séquentielle de premier et de second ordre entre les erreurs  $u_{it}$  peut être testée sur les résidus en première différence avec les tests  $m1$  et  $m2$  (voir tableaux 1 et 2). Il est normal de constater de la corrélation de premier ordre des résidus étant donné la forme en première différence de ceux-ci (Bond, 2002). Par contre, une corrélation de second ordre implique une corrélation en série des erreurs non transformées ( $u_{it}$ ), ce qui remet en question la convergence des estimateurs GMM. La validité des instruments peut être testée à l'aide d'un test de sur-identification à la Sargan ou Hansen.

Dans notre modèle, et selon les tests d'exogénéité effectués, il apparaît que les variables, salaire conventionnel, taille des entreprises, valeur ajoutée, montant des réductions de cotisations à la sécurité sociale, chômage et mobilité inter-entreprise, sont endogènes dans le sens que ces variables sont corrélées avec les erreurs en temps  $t$ . Ainsi, toutes les valeurs antérieures de ces variables à partir de  $t-2$  sont des instruments valables dans l'équation en première différence pour  $t = 3, 4, \dots, T$ . Les résultats

<sup>29</sup> Les équations relatives aux employés (hommes et femmes) et aux hommes ouvriers sont estimées en GMM system. Il n'y a que les femmes ouvrières qui ont été estimées en GMM difference. Estimer les ouvrières en GMM system ne nous permettrait pas de valider le test de non corrélation des erreurs.

<sup>30</sup> Il existe également un estimateur en *deux étapes*. Cet estimateur s'obtient à partir des paramètres estimés en *une étape*. Selon Bond (2002), des études de simulation ont démontré que la méthode en *deux étapes* n'apporte qu'un faible gain d'efficacité par rapport à celle en *une*. Cela explique en partie que de nombreuses études appliquées ont basé leurs résultats sur des paramètres estimés en *une étape* plutôt qu'en *deux*. De plus, la dépendance de méthode en deux étapes vis-à-vis de paramètres estimés rend la distribution approximative de l'estimateur en *deux étapes* moins fiable.

des tests d'auto-corrélation des erreurs ( $m1$  et  $m2$ ) nous ont amenés à n'utiliser que les valeurs en niveau<sup>31</sup> en  $t-3$  de ces variables comme instruments des équations en différence et les valeurs en première différence en  $t-3$  comme instruments pour l'équation en niveau. Le domicile du travailleur (au niveau de la province) est exogène et entre dans le modèle comme tel (les observations pour toutes les périodes sont des instruments valables pour les équations en premières différences et en niveau). L'âge se révèle être corrélé avec l'effet individuel non observé et est instrumenté par sa valeur contemporaine en première différence dans l'équation en première différence et dans l'équation en niveau.

Passer d'un modèle statique à un modèle avec des variables explicatives retardées nous permet de résoudre les problèmes d'auto-corrélation des résidus (voir tests  $m1$  et  $m2$ ) ainsi que d'identifier les effets à plus long terme de certaines variables (les réductions de cotisations à la sécurité sociale). Ces modèles « dynamiques » contiennent, outre les variables explicatives du modèle statique, la réalisation en  $t-1$  des réductions de cotisations. Pour des raisons de concision, dans les tableaux de résultats nous ne présentons que les modèles dynamiques.

---

<sup>31</sup> Arellano (1989) recommande l'estimateur qui utilise les valeurs précédentes des variables en niveau plutôt que les valeurs précédentes en première différences. Cet estimateur semble présenter des variances plus faibles.

## 5. Résultats

### 5.1. Résultats descriptifs

Les tableaux 2 et 3<sup>32</sup> en annexe, reprennent les statistiques descriptives pour les employés et les ouvriers, hommes et femmes. Ces statistiques montrent, comme attendu, que ce sont les employés (d'abord les hommes puis les femmes) qui perçoivent en moyenne les salaires trimestriels par équivalent temps plein les plus élevés (9802 et 7448 euros pour les employés/employées et 6991 et 5415 pour les ouvriers/ouvrières). De plus, nous trouvons un écart de salaire brut entre les femmes et les hommes.

Une part significative de ces différences salariales peut s'expliquer par les caractéristiques dont nous disposons. L'indice du salaire conventionnel en base 1997 est assez proche en moyenne pour les différents types de travailleurs (autour de 112), bien que celui des femmes soit systématiquement inférieur à celui des hommes. Les hommes sont en moyenne plus âgés que les femmes (38,8 et 37,3 ans pour les employés et ouvriers et 35,2 et 36,6 pour les employées et ouvrières). Il apparaît nettement que les employé(e)s ont tendance à se concentrer davantage dans de grandes entreprises que les ouvrier(e)s: la taille moyenne de l'entreprise pour les employés/employées varie entre 1635 et 1204 travailleurs, alors que celle pour les ouvriers et ouvrières est de 752 et 561 travailleurs respectivement. Le taux de chômage par sexe et par arrondissement du domicile du travailleur est plus élevé pour les femmes que pour les hommes : 9,4 et 9,2 % pour les employés et ouvriers respectivement et 13,5 contre 12,2 pour les employées et ouvrières. La valeur ajoutée sectorielle annuelle par équivalent temps plein est la plus importante dans les secteurs où travaillent les employés et la plus faible pour les employées. Les travailleurs qui ont des salaires moyens les plus faibles bénéficient davantage des réductions de cotisations patronales. Nous trouvons donc que ce sont les ouvriers, d'abord les femmes puis les hommes, qui bénéficient le plus des réductions patronales à la sécurité sociale : ils bénéficient en moyenne de 396 et 358 euros par trimestre respectivement. Ensuite arrivent les employés et les employées (avec 282 et 253 euros respectivement). Les réductions personnelles bénéficient davantage aux ouvrières : elles perçoivent 40 euros en moyenne par trimestre contre 14 euros pour les employées, 10 pour les ouvriers et 4,5 euros pour les employés.

---

<sup>32</sup> Les tableaux 2 et 3 ne reprennent pas les statistiques relatives aux variables binaires sectorielles (15), provinciales (10) et annuelles (7) incluses dans les régressions pour des raisons de concision. Toutefois, ces résultats peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs.



## 5.2. Résultats empiriques

Le tableau 1<sup>33</sup> présente les résultats des équations salariales des employé(e)s et ouvrier(e)s selon deux spécifications : avec et sans salaire conventionnel. La méthode d'estimation est celle des *GMM system* pour les employés (hommes et femmes) et les hommes ouvriers. Les femmes ouvrières, quant à elles, ont été estimées en *GMM difference* car estimer en *GMM system* ne nous permettait pas d'accepter l'hypothèse de non-corrélation des erreurs. Les estimations en *GMM system* combinent ( $T-1$ ) équations en première différence avec une équation en niveau. Les équations en première différence permettent d'estimer les coefficients sur base des variations du salaire brut nominal d'un individu  $i$  entre les périodes  $t$  et  $t-1$  et non sur base des variations de salaire entre individus. Les hypothèses paramétriques sur les coefficients des équations en différence imposent toutefois que la variation d'une variable explicative ait le même effet qu'il s'agisse d'une variation d'une période à l'autre ou d'un individu à l'autre. Concrètement, cela implique que l'on peut interpréter les résultats en termes d'évolution ou de niveau de salaire. L'équation en niveau ne tient, elle, pas compte de l'information temporelle dans la base de données et se fonde sur les différences de salaires entre individus pour estimer les coefficients (estimateurs dits « *between* »). Dans l'interprétation des coefficients, il est important de garder à l'esprit que les estimateurs *GMM system* ainsi obtenus combinent de l'information intra-individuelle de par les équations en première différence et entre-individuelle (« *between* »), de par l'équation en niveau.

Pour toutes nos équations, l'hypothèse de non-corrélation des erreurs n'est pas rejetée (voir le test  $m2$  dans les tableaux). De plus, nos instruments sont validés par le test d'Hansen<sup>34</sup>.

---

33 Le tableau 1 ne reprend pas les résultats relatifs aux variables binaires sectorielles (15), provinciales (10) et annuelles (7) qui ont été incluses dans les régressions pour des raisons de concision. Toutefois, ces résultats peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs.

34 Le test d'Hansen est préconisé par rapport à celui de Sargan dans le cas d'estimateurs robustes GMM en une étape (cf. Roodman, 2006)

*L'effet du salaire conventionnel:*

Nos résultats indiquent tout d'abord que pour les hommes employés, le coefficient relatif à l'indice du salaire conventionnel nominal vaut 1,07 et est significatif à 1 %<sup>35</sup>. Ceci indique que si l'indice des barèmes négociés au sein des commissions paritaires augmente d'1 %, le salaire effectif nominal des employés augmentera de 1,07 %, toutes choses égales par ailleurs. Pour les femmes employées, ce coefficient vaut 1,04. Il est également proche de l'unité pour les femmes et les hommes ouvriers (respectivement 0,95 et 0,82). L'élasticité de l'indice du salaire conventionnel par rapport au salaire brut est donc significative, positive et proche de l'unité pour toutes les catégories de travailleurs. Ces résultats confirment l'impact significatif de la négociation collective sectorielle sur la formation des salaires effectifs: les hausses conventionnelles décidées par les partenaires sociaux se répercutent presque exactement sur les salaires effectifs, toutes choses égales par ailleurs. Fuss et Wintr (2009) ont analysé l'impact de l'indice du salaire conventionnel réel sur la masse salariale des entreprises en Belgique. Ils ont également conclu à un impact important et significatif des augmentations collectives sectorielles sur les salaires. Ces résultats posent la question de la souplesse du système belge de fixation des salaires. Une élasticité unitaire implique un changement proportionnellement identique entre les barèmes sectoriels et les salaires effectifs. Au delà de cette négociation, on peut se demander quelle marge il reste au niveau collectif ou individuel pour faire varier les salaires. Comment les entreprises peuvent-elles adapter les salaires à leur situation locale (productivité, conjoncture, politique de rémunération du personnel, etc.) ou les individus valoriser leurs caractéristiques individuelles? Les autres variables explicatives de nos équations de salaire tentent de répondre à ces questions.

---

<sup>35</sup> Il est important de rappeler que l'indice du salaire conventionnel est une variable agrégée au niveau de la commission paritaire alors que le salaire effectif est une variable individuelle. La prise en compte de variables explicatives agrégées dans des équations où la variable explicative est désagrégée peut générer des biais à la baisse des erreurs standards et accroître artificiellement la significativité de ces variables (voir Moulton (1990)). Pour tester l'existence de biais éventuels, nous avons effectué des régressions du salaire effectif (par équivalent temps plein) moyen par commission paritaire sur l'indice du salaire conventionnel, l'âge moyen, l'âge moyen au carré, les secteurs nace 1 digit et le montant moyen des réductions de cotisations patronales et personnelles. Le coefficient obtenu du salaire conventionnel était positif et significatif à 1 %.

Tableau 1 Equations de salaire pour les employé(e)s et ouvrier(e)s: modèles avec et sans salaire conventionnel

	Hommes employés		Femmes employées		Hommes ouvriers		Femmes ouvrières	
	sans salaire conventionnel	avec salaire conventionnel	sans salaire conventionnel	avec salaire conventionnel	sans salaire conventionnel	avec salaire conventionnel	sans salaire conventionnel	avec salaire conventionnel
Salaires conventionnel	--	1,068***	--	1,036***	--	0,948**	--	0,815***
Age	0,075***	0,069***	0,069***	0,048***	0,038***	0,040***	0,042***	0,020**
Age2	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,000***	-0,000***	0,000	0,000***
Taille de l'entreprise	0,117***	0,074***	0,106***	0,078**	0,116***	0,027	0,067***	0,050
Taux de chômage hom/fem	0,003	0,006	-0,020	-0,027**	-0,000	0,002	-0,005	-0,021*
Valeur ajoutée eqtp	1,348***	0,310*	1,664	0,678**	1,817***	0,884*	0,152***	0,045
Réductions patr.	0,029*	0,062***	-0,006	0,027***	-0,033**	-0,027**	0,023***	0,023***
Réductions patr. (t-1)	0,002	0,005	0,033***	-0,002	0,020***	0,017***	-0,001	-0,009***
Réductions pers.	0,008	-0,042***	-0,003	0,008	-0,035***	-0,047***	-0,009***	-0,006***
Réductions pers. (t-1)	-0,037*	-0,039***	-0,037***	-0,002	0,107***	0,058**	-0,003	0,003
Mobile	-0,482***	-0,476***	-0,072	-0,124	-0,057	-0,119	-0,121*	-0,064
Stable	Référence		Référence		Référence		Référence	
Nombre d'observations	3222682	3222682	1977349	1977349	4356734	4356734	412050	412050
Nombre d'individus	650946	650946	488553	488553	908473	908473	119794	119794
Nombre d'instruments	67	69	64	66	65	67	72	73
m1 <sup>1</sup>	0,001	0,017	0,034	0,034	0,000	0,000	0,000	0,000
m2 <sup>1</sup>	0,339	0,121	0,390	0,144	0,177	0,798	0,262	0,215
Hansen test	0,140	0,350	0,895	0,382	0,441	0,732	0,499	0,880
Wald test <sup>2</sup>	20600000 (41)	31200000 (42)	7070000 (41)	9640000 (42)	64500000 (41)	109000000 (42)	50938,1 (40)	43643,7 (41)

Notes: \*\*\*/\*\*/\* significatif respectivement à 1 %, 5 % et 10 %.

Des variables binaires sectorielles (15), provinciales (10) et annuelles (7) ont été incluses dans les régressions.

Les instruments des équations en différence sont généralement: (1) les valeurs en t-3 en niveau du salaire conventionnel, la taille de l'entreprise, les réductions de cotisations patronales et personnelles, le taux de chômage, la valeur ajoutée, la mobilité, (2) les valeurs contemporaines en première différence de l'âge, âge2, les arrondissements de domicile des travailleurs et les binaires annuelles.

Les instruments de l'équation en niveau sont : (1) les valeurs en t-3 en première différence du salaire conventionnel, la taille de l'entreprise, les réductions de cotisations patronales et personnelles, le taux de chômage, la valeur ajoutée, la mobilité, (2) les valeurs contemporaines en première différence de l'âge, âge2, les arrondissements de domicile des travailleurs et les binaires annuelles.

<sup>1</sup>p-value. <sup>2</sup>Le Wald test est un test de significativité jointe des variables indépendantes distribué de manière asymptotique comme une chi-carré ( $k$ ) sous l'hypothèse de relation nulle, où  $k$  est le nombre de coefficients estimés.

Tout d'abord, en ce qui concerne les caractéristiques communes à plusieurs travailleurs, les sources de dérives salariales que nous analysons sont la taille de l'entreprise, la valeur ajoutée sectorielle et le taux de chômage dans l'arrondissement de domicile du travailleur.

*L'effet de la taille de l'entreprise :*

Nos résultats indiquent que la taille de l'entreprise a un effet positif et significatif sur le salaire brut et ce, pour la plupart des travailleurs. Nous obtenons, dans le modèle sans salaire conventionnel, une élasticité autour de 0,10-0,11 pour les employés (hommes et femmes) et les ouvriers, elle n'atteint que 0,07 pour les ouvrières. Ces résultats indiquent que les entreprises de grande taille rémunèrent mieux leur personnel. Cela même après prise en compte, dans le modèle sans salaire conventionnel, de caractéristiques individuelles des travailleurs (hétérogénéité non observée constante dans le temps, âge, statut, sexe, mobilité inter-entreprise, province de domicile et réductions de cotisations à la sécurité sociale) et de l'entreprise (secteur et valeur ajoutée sectorielle). La littérature économique sur le sujet<sup>36</sup> avance deux types d'explication pour la prime à la taille : soit les petites et les grandes entreprises se distinguent par le niveau de productivité des individus, dans le capital humain général et spécifique qu'ils ont accumulé, dans les caractéristiques personnelles pouvant faire l'objet de discrimination, dans les compensations salariales liées à une pénibilité particulière. Soit le modèle concurrentiel est remis en cause et on suppose des politiques de rémunération différentes dans les grandes et petites entreprises (certains employeurs peuvent disposer d'une rente qu'ils reversent en partie à leurs salariés, ils peuvent être soumis à des groupes de pression qui gênent localement la réalisation des règles concurrentielles, ils peuvent être confrontés à une information imparfaite qui induit des stratégies de rémunérations particulières<sup>37</sup>). Nous contrôlons pour les caractéristiques observées et non observées des travailleurs, ainsi ces résultats semblent indiquer que les raisons de cette prime à la taille sont alors à chercher du côté des caractéristiques de l'entreprise (capacité des employeurs à dégager une rente de monopole qu'ils reversent en partie à leurs travailleurs (« rent-sharing »), présence de négociations au niveau de l'entreprise, pénibilité des tâches, politiques spécifiques de rémunération (salaire d'efficacité), etc.) ou encore de celui du système de négociation des salaires au niveau sectorielle (commissions paritaires).

Après contrôle pour le salaire conventionnel, la prime à la taille se réduit (autour de 0,07-0,08) pour les employés, hommes et femmes, mais reste toutefois significative. L'effet de la taille n'est plus significatif pour les ouvriers (hommes et femmes). Ces résultats confirment l'impact des caractéristiques de la commission paritaire (structure des entreprises au sein des CP, niveau de coordination et/ou de centralisation des négociations au sein des CP, etc.) sur l'effet taille. Le fait de contrôler pour des caractéristiques qui expliquent cette prime pour les grandes entreprises réduit cet effet taille. Une part de l'effet taille est à attribuer à la distribution des

<sup>36</sup> Voir Brown et Medoff (1989) et Oi et Idson (1999) pour une revue de la littérature complète sur le sujet.

<sup>37</sup> Il s'agit ici de politiques salariales qui utilisent le salaire comme instrument de motivation (théorie du salaire d'efficacité) ou un salaire d'embauche plus élevé pour compenser une moindre capacité à observer les aptitudes réelles des salariés.

entreprises par commission paritaire : les CP où se concentrent les grandes entreprises sont aussi celles où les salaires sont les plus élevés. De nombreuses études en données transversales ou longitudinales (Lallemand et al. 2005 et 2007, Dell’Aringa et Lucifora, 1994 ; Card, 1996 ; Lemieux, 1998 ; Fairris, 2003, Cardoso et Portugal, 2005) ont montré que lorsque les négociations collectives sont décentralisées et/ou non coordonnées, cela tend à augmenter le niveau des salaires, en particulier en raison du fait que dans la plupart des pays, les conventions d’entreprise ne peuvent fixer des conditions de travail moins favorables que celles définies par les conventions sectorielles. De plus, les rendements des caractéristiques des travailleurs (observées et non observées) et des entreprises tendent à être plus élevés lorsque les négociations salariales ont lieu à un niveau décentralisé (l’entreprise, par exemple) ou que la coordination est faible (absence d’effet d’imitation<sup>38</sup>, faible degré de gouvernance des organisations<sup>39</sup>). Le fait de contrôler pour la CP semble avoir un effet plus important pour les ouvriers (hommes et femmes) que pour les employées (hommes et femmes). Comment expliquer cette différence? Il se pourrait que les caractéristiques non observées des entreprises qui peuvent expliquer cette prime à la taille résiduelle chez les employés soient moins pertinentes pour les ouvriers en raison par exemple d’accès plus limités à la rente ou d’un usage plus restreint de politiques de rémunérations spécifiques. En effet, Dell’Aringa et Lucifora (1994) ont montré dans leur analyse de l’impact des syndicats sur le secteur manufacturier italien, que même après contrôle pour des négociations au niveau de l’entreprise, l’effet taille sur les salaires est plus important pour les employés que pour les ouvriers.

#### *L’effet de la valeur ajoutée sectorielle :*

Comme attendu, la valeur ajoutée par équivalent temps plein a un effet positif et significatif sur les salaires. Nos résultats confirment ainsi que dans les secteurs où la valeur ajoutée est élevée, les salaires sont plus importants et ce, même après contrôle pour les caractéristiques des travailleurs et des entreprises. L’élasticité de la valeur ajoutée par rapport au salaire dans le modèle sans salaire conventionnel est comprise entre 1,3 et 1,8 pour les hommes ouvriers et les employés (hommes et femmes) et n’atteint que 0,15 pour les ouvrières.

La littérature sur le sujet indique qu’une telle prime proviendrait de la capacité des firmes à générer des rentes en combinaison avec un pouvoir de négociation des travailleurs leur permettant de s’accaparer une partie de ces rentes : il s’agit du partage de la rente des entreprises (Fakhfakh et FitzRoy, 2004 ; Margolis et Salvanes, 2001, Goos et Konings, 2001<sup>40</sup>).

<sup>38</sup> L’effet d’imitation consiste à prendre les accords d’une commission paritaire ou d’un groupe de firmes influentes comme modèle pour les négociations (Conseil central de l’Economie, 2009).

<sup>39</sup> Le degré de gouvernance des organisations reflète l’unicité des organisations représentatives (syndicales et patronales) c’est-à-dire l’aptitude des organisations patronales et syndicales à contrôler le comportement de leurs membres ou de la base (Conseil central de l’Economie, 2009).

<sup>40</sup> Fakhfakh et FitzRoy (2004), Goos et Konings (2001) et Margolis et Salvanes (2001) ont tous utilisé des variables de profit ou de valeur ajoutée *au niveau de l’entreprise*. Estevaõ et Tevlin (2003), eux, ont utilisé la valeur ajoutée et le profit sectoriels. Fakhfakh et FitzRoy (2004) ont estimé à la fois des élasticités valeur ajoutée-salaire et des élasticités profit-salaire au niveau de l’entreprise pour tester l’hypothèse de *rent-sharing*. Goos et Konings (2001) et Margolis et Salvanes (2001) ont estimé des élasticités profit-salaire au niveau de l’entreprise. Estevaõ et Tevlin (2003) ont estimé des élasticités valeur ajoutée-salaire et des élasticités profit-salaire au niveau du secteur.

Nos résultats, eux portent sur la valeur ajoutée sectorielle et illustrent donc le partage de la rente sectorielle (Estevaõ et Tevlin, 2003). Nous constatons que l'élasticité valeur ajoutée – salaire effectif est plus faible pour les hommes employés que pour les ouvriers ou les femmes employées. Ces résultats vont dans le sens de ceux trouvés par Fakhfakh et FitzRoy (2004) sur base de données employeurs-employés pour la France. Ces auteurs ont, en effet, identifié une élasticité de la valeur ajoutée plus importante pour les travailleurs manuels par rapport aux autres catégories de travailleurs. Ils expliquent ce résultat par le fait que les travailleurs plus qualifiés comme les managers bénéficient davantage d'autres sources de partage des quasi-rentes, tels que les « stock options » (réservés uniquement aux travailleurs qualifiés).

Contrôler pour le salaire conventionnel, réduit significativement l'élasticité de la valeur ajoutée : elle passe à 0,88 pour les ouvriers, 0,68 pour les employées, 0,31 pour les employés et n'est plus significative pour les ouvrières. Dès lors, la négociation collective sectorielle semble expliquer une part significative des différentiels salariaux liés à la valeur ajoutée sectorielle. Après contrôle pour le salaire conventionnel, l'impact de la valeur ajoutée reste important et significatif. Ces résultats semblent indiquer que ce sont les caractéristiques de la CP (évolution de l'indice du salaire conventionnel, degré de centralisation et/ou coordination de la négociation collective au sein de la CP, etc.) qui permettent un partage de la rente sectorielle au profit des travailleurs. En effet, il se peut qu'une négociation menée à un niveau centralisé (CP) et/ou coordonnée facilite la prise en compte de la valeur ajoutée sectorielle dans la formation des salaires et ainsi un partage de la rente sectorielle aux travailleurs.

#### *L'effet du taux de chômage :*

Selon la théorie de la « wage curve », le taux de chômage sectoriel ou local a un effet significatif et négatif sur le niveau du salaire avec une élasticité proche de -0,1 (Blanchflower et Oswald, 1994 ; Card, 1995). Nous ne retrouvons que partiellement ces résultats avec une élasticité négative mais relativement faible pour les femmes dans le modèle avec salaire conventionnel (-0.03 et -0.02 pour les employées et ouvrières respectivement). Dans la littérature, cette élasticité est généralement calculée sur base du taux de chômage du lieu de travail du travailleur. Nous ne disposons pas du lieu de travail du travailleur dans notre base de données et utilisons le lieu de domicile du travailleur tout comme Janssens et Konings (1998) dans leur analyse de la « wage curve » en Belgique. Selon ces auteurs, le fait d'utiliser le domicile des travailleurs sous-estime l'impact du taux de chômage sur les salaires en raison de la mobilité des travailleurs. En effet, pour les individus fort mobiles, le taux de chômage local de leur lieu de résidence peut se révéler ne pas être si important dans la détermination de leur salaire. Cette mobilité semble affecter particulièrement les managers qui sont exclus de leur analyse. Cet argument peut peut-être expliquer les faibles élasticités que nous trouvons et qui sont significatives uniquement pour les femmes. Ces dernières sont, en moyenne, moins mobiles que les hommes et ont moins tendance à être manager. Nous ne disposons pas d'informations quant à l'occupation des travailleurs et n'avons donc pas pu tester si exclure les managers de l'analyse donne des effets plus significatifs. Toutefois, ces résultats (significatifs pour les femmes

uniquement) confirment, tout comme l'effet de la taille de l'entreprise ou du partage de la rente, la présence d'une dérive salariale au niveau des entreprises. Cette dernière tiendrait compte également des tensions sur le marché du travail.

D'un point de vue uniquement individuel, nous savons que les caractéristiques personnelles des travailleurs affectent leur niveau salarial. Par caractéristiques individuelles, dans la littérature sur les différentiels salariaux, il est souvent fait référence aux caractéristiques de capital humain général et spécifique (âge, éducation, expérience, ancienneté), au régime de travail, au sexe, à l'occupation, la situation familiale, la mobilité entre entreprises, etc. Cependant, nos données nous permettent uniquement de tester l'effet de l'âge et de la mobilité entre entreprises sur les salaires effectifs lorsqu'on tient compte ou non de la négociation sectorielle. Les autres caractéristiques individuelles non observées et constantes dans le temps sont toutefois prises en compte à travers l'hétérogénéité individuelle non observée identifiée grâce à la structure en panel de nos données. Dans cette partie de l'analyse, nous étudierons également l'effet des réductions de cotisation à la sécurité sociale (patronales et personnelles) sur les salaires. L'objectif de ces réductions est de promouvoir l'emploi, en particulier des travailleurs peu qualifiés. Toutefois, il se peut qu'elles affectent également les salaires effectifs des travailleurs.

#### *L'effet de l'âge :*

Nos résultats indiquent que l'impact de l'âge sur le salaire brut effectif est significatif et positif pour toutes les catégories de travailleurs (souvent à 1 %). Cet effet est plus important pour les hommes que pour les femmes et pour les employé(e)s versus ouvrier(e)s. En outre, nous retrouvons bien également une relation concave entre l'âge et le salaire pour la plupart des travailleurs. Il faut dire qu'en Belgique, la prise en compte de l'âge dans la politique de rémunération diffère entre ouvriers et employés. Au sein des commissions paritaires (CP) ouvriers, les barèmes salariaux sont généralement définis par rapport au contenu de la fonction. Des variations liées à l'âge sont peu fréquentes. Par contre, pour les employés, l'âge est bien un critère pour l'établissement du salaire barémique.

Dès lors, la distinction établie dans le droit du travail entre ouvriers et employés joue de fait un rôle important lorsqu'il s'agit de définir le lien entre l'âge et la rémunération. Dans un contexte de promotion de l'emploi des travailleurs âgés, l'Europe a dénoncé cette pratique comme discriminatoire et exigé de la Belgique qu'elle retire l'âge comme critère pour l'établissement des barèmes salariaux. La structure par âge des salaires peut avoir pour conséquence d'inciter financièrement les entreprises à écarter les travailleurs les plus âgés du processus de travail. L'augmentation du salaire en fonction de l'âge s'explique si on considère l'âge comme une approximation du capital humain accumulé au cours de l'existence. Ceci pourrait signifier que les travailleurs âgés sont reconnus comme étant potentiellement plus productifs, et peuvent donc prétendre à une rémunération supérieure. Notons toutefois que la progression du salaire selon l'âge s'arrête le plus souvent avant 50 ans: 43 ans pour les hommes employés, 48 ans pour les

femmes employées et 47 ans pour les hommes ouvriers<sup>41</sup>. La prise en compte de l'indice du salaire conventionnel ne semble affecter que légèrement l'impact de l'âge sur le salaire des travailleurs. Ceci peut être dû à la nature de cet indice : il s'agit d'une moyenne arithmétique de barèmes qui ne tient pas compte des effets de structure. Nous aurions disposé du salaire barémique individuel au lieu de l'indice, les résultats auraient sans doute été différents.

*L'effet de la mobilité inter-entreprise :*

En ce qui concerne l'effet de la mobilité inter-entreprise sur le salaire effectif, nos résultats indiquent qu'elle a un effet significatif sur les hommes employés (modèle avec et sans salaire conventionnel) et les ouvrières (modèle sans salaire conventionnel). Les coefficients sont négatifs. Pour les autres catégories de travailleurs, cette variable est non significative. Une relation négative indique que le fait de changer d'entreprise a un effet négatif sur le salaire. Ce résultat diffère de ceux de la littérature où une prime à la mobilité inter-entreprise est plus généralement rapportée (Antel, 1986). Il est important de noter que bien que nous observons ces changements d'entreprise dans la base de données, les raisons de ces changements nous sont inconnues. Dès lors, il se pourrait que ces résultats reflètent une mobilité non désirée par les travailleurs, telle que imposée par exemple suite à un licenciement<sup>42</sup>. La prise en compte de la négociation sectorielle ne semble pas affecter les résultats pour les hommes employés.

*L'effet des réductions de cotisations à la sécurité sociale :*

En ce qui concerne les réductions de cotisations patronales et personnelles à la sécurité sociale, nous considérons l'effet contemporain ainsi que l'effet retardé d'une période. Pour la plupart des catégories, nous trouvons un effet total significatif des réductions patronales et personnelles sur le salaire effectif. Nos résultats vont dans le sens de ceux obtenus au niveau macro-économique (Bassilière et al., 2005 et 2007, Stockman, 2007) pour toutes les catégories de travailleurs dans les modèles avec et sans salaire conventionnel, sauf pour les ouvriers. En ce qui concerne les réductions personnelles, les employeurs semblent profiter aussi de la baisse des réductions personnelles puisqu'elles induisent une baisse du salaire brut. Tout comme la baisse des réductions patronales semble profiter également aux travailleurs puisque le salaire brut augmente. Chez les ouvriers, par contre, nous observons l'inverse : l'effet des réductions patronales sur le salaire est légèrement négatif et celui des personnelles est positif. Remarquons, toutefois, que dans le modèle avec salaire conventionnel, les élasticités de long terme pour cette catégorie sont très faibles. Ces résultats mitigés pour les ouvriers peuvent peut-être s'expliquer par l'horizon temporel limité de notre analyse et l'endogénéité persistante de cette série. Un horizon plus long est difficilement modélisable avec notre panel non cylindré<sup>43</sup> de neuf ans.

<sup>41</sup> Par rapport aux autres catégories de travailleurs, les femmes ouvrières ont une progression plus lente du salaire et qui ne s'inverse pas (pas de relation concave).

<sup>42</sup> La catégorie, « nouveaux entrants », disparaît dans le modèle dynamique puisque nous y introduisons les variables retardées des réductions de cotisations patronales et personnelles. Ces variables étant manquantes pour les « nouveaux entrants », qui par définition n'étaient pas en emploi la période précédente, nous perdons ces observations.

<sup>43</sup> En effet, notre panel n'est pas cylindré ("balanced"), c'est-à-dire que les individus ne sont pas toujours présents sur l'ensemble de la période d'observation (neuf ans). Ils peuvent n'être observés que quelques années.



Remarquons également que la prise en compte de la négociation sectorielle ne semble pas affecter les résultats pour les différentes catégories. Ces résultats reflètent bien le fait que les réductions de cotisations ne dépendent pas de la négociation collective sectorielle mais sont décidées au niveau intersectoriel.

## 6. Conclusions

A notre connaissance, cette étude est la première qui quantifie l'importance de la négociation sectorielle sur la formation des salaires effectifs individuels en Belgique<sup>44</sup>. Pour pouvoir estimer cet effet, nous avons mis en relation les données salariales individuelles de l'ONSS avec l'indice du salaire conventionnel du SPF Emploi. Ces données nous ont permis d'estimer des équations salariales par sexe et statut pour l'ensemble des travailleurs à temps plein appartenant au secteur privé. En dehors de l'indice du salaire conventionnel, les variables explicatives du salaire effectif retenues comprennent des caractéristiques du travailleur (observées et inobservées), de son entreprise et du secteur d'activité. De plus, nous tenons compte d'éventuelles tensions sur le marché du travail et nous examinons l'impact des politiques de réduction de cotisations patronales et personnelles sur le salaire brut individuel. Pour quantifier plus précisément l'effet de la négociation sectorielle, deux équations salariales individuelles ont été estimées pour chaque catégorie de travailleur : avec et sans l'indice du salaire conventionnel.

Les résultats obtenus montrent que la négociation sectorielle a un impact statistiquement significatif sur les salaires effectifs individuels et ceci pour toutes les catégories de travailleurs étudiées. Cet impact proche de l'unité est un peu plus faible pour les ouvriers que pour les employés. Il se pourrait que cette différence soit due à la construction de l'indice qui ne tient pas compte de l'évolution de la durée du temps de travail pour les employés (indice du salaire mensuel) mais bien pour les ouvriers (indice du salaire horaire). En tous les cas, nos résultats confirment que les hausses sectorielles décidées par les partenaires sociaux au sein des commissions paritaires se répercutent en moyenne entièrement sur les salaires effectifs des travailleurs à temps plein.

De manière générale, la prise en compte de l'indice du salaire conventionnel réduit l'impact des autres variables explicatives (taille de l'entreprise, valeur ajoutée sectorielle moyenne et taux de chômage). Ainsi, la négociation sectorielle semble intégrer en partie les caractéristiques de l'entreprise et du secteur d'activité retenues dans notre équation. A leur tour, ces caractéristiques restent, pour la plupart, significatives même en présence de l'indice du salaire conventionnel. Ainsi, ces caractéristiques seraient revalorisées au niveau de l'entreprise générant ce qu'on appelle traditionnellement la dérive salariale.

Bien que prépondérante en moyenne, la négociation sectorielle en Belgique coexisterait avec une dérive salariale présente au niveau de l'entreprise. Comme avancé dans la théorie *institutionnelle* de la dérive salariale, il se peut que certains aspects du cadre institutionnel de la négociation salariale en Belgique, notamment la fixation d'une norme de croissance maximale

---

<sup>44</sup> López-Novella (2001) étudie l'impact de l'âge, de la productivité et du chômage sur le wage drift macroéconomique en Belgique. Ce dernier est calculé comme la différence entre le salaire brut (sous forme d'indice) et l'indice du salaire conventionnel. Fuss et Wintr (2009) examinent l'impact du salaire conventionnel sur la masse salariale des entreprises.

du coût salarial, réduise la souplesse des salaires. Par ailleurs, le système autorise des ajustements pouvant se faire au niveau des entreprises, par exemple, des conventions collectives d'entreprise et/ou des salaires individuels dépassant les barèmes. Un ajustement des augmentations salariales au niveau de l'entreprise, au moyen d'une dérive salariale, représente donc un moyen de dépasser certaines des contraintes existantes au niveau centralisé et d'accorder plus de souplesse au système. Par ailleurs, nos résultats sont compatibles avec les autres théories sur la dérive salariale. En effet, celle-ci est sensible, d'une part, à la taille de l'entreprise et aux performances économiques du secteur, et d'autre part, aux tensions sur le marché du travail local. En accord avec la théorie du *partage de la rente*, la dérive salariale se manifesterait au sein des entreprises appartenant à des secteurs générant des bénéfices en combinaison avec une capacité des travailleurs à s'approprier une partie de ces rentes. L'impact positif et significatif de la taille de l'entreprise pointerait également vers la théorie du  *salaire d'efficience*. L'effet conjoncturel du taux de chômage, bien que moins prononcé, est également capté par nos données en accord avec la théorie *du marché*.

En ce qui concerne les autres variables étudiées, nos résultats confirment que l'âge a un effet concave (le salaire augmente mais de moins en moins vite, jusqu'à atteindre un niveau maximum et ensuite redescendre) sur les salaires effectifs plus prononcé pour les hommes que pour les femmes et pour les employés que pour les ouvriers, alors que la mobilité inter-entreprise a un impact généralement négatif sur les salaires mais uniquement significatif pour les hommes employés. En ce qui concerne l'impact des politiques de réduction de cotisations sur le salaire brut, il apparaît que, pour les employés, les réductions patronales bénéficient en partie aux travailleurs (hausse du salaire brut), alors que les réductions personnelles bénéficient en partie à leurs employeurs (baisse du salaire brut). Toutefois, ces résultats ne sont pas confirmés pour les ouvriers.

En conclusion, notre étude montre que le système de formation des salaires en Belgique, bien que relativement centralisé, offre une certaine souplesse aux entreprises pour déterminer leurs salaires. La question d'évaluer le degré de souplesse du système par rapport à d'autres systèmes de négociation, ou le lien entre ce degré de souplesse et les performances du marché du travail dépasse l'objet de ce papier. Toutefois, il serait pertinent de s'y intéresser dans le futur.

## Annexe

Tableau 2 Statistiques descriptives : employés/employées

	Hommes employés			Femmes employées		
	Moyenne	Min	Max	Moyenne	Min	Max
Salaire brut eqtp <sup>1</sup>	9802 (3974,0)	2500	23000	7448 (2931,0)	2500	23000
Salaire conventionnel	112,36 (7,43)	100	133	111,83 (7,22)	100	133
Age	38,78 (9,93)	19	65	35,17 (9,50)	19	65
Age2	1602 (804,0)	361	4225	1327 (724,6)	361	4225
Taille de l'entreprise <sup>2</sup>	1635,67 (3653,92)	1	20580	1204,077 (3135,01)	1	20580
Taux de chômage hommes	9,40 (5,86 )	1,8	25,6	--	--	--
Taux de chômage femmes	--	--	--	13,49(7,20)	5	36,1
Valeur ajoutée <sup>3</sup>	34144,7 (16046,0)	54	64924	31272,3 (15576,7)	54	64924
Réductions patronales <sup>4</sup>	281,92 (203,37)	0	9109,16	252,93 (205,67)	0	8676,27
Réductions personnelles <sup>4</sup>	4,45 (28,429)	0	1135,35	13,77 (50,28)	1	736,39
<i>Mobilité inter-entreprise:</i>						
Mobile	0,11 (0,32)	0	1	0,12 (0,33)	0	1
Nouvel entrant <sup>5</sup>	0,06 (0,23)	0	1	0,08 (0,28)	0	1
Stable	0,83 (0,38)	0	1	0,80 (0,40)	0	1
Nombre d'observations	4017225			2620529		
Nombre d'individus	661093			503868		

Source: ONSS, SPF ETCS, ONEM et calculs propres.

Note : variance entre parenthèses.

1 Montant trimestriel en euros courants.

2 Nombre de travailleurs de l'entreprise.

3 Montant annuel en euros courants.

4 Montant trimestriel en euros courants.

5 Le modèle économétrique est dynamique ; de ce fait, cette catégorie disparaît dans l'analyse économétrique.

**Tableau 3 Statistiques descriptives : ouvriers/ouvrières**

	Hommes ouvriers			Femmes ouvrières		
	Moyenne	Min	Max	Moyenne	Min	Max
Salaire brut eqtp <sup>1</sup>	6991 (1785,2)	2500	22999	5415 (1254,5)	2500	22998
Salaire conventionnel	113,95 (8,80)	100	137	112,69 (8,60)	100	137
Age	37,32 (9,92)	19	65	36,59 (9,56)	19	65
Age2	1491 (763,6)	361	4225	1430 (721,6)	361	4225
Taille de l'entreprise <sup>2</sup>	751,62 (1822,02)	1	20580	561,36 (1354,66)	1	20580
Taux de chômage hommes	9,22(5,93)	1,8	25,6	--	--	--
Taux de chômage femmes	--	--	--	12,22(6,54)	5	36,1
Valeur ajoutée <sup>3</sup>	32488,8 (15761,5)	54	64924	32786,9 (16550,6)	54	64924
Réductions patronales <sup>4</sup>	358,06 (174,23)	0	6343,34	396,15 (205,15)	0	4063,72
Réductions personnelles <sup>4</sup>	9,98 (40,73)	0	1393,47	39,88 (75,44)	0	735,48
<i>Mobilité inter-entreprise:</i>						
Mobile	0,11 (0,32)	0	1	0,09 (0,29)	0	1
Nouvel entrant <sup>5</sup>	0,07 (0,26)	0	1	0,08 (0,28)	0	1
Stable	0,82 (0,39)	0	1	0,82 (0,38)	0	1
Nombre d'observations	5618455			820706		
Nombre d'individus	937431			171672		

Source: ONSS, SPF ETCS, ONEM et calculs propres.

Note : variance entre parenthèses.

1 Montant trimestriel en euros courants.

2 Nombre de travailleurs de l'entreprise.

3 Montant annuel en euros courants.

4 Montant trimestriel en euros courants.

5 Le modèle économétrique est dynamique ; de ce fait, cette catégorie disparaît dans l'analyse économétrique.

## Bibliographie

- Abowd, J.M., Kramarz, F. et D.N. Margolis (1999), High Wage Workers and High Wage Firms, *Econometrica* 67 (2), 251-333.
- Ammermueller, A., Lucifora, C., Origo, F. et Zwick, Th. (2007), *Still Searching for the Wage Curve: Evidence from Germany and Italy*, IZA Discussion Papers 2674.
- Anderson, T.W. et Hsiao C. (1981), Estimation of dynamic models with error components, *Journal of the American Statistical Association* 76, 598-606.
- Antel, J.J. (1986), Human Capital Investment Specialization and the Wage Effects of Voluntary Labor Mobility, *The Review of Economics and Statistics* 68 (3), 477-483.
- Arellano M. (1989), A note on the Anderson-Hsiao estimator for panel data. *Economics Letters* 31, 337-341.
- Arellano, M. et Bond S. (1991), Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
- Arellano M. et Bover O. (1995), Another look at the instrumental variables estimation of error-component models, *Journal of Econometrics* 68, 29-51.
- Baltagi, B., Blien, U. et Wolf K. (2008), New Evidence on the Dynamic Wage Curve for Western Germany: 1980-2004, IZA DP N°3433.
- Bastos, P., Monteiro, N. et Straume O.R. (2009), Firm Heterogeneity and Wages in Unionized Labour Markets: Theory and Evidence, *Labour Economics* vol.16(4), 440-450.
- Bassilière, D., Bossier, F., Bracke, I., Lebrun, I., Masure, L. et Stockman, P. (2005), Variantes de réduction des cotisations sociales et de modalités de financement alternatif. Bureau fédéral du Plan, Panning Paper n°97.
- Bassilière, D., Bossier, F., Lebrun I. et Stockman P. (2007), Le programme national de réforme de la Belgique. Effets macroéconomiques des réductions des charges sur le travail, Working Paper n°1107, Bureau fédéral du Plan.
- Blanchflower, D.G. et Oswald, A.J. (1994), *The Wage Curve*. Cambridge and London: The MIT Press.
- Bond, Stephen R. (2002), Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal* 1, 141-162.
- Brown, C. et Medoff, J. (1989), The Employer Size-Wage Effect., *Journal of Political Economy*, vol. 97, n° 3, pp. 1027-1059.
- Canal Domínguez, J.F. et Rodríguez Gutiérrez, C. (2004), Collective Bargaining and Within-firm Wage Dispersion in Spain, *British Journal of Industrial Relations* 42 :3, 481-506.

- Card, D. (1995), The Wage Curve : A Review, *Journal of Economic Literature* 33, 785-799.
- Card, D. (1996), The effect of unions on the structure of wages: A longitudinal analysis. *Econometrica* 64, no. 4:957-79.
- Card, D. et de la Rica, S (2005), Firm-level contracting and the structure of wages in Spain, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 59(4), 573-592.
- Cardoso, A.R. et Portugal, P. (2005), Contractual Wages and the Wage Cushion under Different Bargaining Settings, *Journal of Labor Economics*, vol.23, n°4.
- Carneiro, A., Guimarães, P. et Portugal, P. (2009), Real Wages and the Business Cycle : Accounting for Worker and Firm Heterogeneity, IZA Discussion Paper n°4174.
- Dell'Aringa, Carlo, et Lucifora, C. (1994), Wage dispersion and unionism: Do unions protect low pay? *International Journal of Manpower* 15, nos. 2/3:150-69.
- Estevão, M. et Tevlin, S. (2000), Do firms share their success with workers ? The Response of Wages to Product Market Conditions, *Economica* 70, p.597-617.
- Fakhfakh, F. et FitzRoy F. (2004), Basic Wages and Firm Characteristics : Rent Sharing in French Manufacturing, *Labour* 18 (4), 615-631.
- Fairris, D. (2003), Unions and wage inequality in Mexico. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 56:3, 481-497.
- Flamand, S. et Plasman, R. (2005), Différentiels salariaux entre travailleurs jeunes et âgés et leurs effets sur la demande de travail, mimeo Dulbea.
- FGTB (2006), L'index sur le bout des doigts.
- Fuss, C. et Wint, L. (2009), Rigid labour compensation and flexible employment? Firm level evidence with regard to productivity for Belgium, Working Paper n°159, National Bank of Belgium.
- Goos, M. et Konings, J. (2001), Does Rent-Sharing Exist in Belgium? An Empirical Analysis Using Firm Level Data, *Reflets et Perspectives XL* (2001/1-2).
- Hartog, J., Leuven, E et Teulings C. (2002), Wages and the bargaining regime in a corporatist setting : the Netherlands, *European Journal of Political Economy*, Vol.18, 317-331.
- Holden, S. (1998), Wage Drift and the Relevance of Centralised Wage Setting, *Scandinavian Journal of Economics* 100(4), 711-731.
- Idson T.L. et Oi W.Y. (1999), Workers Are More Productive in Large Firms., *American Economic Review*, vol. 89, n° 2, 104-108.
- Jacobsson, L. et A. Lindbeck (1969), Labor Market Conditions, Wage and Inflation – Swedish Experience 1955-67, *Swedish Journal of Economics* (2), 65-103.

- Janssens S. et Konings J. (1998), One more wage curve : the case of Belgium, *Economics Letters* 60, 223-227.
- Jung, S et C. Schnabel (2009), Paying More than Necessary? The Wage Cushion in Germany, *IZA Discussion Paper* n°4278.
- Kahn, L. (1998), Collective Bargaining and Interindustry Wage Structure: International Evidence, *Economica*, Vol. 65, No. 260, 507-34.
- Lallemand T., Plasman R. et Ryckx F. (2005), Why do large firms pay higher wages? Evidence from matched worker-firm data, *International Journal of Manpower* 26 (7/8), 705-723.
- Lallemand, T., Plasman, R. et Rycx, F. (2007), The Establishment-size Wage Premium: Evidence from European Countries, *Empirica*, Vol. 34, pp. 427-451.
- Lemieux, Th. (1998), Estimating the effects of unions on wage inequality in a panel data model with comparative advantage and non-random selection. *Journal of Labor Economics* 16, no. 2:261-91.
- López-Novella, M. (2001), Salaires conventionnels et effectifs en Belgique : une analyse empirique et macroéconomique des écarts, Working Paper 2-01, Bureau Fédéral du Plan.
- Margolis, D. et Salvanes, K. (2001), "Do Firms Really Share Rents with their Workers?", *CREST Working Paper*, No. 2001-16.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press.
- Ministère fédéral de l'emploi et du travail (1998), L'indice des salaires conventionnels et l'indice de la durée conventionnelle du travail : méthodologie et aperçu 1958-1998.
- Ministère fédéral de l'emploi et du travail (1999), Salaires et durée du travail.
- Moulton, B.R. (1990), An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units, *The Review of Economics and Statistics* 72 (2), 334-338.
- Ordine, P. (1996), Wage drift and minimum contractual wage: Theoretical interrelationship and empirical evidence for Italy, *Labour Economics* 2, 335-357.
- Plasman, R., Rusinek, M. et Ryckx, F. (2007), Wages and the Bargaining Regime under Multi-level Bargaining: Belgium, Denmark and Spain, *European Journal of Industrial Relations*, 13(2), 161-180.
- Plasman, R. et Sissoko, S. (2005), Gender Wage Gap in an International Perspective, *Cahiers Economiques de Bruxelles* 48(4), 419-442.
- Ryckx F. et Tojerow I. (2007), Inter-Industry Wage Differentials: What do we know?, *Reflets et Perspectives de la vie économique* XLVI (2-3), 13-22.
- Roodman D. (2006), How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. Working Paper n°13, Center for Global Development.



Sissoko, S. (2009), *Wage Inequalities in Europe: Influence of Gender and Family Status*, VDM Publishing House, Germany, pp. 200.

Stockman, P. (2007), *Werkloosheidsuitkeringen en de effectiviteit op lange termijn van verminderingen in de personenbelastingen, werknemers- en werkgeversbijdragen in LABMOD*, Working Paper n°1307, Bureau fédéral du Plan.

Windmeijer, F. (2000), *A finite sample correction for the variance of linear two-step GMM estimators*. Institute for Fiscal Studies Working Paper series No. W00/19, London.