

Auteur:
Jean RIES
STATEC

La distribution des salaires au Luxembourg en 1995 et en 2006: Structure et évolution

Introduction

Selon une étude récente menée par le STATEC¹, la part salariale dans la valeur ajoutée aurait légèrement diminué au Luxembourg en passant de 57% en 1995 à 54% en 2006. Cet indicateur permet d'illustrer comment la richesse produite par un pays est répartie entre les deux facteurs de production, à savoir le travail et le capital. A en croire ces chiffres, la situation du facteur travail, donc des salariés, se serait très légèrement détériorée entre 1995 et 2006.

Cet indicateur ne dit toutefois rien sur la manière dont les salaires sont répartis entre les travailleurs et ni sur la manière dont cette répartition a évolué au fil du temps. Le présent article a pour but d'éclairer ne fût-ce que partiellement cet aspect des choses. Pour être plus précis, cet article vise à répondre aux questions suivantes:

- Quels sont les déterminants de la distribution des salaires?
- Comment la distribution des salaires a-t-elle évolué au fil du temps?
- Quelles sont les forces motrices derrière ces changements?

Pour répondre à ces questions, les enquêtes sur la structure des salaires de 1995 et de 2006 seront mobilisées. Ces enquêtes permettent de relier les salaires individuels aux caractéristiques des travailleurs et de leurs employeurs. Les données seront exploitées à l'aide de techniques de régression appropriées. La méthode qui s'impose dans ce contexte est la régression quantile (Koenker, 2005). Elle permet d'estimer l'impact des différentes variables explicatives sur toute la distribution des salaires plutôt que d'estimer cet impact uniquement pour le salaire moyen.

¹Rapport travail et cohésion sociale 2008, cahier économique 107, STATEC, octobre 2008.

2

D'un côté, cet article est proche de la littérature empirique sur les déterminants des salaires. Cette littérature, assez abondante, s'est essentiellement développée dans les sillons de Mincer (1974). Polacheck et Siebert (1993), Lemieux (2006), ainsi que Heckman et al. (2008) proposent des revues de cette littérature. D'un autre côté, le présent travail est très proche de la littérature empirique sur la distribution des salaires. Katz et Autor (1999) proposent une revue de ces travaux. Cette littérature s'est développée des deux côtés de l'Atlantique. Pour les Etats-Unis, Juhn et al. (1993), Buchinsky (1994) et Lemieux (2007) se sont notamment penchés sur la question. En Europe, il convient de citer les études de Gosling et al. (2000) pour le Royaume Uni, Machado et Mata (2001) pour le Portugal ou encore Fitzenberger et al. (2001) pour l'Allemagne.

Dans la prochaine section l'enquête sur la structure des salaires sera présentée. Cette section aborde notamment la question de comparabilité des différentes vagues de cette enquête. La deuxième section présente quelques statistiques descriptives, à la fois sur les salaires et les salariés. La troisième section est consacrée à l'analyse économétrique. Cette section va notamment essayer de répondre à la première des trois questions énoncées ci-dessus. La cinquième section se situe dans le prolongement de la section 3. Elle propose une analyse de l'évolution temporelle de la distribution des salaires. Enfin, une cinquième section fait office de conclusion.

1. Données

Cette section présente la base de données utilisée. Dans un deuxième temps, la définition de l'indicateur de salaire retenu ainsi que la construction l'échantillon final seront abordées.

1.1 L'enquête sur la structure des salaires

La présente étude va exploiter les données issues de l'enquête sur la structure des salaires (ESS). Cette enquête fournit des informations détaillées sur les rémunérations individuelles et permet de relier ces dernières à une série d'autres variables. Ces variables peuvent être classées en deux grandes catégories : celles qui concernent directement les salariés et celles qui concernent leurs employeurs. La première catégorie contient des informations sur les salariés eux-mêmes ainsi que des informations sur leur temps de travail et leurs contrats de travail. La deuxième catégorie de variables fournit des informations sur le secteur d'activité des entreprises, la taille des entreprises et sur la gouvernance des entreprises.

De plus amples informations au sujet de ces enquêtes sur la structure des salaires de 1995, 2002 et 2006 sont disponibles dans la série des Bulletins du STATEC : 7-1997 « Structure des salaires et statistiques des gains », 5-2004 « La structure des salaires au Luxembourg » et 1-2009 « La structure des salaires au Luxembourg ».

Depuis la vague de 2002 l'ESS est régie par des règlements européens. Ces règlements obligent les pays membres de l'Union européenne à réaliser l'ESS à une fréquence quadriennale. Les règlements harmonisent les informations à collecter ainsi que les délais à respecter quant à la réalisation de l'enquête et quant à la transmission et la publication des résultats.

Pour les besoins de cette étude nous allons exploiter les enquêtes de 1995 et de 2006. En premier lieu il convient de s'interroger sur la comparabilité et la cohérence entre ces deux vagues. Pour cela, il faut examiner la sélection des échantillons, ainsi que la disponibilité, la définition et la classification des variables dans les différentes enquêtes.

L'ESS de 1995 couvre les entreprises occupant au moins 10 salariés et dont les activités relèvent des sections C à K de la nomenclature NACE Rev.1.1. Plus précisément, il s'agit des secteurs d'activité suivants :

- C) Industries extractives
- D) Industrie manufacturière
- E) Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau
- F) Construction
- G) Commerce; réparations automobile et d'articles domestiques
- H) Hôtels et restaurants
- I) Transports et communications
- J) Activités financières
- K) Immobilier, location et services aux entreprises

La couverture de l'ESS de 2006 est plus large. Hormis les secteurs cités ci-dessus, l'enquête de 2006 couvre aussi les entreprises occupant au moins 10 salariés et dont les activités relèvent des sections M, N et O de la nomenclature NACE Rev.1.1 :

- M) Education
- N) Santé et action sociale
- O) Services collectifs, sociaux et personnels

En 1995 et en 2006 l'échantillon a été constitué via un sondage stratifié à deux degrés. Dans un premier temps, un échantillon d'entreprises (unités primaires) a été tiré. Le tirage a été effectué selon des strates définies par la taille des entreprises. Dans un deuxième temps, un échantillon de salariés (unités secondaires) a été tiré à l'intérieur de chacune des entreprises sélectionnées. Contrairement aux unités primaires, les échantillons des unités secondaires ne sont pas stratifiés.

Entre 1995 et 2006 il y a une différence dans la réalisation du tirage des unités secondaires. En 1995 les entreprises ont procédé elles-mêmes au tirage des unités secondaires, tout en respectant le taux de sondage qui leur a été imparti par le STATEC. En 2006, les unités secondaires ont été tirées par le STATEC. Une comparaison des données de 1995 et de celles de 2006, présuppose donc que les entreprises ont constitué des échantillons purement aléatoires en 1995. Malheureusement, cette hypothèse est difficile, voire impossible à vérifier.

Les variables touchant à l'emploi et aux salaires peuvent être sujettes à d'importantes variations saisonnières (infra-annuelles). Il est donc crucial de connaître la période de référence pour les deux enquêtes, c'est-à-dire les dates et les laps de temps auxquels se réfèrent les différentes variables. La période de référence pour les enquêtes de 1995 et de 2006 est l'année civile. Le salaire mensuel, ainsi que les informations sur les heures de travail (heures payées, heures supplémentaires et heures normales de travail) se rapportent dans les deux enquêtes au mois d'octobre. De même, le nombre de personnes salariées dans les différentes entreprises se rapporte au mois d'octobre.

Les définitions des variables de salaires sont les mêmes dans les enquêtes de 1995 et de 2006. En effet, les deux enquêtes demandent aux entreprises de fournir des informations quant aux salaires du mois d'octobre et quant aux salaires annuels. Les salaires mensuel et annuel sont tous les deux des salaires « semi-bruts », c'est-à-dire déduction faite des cotisations sociales patronales mais avant déduction des cotisations sociales salariales et des impôts sur les salaires. Les salaires comprennent aussi les paiements pour heures supplémentaires, ainsi que les suppléments pour travail posté, de nuit et de weekend. Le salaire annuel inclut aussi les primes de fin d'année et les gratifications. La définition du salaire annuel correspond donc à la variable D.11 du système européen des comptes de 1995 (SEC 95).

Une comparaison entre deux enquêtes nécessite aussi qu'elles fassent appel aux mêmes classifications et nomenclatures. Concernant le secteur d'activité des entreprises, les deux enquêtes utilisent la nomenclature NACE Rev.1.1. Pour les professions, l'ESS de 1995 et celle de 2006 font appel à la même nomenclature, à savoir la classification internationale type des professions (CITP-88 COM)¹.

¹En anglaise cette classification est connue sous le nom de « International Standard Classification of Occupations » (ISCO-88 COM)

4

Il y a une petite divergence en ce qui concerne le niveau d'éducation des salariés. L'ESS de 2006 utilise la nomenclature « International Standard Classification of Education » (ISCED). L'ESS de 1995 utilise quatre catégories pour décrire le niveau d'éducation, à savoir : niveau primaire ou inférieur, niveau secondaire premier cycle, niveau secondaire deuxième cycle et niveau supérieur. Néanmoins il est possible de faire correspondre chacun de ces niveaux à un ou plusieurs niveaux de la classification ISCED. La comparabilité des niveaux d'éducation est donc garantie.

1.2 Définition du salaire et construction l'échantillon

En premier lieu, il convient de s'interroger sur l'indicateur de salaire à utiliser. En effet, le choix de cet indicateur aura un impact sur la constitution de l'échantillon. L'indicateur de salaire retenu dans le cadre de cette étude est le salaire mensuel moyen. Il s'agit du salaire annuel décrit ci-dessus, divisé par douze. Cet indicateur présente l'avantage qu'il tient compte des primes et gratifications qui ne sont versées qu'une fois par an. L'inconvénient de cet indicateur est qu'il ne tient pas compte du temps de travail. En d'autres termes, le salaire annuel n'est pas uniquement déterminé par les caractéristiques observables et inobservables des salariés et des entreprises mais aussi par les choix en matière de temps de travail. Une solution serait de convertir les salaires annuels en unités « équivalentes temps plein ». Cette opération consiste à pondérer les salaires de ceux qui n'ont pas travaillé pendant toute l'année et de ceux qui n'ont travaillé qu'à temps partiel. Afin d'obtenir un salaire hypothétique qu'ils auraient obtenu en travaillant à temps plein pendant toute l'année. Malheureusement, il est impossible d'effectuer cette correction de manière cohérente et comparable pour les deux enquêtes à notre disposition.

Nous avons donc opté pour une autre solution, qui consiste à limiter l'échantillon utilisé aux travailleurs à temps plein qui ont travaillé durant toute l'année de référence. Comme pour ce groupe de travailleurs le salaire couvre par définition toute l'année, les résultats ne risquent pas d'être biaisés par des variations saisonnières.

La constitution de l'échantillon final est décrite dans le tableau 1. L'échantillon final comprend 32 323 salariés qui se répartissent comme suit entre les deux années : 16 826 en 1995 et 15 496 en 2006. En 1995 ces salariés provenaient de 747 entreprises différentes, et en 2006 les salariés provenaient de 939 entreprises.

Tableau 1: Echantillon final retenu dans l'analyse

	1995	2006
Entreprises	747	939
Salariés	16 826	15 497

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

2. Statistiques descriptives

Cette section propose une description des échantillons utilisés. Une première partie est consacrée aux profils des travailleurs et des entreprises. Une deuxième partie est consacrée à la distribution des salaires. La troisième partie met en relation les caractéristiques des travailleurs et des entreprises avec les salaires.

2.1 Caractéristiques des travailleurs et des entreprises

Le tableau 2 renseigne les profils des salariés présents dans les échantillons de 1995 et de 2006. L'échantillon de 2006 se caractérise par un âge moyen des salariés, qui est avec 39 ans un peu plus élevé que celui de 1995, 36 ans. Les travailleurs des deux échantillons ont en moyenne une ancienneté d'environ 9 ans.

En 1995 et en 2006, 24% respectivement 25% des salariés ont été des femmes. Dans l'emploi total, ces proportions sont plus élevées, à savoir 36% et 38% pour les années en question. D'un côté, cette divergence peut s'expliquer par le fait que l'échantillon exclut des secteurs d'activité à prépondérance féminine comme par exemple l'éducation, la santé et l'action sociale ainsi que les services collectifs, sociaux et personnels. D'un autre côté, il ne faut pas oublier que l'échantillon ne contient que des travailleurs à temps plein. Si l'on avait inclus les travailleurs à temps partiel, la part des femmes aurait été plus élevée et l'évolution aurait été plus marquée.

Les ressortissants luxembourgeois sont minoritaires en 1995 et en 2006. En 1995, un peu moins que la moitié des salariés étaient de nationalité luxembourgeoise. En 2006, seulement un salarié sur quatre a la nationalité luxembourgeoise. Ceci s'explique par le fait que l'échantillon se limite à ce que l'on peut qualifier de « secteur privé » de l'économie luxembourgeoise. Les secteurs public et parapublic, qui emploient majoritairement des ressortissants nationaux ne sont pas inclus dans les échantillons. La baisse des luxembourgeois observée entre 1995 et 2006 peut s'expliquer par deux éléments. D'un côté, les emplois nouvellement créés sont dans la plupart des cas occupés par des travailleurs immigrés et des travailleurs frontaliers. D'un autre côté, il est possible qu'un certain nombre de travailleurs luxembourgeois aient progressivement quitté le secteur privé à destination des secteurs public et parapublic.

6

Tableau 2: Caractéristiques des travailleurs et des entreprises

	1995	2006
Age moyen (années)	36	39
Ancienneté moyenne (années)	9	9
		%
Femmes	24	25
Luxembourgeois	47	26
Frontaliers	31	50
Education		
Primaire ou inférieur	35	11
Secondaire inférieur	37	41
Secondaire supérieur	16	19
Supérieur	12	30
Profession		
Directeurs, cadres supérieurs	12	22
Professions intermédiaires	16	19
Employés administratifs	18	19
Travailleurs manuels	53	40
Secteur d'activité		
Industrie	30	21
Construction	14	13
Commerce	15	13
Horeca	4	3
Transports et communications	10	12
Activités financières	19	24
Services aux entreprises	8	15
Taille de l'entreprise		
10 - 50	23	25
50 - 99	14	12
100 - 499	35	33
>= 500	28	30

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Dans l'échantillon de 1995, près d'un salarié sur trois ne résidait pas au Luxembourg. En 2006, la proportion de travailleurs frontaliers dans l'échantillon a atteint 50%. Cette proportion est plus élevée que celle observée dans l'ensemble de l'économie luxembourgeoise, qui se situe autour de 40% pour l'année 2006. L'explication de cette divergence réside de nouveau dans le fait que l'échantillon se limite au secteur privé de l'économie luxembourgeoise.

Le niveau d'éducation des travailleurs a varié de manière considérable entre 1995 et 2006. En effet, en 1995, plus d'un travailleur sur trois (35%) n'a pas dépassé le niveau primaire. En 2006 cette proportion est tombée à 11%. En contrepartie, la proportion de travailleurs diplômés de l'enseignement supérieur a fortement progressé entre 1995 et 2006, à savoir de 12% à 30%. Cette hausse assez spectaculaire du niveau d'éducation des salariés au Luxembourg s'explique, du moins en partie, par des changements intervenus entre 1995 et 2006 au sein de la société luxembourgeoise. En effet, durant la dernière décennie du 20^e siècle et le début du 21^e siècle, la population au Luxembourg n'a cessé de croître suite à d'importants flux migratoires. Ces flux ont ramené un certain nombre de travailleurs qualifiés vers le Luxembourg. Par ailleurs, la part des frontaliers a fortement progressé. Comme les frontaliers ont en moyenne un niveau d'éducation plus élevé que les travailleurs résidents (Zanardelli, 2004), le niveau d'éducation des salariés s'est globalement amélioré.

Une explication concurrente et complémentaire de ces changements importants concernant le niveau d'éducation peut résider dans l'échantillonnage. Il y a tout d'abord les aléas de l'échantillonnage qui

peuvent faire en sorte qu'en 1995 (en 2006), les entreprises employant des travailleurs peu qualifiés (hautement qualifiés) ont été sur-représentées (sous-représentées). Ou bien, à l'intérieur des entreprises sélectionnées, certains types de travailleurs ont été sur-représentés ou sous-représentés. Ensuite, il peut y avoir des divergences au niveau des méthodes d'échantillonnage.

Il y a néanmoins une différence entre 1995 et 2006. En 1995, l'échantillon des salariés au niveau des entreprises a été tiré par les entreprises, tandis qu'en 2006 ces échantillons ont été tirés par le STATEC. Les échantillons sont censés être des échantillons aléatoires simples (simple random samples). Or pour l'année 1995, rien ne nous permet de vérifier si toutes les entreprises ont respecté cette consigne. Il est donc possible que certaines entreprises aient choisi délibérément de limiter l'échantillon à certains types de salariés et/ou de sur-représenter certaines catégories de salariés. Malheureusement, ces explications sur l'échantillonnage sont particulièrement difficiles, voire impossibles à confirmer. Par conséquent, il est impossible de redresser d'éventuelles « erreurs » par un système de pondération adapté. D'un autre côté, un tel redressement n'est pas forcément nécessaire dans notre cas. Le but de cette étude n'est pas d'analyser et de décrire les niveaux absolus des salaires ou des caractéristiques des salariés. Il s'agit plutôt d'analyser, à l'aide de techniques de régression, le lien qui existe entre les salaires et ces caractéristiques et de voir comment ce lien a évolué au fil du temps.

Les changements intervenus dans les niveaux d'éducation se reflètent aussi dans les catégories professionnelles. La part des directeurs et cadres supérieurs est passée de 12% en 1995 à 22% en 2006, tandis que la part des travailleurs manuels a diminué en passant de 53% à 40%. La part des deux autres catégories professionnelles est restée plus ou moins stable au fil du temps.

La répartition des salariés parmi les différentes catégories professionnelles est aussi à mettre en relation avec la répartition des salariés parmi les différents secteurs d'activité. Entre 1995 et 2006, il y a lieu d'observer un certain déclin des activités industrielles, la part dans l'échantillon passant de 30% à 21%. En contrepartie, les activités financières et les services ont gagné en importance. De manière schématique, ceci correspond à un passage vers des activités nécessitant un niveau d'éducation de plus en plus élevé. Le tableau 2 s'intéresse également à la taille des entreprises. D'après ce tableau, il n'y a pas eu de changement entre 1995 et 2006 concernant l'importance relative des différentes classes de taille.

2.2 Distribution et évolution des salaires

Le tableau 3 présente quelques informations sur la distribution des salaires en 1995 et en 2006. Les indicateurs retenus sont la moyenne ainsi que les 10^e, 25^e, 50^e, 75^e et 90^e percentiles. Les deux premières colonnes de ce tableau renseignent les salaires nominaux, c'est-à-dire les salaires touchés par les travailleurs. La dernière colonne renseigne le salaire réel en 2006. Le salaire réel correspond au salaire nominal purgé de l'inflation.

Le tableau 3 met en évidence une caractéristique typique de la distribution des salaires, à savoir l'étalement à droite de la distribution. Ceci se caractérise par le fait que le salaire moyen est supérieur au salaire médian, c'est-à-dire le niveau salaire qui divise l'échantillon en deux groupes de taille égale. Cela signifie que la majorité des travailleurs touchent un salaire inférieur au salaire moyen.

8

Tableau 3: Distributions du salaire annuel brut réel et nominal (Unité : Euros)

		1995	2006	2006
		nominal	nominal	réel
Moyenne		2 724	4 282	3 443
Percentiles	10	1 449	2 028	1 631
	25	1 805	2 486	1 999
	50	2 356	3 408	2 740
	75	3 208	5 000	4 020
	90	4 330	7 062	5 678

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Le tableau 4 présente les taux de croissance des salaires entre 1995 et 2006. Ce tableau propose les taux de croissance sur l'ensemble de la période, ainsi que les taux de croissance moyens par an, tout en distinguant entre la croissance du salaire nominal et celle du salaire réels. D'après ce tableau, le salaire moyen nominal aurait progressé de 57% entre 1995 et 2006. Ceci correspond à un taux de croissance annuel moyen de 4.2%. En termes réels la croissance serait toujours de 26% entre 1995 et 2006, respectivement de 2.2% par an. Le travailleur médian a vu progresser son salaire nominal de 45% (3.4% par an) et son salaire réel de 16% (1.4% par an). Il ressort également du tableau 3 que les taux de croissance augmentent à travers la distribution des salaires. Ceci signifie que les salaires plus élevés ont augmenté davantage que les salaires moins élevés.

Les taux de croissance des salaires annuels, présentés dans le tableau 4 sont relativement importants, que ce soit en termes nominaux ou en termes réels. Néanmoins, il est possible qu'une partie de cet écart puisse s'expliquer par un effet de composition de l'échantillon. En effet, nous allons voir ci-dessous que les profils des travailleurs en 1995 sont assez différents des profils des travailleurs en 2006. L'analyse économétrique présentée dans les sections 4 et 5 permettra d'investiguer ce phénomène plus en profondeur.

Tableau 4: Taux de croissance du salaire annuel brut

		1995-2006		Taux de croissance (%)	
		nominal	réel	nominal	réel
Moyenne		57	26	4.2	2.2
Percentiles	10	40	13	3.1	1.1
	25	38	11	3.0	0.9
	50	45	16	3.4	1.4
	75	56	25	4.1	2.1
	90	63	31	4.5	2.5

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Le tableau 5 s'intéresse de plus près à la dispersion des salaires. Ce tableau présente plusieurs indicateurs communément utilisés, à savoir le coefficient de Gini, ainsi qu'une batterie de ratios de percentiles. Le coefficient de Gini permet d'appréhender l'inégalité de manière globale. Ce coefficient peut prendre des valeurs entre 0 et 1. Plus ce coefficient est élevé, plus la distribution est inégale. Les ratios de percentiles mesurent l'écart qui existe entre deux points donnés d'une distribution. Ces ratios sont plus simples à interpréter que le coefficient de Gini. En outre, ils permettent de donner une idée plus précise de ce qui se passe à certains endroits de la distribution des salaires. Nous avons choisi les ratios suivants :

- P90/P10 : écart entre le haut et le bas de la distribution
- P90/P50 : écart entre le haut et le milieu de la distribution
- P50/P10 : écart entre le milieu et le bas de la distribution
- P75/P25 : écart parmi le milieu de la distribution.

Plus un ratio est élevé, plus la distribution est inégale. Il reste à signaler que le coefficient de Gini et les ratios ne dépendent pas de l'unité dans laquelle sont exprimés les salaires.

Le tableau 5 nous apprend que le coefficient de Gini a augmenté entre 1995 et 2006, en passant de 0.25 à 0.31, ce qui signifie que la distribution des salaires est devenue plus inégale au fil du temps. L'évolution du rapport entre le 9^e et le 1^{er} décile (ratio P90/P10), qui est passé de 2.99 à 3.48, confirme ce résultat. L'inspection des ratios P90/P50 et P50/P10 semble indiquer que c'est plutôt l'inégalité des hauts salaires qui a augmenté. En effet, d'un côté le ratio P90/P50, qui mesure en quelque sorte l'écart entre le haut et le milieu de la distribution des salaires, a augmenté entre 1995 et 2006, en passant de 1.84 à 2.07. D'un autre côté, le ratio P50/P10, qui mesure l'écart entre le milieu et le bas de la distribution des salaires n'a quasiment pas changé : 1.63 en 1995 contre 1.68 en 2006. En dernier lieu, le ratio P75/P25 a augmenté en passant de 1.78 à 2.01. Donc, la dispersion parmi ce que l'on pourrait éventuellement qualifier de classes moyennes, a augmenté. Dans la suite cet écart ainsi que son évolution sera analysé un peu plus en profondeur.

Tableau 5: Dispersion des salaires annuels bruts en 1995 et en 2006

	1995	2006
Gini	0.25	0.31
P90/P10	2.99	3.48
P90/P50	1.84	2.07
P50/P10	1.63	1.68
P75/P25	1.78	2.01

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

2.3 Salaires selon les profils des travailleurs et des entreprises

Les tableaux qui suivent donnent des renseignements sur la relation entre les salaires et les caractéristiques des salariés et celles des entreprises. Ces tableaux ont la même structure. Ils renseignent les salaires moyens et médians pour chacune des deux années en question (1995 et 2006). En outre, ces tableaux renseignent les taux de croissance annuels des salaires moyens et médians.

Tableau 6: Salaires annuels bruts en fonction de l'âge et de l'ancienneté des salariés

	1995		2006		Croissance annuelle (%)	
	sal. moyen	sal. médian	sal. moyen	sal. médian	sal. moyen	sal. médian
Age						
< 25 ans	1 738	1 594	2 326	2 175	2.7	2.9
25 - 34 ans	2 495	2 254	3 493	3 136	3.1	3.0
35 - 44 ans	2 956	2 552	4 547	3 681	4.0	3.4
45 - 54 ans	3 162	2 589	4 876	3 799	4.0	3.5
>= 55 ans	3 456	2 916	5 975	4 208	5.1	3.4
Ancienneté						
< 1 an	1 966	1 673	3 457	2 875	5.3	5.0
1 - 5 ans	2 408	2 042	3 684	2 899	3.9	3.2
6 -10 ans	2 738	2 368	4 527	3 603	4.7	3.9
11 - 20 ans	3 034	2 771	4 681	3 808	4.0	2.9
> 20 ans	3 428	3 000	5 457	4 698	4.3	4.2

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Le tableau 6 indique le salaire en fonction de l'âge et de l'ancienneté des travailleurs. Les salaires moyen et médian augmentent avec l'âge et l'ancienneté du salarié. Les taux de croissance des salaires augmentent également avec l'âge. Les salaires des travailleurs plus âgés ont augmenté plus vite que les salaires des travailleurs plus jeunes. Concernant l'ancienneté, il y a lieu de constater l'inverse. Les salaires des travailleurs avec le moins d'ancienneté ont augmenté le plus entre 1995 et 2006.

Tableau 7: Salaires annuels bruts en fonction des autres caractéristiques des salariés

	1995		2006		Croissance annuelle (%)	
	sal. moyen	sal. médian	sal. moyen	sal. médian	sal. moyen	sal. médian
Hommes	2 819	2 390	4 475	3 485	4.3	3.5
Femmes	2 428	2 170	3 668	3 162	3.8	3.5
Etrangers	2 478	2 100	4 037	3 101	4.5	3.6
Luxembourgeois	2 998	2 693	4 971	4 283	4.7	4.3
Résidents	2 829	2 450	4 686	3 785	4.7	4.0
Frontaliers	2 496	2 168	3 875	3 125	4.1	3.4
Niveau d'enseignement						
primaire ou inférieur	2 073	1 935	2 939	2 614	3.2	2.8
secondaire premier cycle	2 555	2 338	3 192	2 702	2.0	1.3
secondaire deuxième cycle	3 427	3 067	4 558	3 767	2.6	1.9
supérieur	4 242	3 788	6 101	5 010	3.4	2.6
Profession						
Directeurs, cadres supérieurs, prof. scientifique	4 889	4 436	7 304	5 973	3.7	2.7
Prof. intermédiaires, techniciens	3 458	3 268	4 888	4 557	3.2	3.1
Employés administratifs	2 525	2 459	3 412	3 193	2.8	2.4
Travailleurs manuels	2 070	1 985	2 762	2 548	2.7	2.3

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Le tableau 7 renseigne les salaires moyens et médians selon les autres caractéristiques des travailleurs. D'après ce tableau, le salaire annuel brut moyen (médian) des femmes est d'environ 14% (10%) inférieur à celui des hommes en 1995. En 2006, l'écart entre le salaire moyen (médian) des hommes et celui des femmes a été de 16% (10%). Les ressortissants luxembourgeois ont un avantage salarial par rapport aux ressortissants étrangers d'environ 18%. Cet écart est resté plus ou moins stable au fil du temps. L'avantage salarial des personnes résidentes au Grand-Duché est passé d'environ 12% en 1995 à environ 17% en 2006. Il convient d'interpréter les écarts salariaux entre hommes et femmes, nationaux et étrangers ainsi qu'entre résidents et frontaliers avec prudence. Il s'agit à chaque fois d'écarts bruts. Ceci veut dire que cet écart ne reflète pas uniquement de la discrimination salariale entre les groupes. Une partie de cet écart, voire son entièreté peut s'expliquer par le fait que les groupes n'ont pas les mêmes profils (niveau d'éducation, profession, secteur d'activité, etc.). L'importance de ces effets de composition pourra être jugée à l'aide des résultats des régressions de la section 3.

En ce qui concerne le niveau d'enseignement des travailleurs, le tableau 7 met en évidence le résultat habituel, à savoir que le salaire augmente avec la durée des études. Il apparaît que la situation des diplômés du secondaire (premier ou deuxième) cycle s'est légèrement dégradée entre 1995 et 2006 par rapport aux travailleurs de la classe la plus basse (primaire inférieur).

Finalement, le tableau 7 renseigne les salaires moyens et médians en fonction de la profession des travailleurs. La hiérarchie entre professions mise en évidence par ce tableau n'est guère surprenante.

Tableau 8: Salaires annuels bruts en fonction des caractéristiques des employeurs

	1995		2006		Croissance annuelle (%)	
	sal. moyen	sal. médian	sal. moyen	sal. médian	sal. moyen	sal. médian
Secteur d'activité						
Industrie	2 649	2 377	3 881	3 351	3.5	3.2
Construction	2 038	1 899	2 861	2 523	3.1	2.6
Commerce	2 023	1 772	3 094	2 372	3.9	2.7
Horeca	1 602	1 370	2 369	2 064	3.6	3.8
Transports et communications	2 910	2 650	4 354	3 671	3.7	3.0
Activités financières	3 995	3 535	6 211	5 137	4.1	3.5
Services aux entreprises	2 825	2 541	4 332	3 499	4.0	3.0
Taille de l'entreprise						
< 50 salariés	2 317	1 950	3 715	2 780	4.4	3.3
50 - 99 salariés	2 548	2 169	4 034	2 922	4.3	2.7
100 - 499 salariés	2 760	2 334	4 414	3 417	4.4	3.5
>= 500 salariés	3 098	2 828	4 703	4 166	3.9	3.6

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Selon le tableau 8, les salaires moyens et médians les plus élevés sont recensés dans le secteur financier, suivi du secteur des transports et communications, du secteur des services aux entreprises et de l'industrie. Cette hiérarchie a été la même en 1995 qu'en 2006. Le tableau 8 met aussi en évidence que les salaires moyens et médians augmentent avec la taille de l'entreprise.

3. Les déterminants de la distribution des salaires en 1995 et en 2006

La présente section s'intéresse aux déterminants de la distribution des salaires en 1995 et en 2006. Dans un premier temps nous allons brièvement expliquer l'intuition derrière les régressions quantiles. Pour une présentation rigoureuse et complète de cette méthode, le lecteur intéressé est renvoyé à la monographie de Koenker (2005). Alternativement, l'article de Koenker et Hallock (2001) propose une introduction non-technique à la régression quantile. La section continue avec une brève discussion concernant l'implémentation des régressions quantiles, avant de passer à la présentation et à la discussion des résultats.

3.1 Régressions quantiles

Ce qui nous intéresse dans les équations de gains ou de salaires est la relation suivante entre le salaire y_i du travailleur i et ses caractéristiques personnelles x_i :

$$y_i = \beta_1 * x_{i,1} + \beta_2 * x_{i,2} + \dots + \beta_k * x_{i,k} + \varepsilon_i$$

où ε_i est un terme d'erreur. Traditionnellement, cette relation est estimée via la méthode des moindres carrés ordinaires. On aboutit donc à la relation suivante:

$$E(y|x) = \beta_1 * x_1 + \beta_2 * x_2 + \dots + \beta_k * x_k$$

La méthode des moindres carrés ordinaires permet donc d'estimer le lien entre les caractéristiques x et l'espérance du salaire. Ce modèle est susceptible de fournir des bons résultats si la variable dépendante y (ici: les salaires) n'est pas trop dispersée. Si ce n'est pas le cas, le modèle ci-dessus peut toujours fournir des résultats qui sont « statistiquement » corrects, mais qui passent à côté de l'hétérogénéité que l'on peut rencontrer en réalité. Les régressions quantiles permettent de combler ce

défaut et de tenir compte de cette hétérogénéité. Un modèle de régression quantile s'écrit de la manière suivante:

$$Q^\theta(y|x) = \beta_1^\theta * x_1 + \beta_2^\theta * x_2 + \dots + \beta_k^\theta * x_k$$

où θ est le θ -ème quantile de la distribution de y . Tout comme le modèle précédent, il s'agit d'un modèle linéaire. La différence réside dans le fait que le paramètre β^θ peut varier d'un quantile à un autre.

En principe, les équations sont estimées séparément pour chaque quantile. Or, il est possible d'estimer les équations pour tous les quantiles comme un système d'équations (Gould, 1998). Ces équations sont liées via leurs termes d'erreurs. L'estimation par système produit les mêmes coefficients que l'estimation individuelle des équations. Or, en adoptant l'approche du système, il est possible de tester formellement l'égalité des coefficients à travers les quantiles. Le présent article utilise l'approche de l'estimation par système d'équations.

Les écarts-types des coefficients des régressions quantiles peuvent être estimées analytiquement, en suivant l'approche préconisée par Koenker et Basset (1978, 1982) et Rogers (1994). Or, il est généralement préférable d'utiliser des techniques de bootstrap (Efron et Tibshirani, 1994) pour estimer les écarts-types. C'est l'approche qui a été retenue dans le cadre de cet article.

Avant de passer à la présentation et à l'interprétation des résultats, il convient de régler encore deux problèmes. Le premier concerne la transformation de la variable dépendante (c'est-à-dire les salaires), le deuxième concerne le plan d'échantillonnage de l'enquête sur la structure des salaires.

Transformation des salaires

Habituellement dans les équations de salaires, la variable dépendante est passée en logarithme naturel. Cette transformation a pour effet de réduire la dispersion des salaires individuels et permet d'attiser l'influence des salaires particulièrement élevés. Dans le cadre des régressions quantiles, cet argument perd un peu de son poids. En effet, les quantiles sont nettement moins sensibles à la présence de valeurs extrêmes que la moyenne. Une autre raison qui peut nous pousser à travailler en logarithme plutôt que dans les unités « naturelles » est l'interprétation des coefficients de la régression. En effet, si la variable dépendante apparaît sous forme logarithmique les coefficients s'interprètent comme changement relatif plutôt que comme changement absolu. Plus précisément, un coefficient nous indique de combien de pourcent va bouger la variable dépendante si la variable x augmente d'une unité. Dans ce cas-là Wooldridge (2001) parle d'une semi-élasticité.

Dans le cadre de cette étude nous avons donc choisi de modéliser le logarithme naturel du salaire plutôt que le salaire en valeur absolue.

Plan d'échantillonnage

Stricto sensu, pour les estimations des équations de salaires il faudrait tenir compte du plan d'échantillonnage de l'enquête sur la structure des salaires. Malheureusement, dans notre cas, il y a deux raisons qui nous poussent à ignorer cette information dans les estimations. Tout d'abord, pour l'année 1995 les informations sur le plan d'échantillonnage sont incomplètes et une prise en compte du plan d'échantillonnage s'avère difficile voire impossible. Ensuite, la prise en compte du plan d'échantillonnage ne pose pas de problèmes particuliers dans le cadre des modèles de régressions linéaires. La théorie est bien connue et bien développée (voir par exemple Lohr, 1999). En plus, l'implémentation logicielle est très avancée. Or, du côté des régressions quantiles, la situation est plus compliquée. Les statisticiens sont restés silencieux en ce qui concerne la prise en compte de plans d'échantillonnage dans les régressions quantiles.

Il faut évidemment se demander quel sera l'impact de cette omission. Généralement, la prise en compte d'un plan d'échantillonnage corrige les écarts-types des estimateurs vers la hausse. Par conséquent, l'omission du plan d'échantillonnage aura pour effet d'élargir les intervalles de confiance des estimateurs, chose qu'il convient de garder à l'esprit en lisant les résultats.

Dans le cadre de notre analyse une prise en compte de l'échantillonnage n'est possible que pour le modèle de l'année 2006 estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). A titre d'illustration, le modèle MCO a été estimé avec et sans prise en compte de l'échantillonnage. Les résultats détaillés se trouvent en annexe. Le constat qui émerge de cet exercice est que l'échantillonnage n'a qu'un très faible impact sur les résultats, ce qui est plutôt rassurant.

3.2 Résultats

Nous allons maintenant passer aux résultats de l'analyse de l'impact des variables explicatives sur la distribution des salaires. L'impact des variables est analysé à cinq endroits précis de la distribution, à savoir les 10^e, 25^e, 50^e, 75^e et 90^e quantiles. L'impact des variables sur le salaire moyen, obtenu via une régression linéaire « classique », sera donné à titre de comparaison. Les écarts-types des coefficients des régressions quantiles sont obtenus, via un bootstrap avec 200 réplifications. Pour chacune des variables, l'égalité des coefficients à travers les quantiles sera testée, via un test de Wald. De manière formelle, pour chaque variable l'hypothèse suivante sera testée :

$$H_0 : \beta^{10} = \beta^{25} = \beta^{50} = \beta^{75} = \beta^{90}$$

Donc, l'acceptation de cette hypothèse signifie que la différence entre les quantiles n'est pas statistiquement significative. En d'autres termes, dans ce cas là, l'impact est homogène à travers la distribution.

Le tableau 9 résume l'impact des caractéristiques des travailleurs sur le salaire annuel. Le tableau 10 présente les p-valeurs associées au test de Wald décrit ci-dessus, qui vise à vérifier l'homogénéité des coefficients à travers les différents quantiles.

D'après le tableau 9, les femmes ont des salaires moins élevés que les hommes. Selon l'année et la place dans la distribution des salaires, cet écart varie entre 14% et 18%. Globalement, l'écart augmente avec le salaire. Entre 1995 et 2006, l'écart a diminué dans le bas et le milieu de la distribution (10^e, 25^e, et 50^e percentiles), tandis que l'écart s'est creusé davantage dans le haut de la distribution (75^e et 90^e percentiles). Le tableau 10 indique que l'impact a été homogène à travers la distribution en 1995, tandis qu'en 2006, cet impact a varié de manière significative.

Le fait d'avoir la nationalité luxembourgeoise a un impact positif sur les salaires. Les salaires des ressortissants luxembourgeois sont de 4.7% à 9.2% plus élevés que ceux des ressortissants étrangers. L'impact varie selon l'année et selon la place dans la distribution des salaires. L'écart entre luxembourgeois et étrangers a presque doublé entre 1995 et 2006. D'après le tableau 10, l'impact de la variable « ressortissant luxembourgeois » est le même, peu importe l'endroit de la distribution où l'on se situe.

Le fait de résider au Luxembourg procure en principe des avantages en termes de salaire. En 1995, pour les bas salaires (1^{er} décile), les frontaliers ont connu un léger avantage. L'avantage des résidents augmente à travers la distribution des salaires : plus le salaire est élevé plus l'avantage des résidents est important. Cet avantage s'est nettement accru entre 1995 et 2006.

Tableau 9: Impact des caractéristiques des travailleurs sur les salaires annuels bruts

	1995						2006					
	MCO	q10	q25	q50	q75	q90	MCO	q10	q25	q50	q75	q90
Femme	-0.154 ***	-0.141 ***	-0.137 ***	-0.149 ***	-0.149 ***	-0.161 ***	-0.149 ***	-0.134 ***	-0.135 ***	-0.141 ***	-0.155 ***	-0.183 ***
Luxembourgeois	0.048 ***	0.066 ***	0.053 ***	0.047 ***	0.049 ***	0.047 ***	0.063 ***	0.084 ***	0.092 ***	0.088 ***	0.083 ***	0.083 ***
Frontalier	-0.022 ***	0.013 *	-0.006	-0.017 ***	-0.022 ***	-0.040 ***	-0.075 ***	-0.021 ***	-0.034 ***	-0.051 ***	-0.069 ***	-0.083 ***
Education												
Primaire ou inférieur	réf.											
Secondaire inférieur	0.108 ***	0.092 ***	0.105 ***	0.108 ***	0.104 ***	0.114 ***	0.072 ***	0.053 ***	0.059 ***	0.064 ***	0.064 ***	0.080 ***
Secondaire supérieur	0.191 ***	0.158 ***	0.180 ***	0.191 ***	0.197 ***	0.202 ***	0.180 ***	0.128 ***	0.140 ***	0.160 ***	0.170 ***	0.183 ***
Supérieur	0.171 ***	0.159 ***	0.167 ***	0.170 ***	0.175 ***	0.185 ***	0.295 ***	0.236 ***	0.239 ***	0.265 ***	0.284 ***	0.314 ***
Age / 10	0.318 ***	0.301 ***	0.329 ***	0.309 ***	0.337 ***	0.343 ***	0.409 ***	0.297 ***	0.282 ***	0.311 ***	0.277 ***	0.246 ***
Age au carré / 100	-0.030 ***	-0.033 ***	-0.034 ***	-0.030 ***	-0.031 ***	-0.030 ***	-0.037 ***	-0.030 ***	-0.027 ***	-0.029 ***	-0.021 ***	-0.014 **
Ancienneté / 10	0.192 ***	0.230 ***	0.198 ***	0.194 ***	0.170 ***	0.153 ***	0.141 ***	0.139 ***	0.144 ***	0.132 ***	0.139 ***	0.141 ***
Ancienneté ² / 100	-0.037 ***	-0.042 ***	-0.035 ***	-0.036 ***	-0.032 ***	-0.031 ***	-0.019 ***	-0.012 ***	-0.013 ***	-0.012 ***	-0.022 ***	-0.027 ***
Profession												
Directeurs, cadres supérieurs	réf.											
Professions intermédiaires	-0.290 ***	-0.218 ***	-0.227 ***	-0.269 ***	-0.330 ***	-0.354 ***	-0.281 ***	-0.155 ***	-0.192 ***	-0.242 ***	-0.335 ***	-0.449 ***
Employés administratifs	-0.495 ***	-0.384 ***	-0.406 ***	-0.462 ***	-0.542 ***	-0.588 ***	-0.458 ***	-0.289 ***	-0.349 ***	-0.421 ***	-0.530 ***	-0.673 ***
Travailleurs manuels	-0.604 ***	-0.487 ***	-0.521 ***	-0.581 ***	-0.651 ***	-0.684 ***	-0.570 ***	-0.369 ***	-0.434 ***	-0.530 ***	-0.656 ***	-0.799 ***

*** effet significatif à un seuil < 1%, ** effet significatif à un seuil compris entre 1% et 5%, * effet significatif à un seuil compris entre 5% et 10%

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Tableau 10: Tests de Wald sur l'homogénéité des coefficients à travers les quantiles (p-valeurs) – caractéristiques des salariés

	1995	2006
Femme	0.11	0.00
Luxembourgeois	0.13	0.83
Frontalier	0.00	0.00
Education		
Secondaire inférieur	0.05	0.41
Secondaire supérieur	0.04	0.08
Supérieur	0.88	0.01
Age / 10	0.31	0.37
Age au carré / 100	0.66	0.05
Ancienneté / 10	0.00	0.74
Ancienneté ² / 100	0.12	0.04
Profession		
Professions intermédiaires	0.00	0.00
Employés administratifs	0.00	0.00
Travailleurs manuels	0.00	0.00

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Maintenant nous allons nous intéresser aux variables dites du « capital humain ». Les économistes font la distinction entre deux types de capital humain : le capital humain général et le capital humain spécifique. Le capital humain général vise les compétences que les travailleurs sont susceptibles de pouvoir favoriser dans toutes les entreprises. Le capital humain spécifique comprend les compétences acquises au sein d'une entreprise et que le travailleur ne sait pas valoriser en dehors de cette entreprise. Dans la présente étude, le niveau d'éducation des travailleurs est utilisé pour mesurer le niveau de capital humain général. Le capital humain spécifique est approché par l'ancienneté de service au sein de l'entreprise. Finalement, nous allons aussi tenir compte de l'expérience professionnelle des travailleurs. Il s'agit là d'une variable qui se trouve quelque peu à cheval entre le capital humain général et spécifique.

Il n'est guère surprenant de constater que les salaires augmentent avec le niveau d'instruction des salariés. En outre, pour un niveau d'éducation donnée, plus les salaires sont élevés plus les rendements² le sont aussi. Néanmoins, en 1995 les rendements de l'éducation supérieure sont légèrement inférieurs à ceux de l'enseignement secondaire supérieur pour les quantiles 25, 50, 75 et 90. Il faut se poser la question si cette différence est statistiquement significative. Le tableau 10 ci-dessus teste uniquement si les rendements d'un niveau donné sont différents par rapport au niveau de référence (enseignement primaire). Le tableau 11 ci-dessous va plus loin et teste pour chaque quantile analysé si les différences entre deux niveaux d'éducation sont statistiquement significatives. Les p-valeurs affichées dans le tableau 11, que ces différences sont généralement significatives d'un point de vue statistique. Il y a une exception : à savoir la différence entre les études secondaires supérieures et les études supérieures pour l'année 1995 et quelque soit le quantile.

Tableau 11: Les rendements de l'éducation – tests d'hypothèses sur la différence entre les niveaux (p-valeurs)

		1995		2006	
		Secondaire inférieur	Secondaire supérieur	Secondaire inférieur	Secondaire supérieur
q10	Secondaire inférieur				
	Secondaire supérieur	0.00		0.00	
	Supérieur	0.00	0.97	0.00	0.00
q25	Secondaire inférieur				
	Secondaire supérieur	0.00		0.00	
	Supérieur	0.00	0.17	0.00	0.00
q50	Secondaire inférieur				
	Secondaire supérieur	0.00		0.00	
	Supérieur	0.00	0.05	0.00	0.00
q75	Secondaire inférieur				
	Secondaire supérieur	0.00		0.00	
	Supérieur	0.00	0.14	0.00	0.00
q90	Secondaire inférieur				
	Secondaire supérieur	0.00		0.00	
	Supérieur	0.00	0.37	0.00	0.00

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

L'évolution de ces rendements entre 1995 et 2006 est intéressante. En effet, les rendements estimés pour l'année 2006 sont inférieurs à ceux de 1995 pour les individus ayant un niveau d'éducation faible (secondaire inférieur) ou moyen (secondaire supérieur). Par contre, le rendement des études supérieures a augmenté en 2006 par rapport à 1995. Par ailleurs, cette hausse est plus marquée pour les hauts salaires (75^e et 90^e percentiles) que pour les salaires du bas et milieu de la distribution. Ceci peut s'expliquer par un progrès technologique biaisé. Une explication alternative est une compression de la distribution des salaires, et tout particulièrement une compression des bas salaires. Une telle compression peut provenir de l'existence d'un salaire minimum au Luxembourg.

Malheureusement, les enquêtes sur la structure des salaires sont muettes au sujet de l'expérience professionnelle des salariés. Néanmoins, l'expérience professionnelle est un déterminant essentiel des salaires. Afin de tenir compte de l'effet de l'expérience, nous avons introduit l'âge des salariés comme variable explicative. L'âge du salarié est donc utilisé comme approximation de son expérience professionnelle. Dans la littérature sur les équations de salaire on retrouve parfois une approximation alternative, appelée « expérience potentielle ». Elle est obtenue en soustrayant de l'âge du salarié le nombre d'années qu'il était censé passer à l'école au vu de son niveau d'éducation. Cette correction est imparfaite, parce qu'elle ne tient pas compte des éventuels redoublements pendant les études ou encore des interruptions de carrière volontaires et involontaires. En somme, cette approximation est une combinaison de l'âge et du niveau d'éducation du salarié et risque de capter des effets liés au niveau d'éducation. Pour cette raison, nous avons choisi de retenir tout simplement l'âge comme approximation de l'expérience professionnelle.

² Le terme rendement utilisé dans ce contexte provient de la théorie du capital humain (Becker, 1964). Dans cette littérature, le fait d'aller à l'école ou de suivre une formation est qualifié comme étant un investissement dans le capital humain. L'avantage salarial auquel peut prétendre un salarié mieux qualifié est alors appelé un rendement. Le terme est utilisé couramment dans la littérature sur les équations de gains. Heckman et al. (2008) discutent de manière détaillée cette notion de rendement.

16

Nous avons introduit l'âge et l'âge au carré dans nos équations de gains. Cette spécification est plus flexible et permet de tester la présence d'un effet non linéaire. Cet effet est justifié par la théorie du capital humain. Selon cette théorie, les rendements de l'âge (c.-à-d. le capital humain spécifique) présentent un profil concave. Ceci signifie que l'effet de l'âge est dilué au fil du temps. Plutôt que d'introduire l'âge et son carré directement, ils ont été divisés par 10 et par 100 respectivement afin de faciliter la lecture des résultats.

D'après le tableau 9, les coefficients de l'âge et de son carré ont les signes attendus. Le signe positif de l'âge signifie que plus un travailleur est âgé, plus son salaire est élevé. Le signe négatif de l'âge au carré signifie que l'effet diminue au fil du temps. Les rendements de l'âge ont légèrement diminué de 1995 à 2006.

L'ancienneté au sein de l'entreprise est une autre variable susceptible d'avoir un impact sur les salaires. Tout comme l'âge, cette variable est introduite sous forme quadratique, pour les mêmes raisons que celles évoquées ci-dessus. De nouveau nous avons choisi de diviser l'expérience et son carré par 10 et par 100 respectivement afin de faciliter la lecture des résultats.

L'ancienneté a un impact positif sur les salaires. Tout comme l'effet de l'âge, l'effet de l'ancienneté diminue au fil du temps : plus longtemps un salarié reste au sein de l'entreprise moins il en gagne. Le rendement de l'ancienneté a nettement diminué entre 1995 et 2006. Il est intéressant de constater que l'effet de l'ancienneté diminue avec les salaires. Plus les salaires sont élevés, moins l'effet de l'ancienneté est important.

En dernier lieu, le tableau 9 s'intéresse aux catégories professionnelles des salariés. La catégorie « directeurs, cadres supérieurs » sert de référence. De manière générale, l'écart entre les catégories augmente à travers la distribution, à la fois pour l'année 1995 et l'année 2006. De 1995 à 2006, les écarts entre les différentes catégories professionnelles se sont réduits. Ceci signifie donc que, ceteris paribus, le type de profession a perdu d'importance dans la détermination des salaires.

Tableau 12: Impact des caractéristiques des entreprises sur les salaires annuels bruts

	1995						2006					
	MCO	q10	q25	q50	q75	q90	MCO	q10	q25	q50	q75	q90
Secteur d'activité												
Industrie	réf.											
Construction	-0.080 ***	-0.024 ***	-0.036 ***	-0.084 ***	-0.132 ***	-0.146 ***	-0.095 ***	-0.025 **	-0.061 ***	-0.106 ***	-0.140 ***	-0.167 ***
Commerce	-0.161 ***	-0.133 ***	-0.144 ***	-0.173 ***	-0.201 ***	-0.206 ***	-0.132 ***	-0.134 ***	-0.147 ***	-0.162 ***	-0.173 ***	-0.173 ***
Horeca	-0.220 ***	-0.188 ***	-0.218 ***	-0.241 ***	-0.248 ***	-0.256 ***	-0.216 ***	-0.156 ***	-0.201 ***	-0.224 ***	-0.248 ***	-0.236 ***
Transports et communications	0.064 ***	0.081 ***	0.093 ***	0.078 ***	0.039 ***	0.023 **	0.098 ***	0.108 ***	0.114 ***	0.090 ***	0.083 ***	0.111 ***
Activités financières	0.208 ***	0.245 ***	0.235 ***	0.198 ***	0.172 ***	0.174 ***	0.221 ***	0.248 ***	0.231 ***	0.184 ***	0.171 ***	0.207 ***
Services aux entreprises	-0.080 ***	-0.066 ***	-0.073 ***	-0.072 ***	-0.100 ***	-0.108 ***	-0.076 ***	-0.031 **	-0.049 ***	-0.077 ***	-0.108 ***	-0.112 ***
Taille												
10 - 50	réf.											
50 - 99	0.022 ***	0.032 ***	0.031 ***	0.021 ***	0.012 *	0.011	0.022 **	0.013	-0.001	0.003	-0.002	0.020
100 - 499	0.032 ***	0.040 ***	0.042 ***	0.034 ***	0.018 **	0.016	0.043 ***	0.081 ***	0.048 ***	0.042 ***	0.028 ***	0.007
>= 500	0.040 ***	0.063 ***	0.046 ***	0.028 ***	0.010	0.015	0.068 ***	0.119 ***	0.093 ***	0.070 ***	0.041 ***	0.013

*** effet significatif à un seuil < 1%, ** effet significatif à un seuil compris entre 1% et 5%, * effet significatif à un seuil compris entre 5% et 10%

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Le tableau 12 s'intéresse à l'impact des caractéristiques des entreprises sur les salaires individuels. Le tableau 13 est analogue au tableau 10 ci-dessus. Il présente les p-valeurs des tests de Wald visant à tester l'homogénéité des coefficients à travers les quantiles.

Tableau 13: Tests de Wald sur l'homogénéité des coefficients à travers les quantiles (p-valeurs) – caractéristiques des salariés

	1995	2006
Secteur d'activité		
Construction	0.00	0.00
Commerce	0.00	0.13
Horeca	0.00	0.02
Transports et communications	0.00	0.03
Activités financières	0.00	0.00
Services aux entreprises	0.05	0.00
Taille		
50 - 99	0.21	0.32
100 - 499	0.03	0.00
>= 500	0.00	0.00

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Un premier jeu de variables concerne le secteur d'activité des entreprises. Les impacts sont estimés en utilisant le secteur de l'industrie comme référence. Toutes choses étant égales par ailleurs, et quel que soit le percentile considéré, les salaires dans l'industrie sont plus élevés que dans la plupart des autres secteurs. Les deux exceptions sont le secteur des transports et communications, ainsi que le secteur des banques et assurances. Par ailleurs, entre 1995 et 2006, les salaires dans ces deux secteurs se sont écartés davantage de ceux payés dans l'industrie, tandis que les salaires des autres secteurs se sont rapprochés de ceux de l'industrie. Pour l'année 1995, l'hypothèse de l'homogénéité des coefficients peut être rejetée pour tous les secteurs. En 2006, cette hypothèse ne peut être rejetée à un niveau de confiance raisonnable pour le secteur du commerce.

Un deuxième jeu de variables concerne la taille des entreprises. Les plus petites entreprises, c'est-à-dire celles occupant entre 10 et 49 salariés, servent de référence pour cette variable. Il ressort du tableau 12 que les salaires augmentent légèrement avec la taille des entreprises, toutes les autres choses étant égales par ailleurs. De 1995 à 2006, cette prime de taille a augmenté tout particulièrement pour les salariés des très grandes entreprises, c'est-à-dire celles qui occupent 500 salariés ou plus. Un autre fait qui émerge du tableau 7 est que les hauts salaires, c'est-à-dire les 75^e et 90^e percentiles, sont moins sensibles à la taille des entreprises que les salaires plus faibles. Pour les petites entreprises (50-99 salariés), les impacts ne semblent pas varier à travers les quantiles analysés.

Jusqu'ici nous avons analysé l'influence des caractéristiques des travailleurs et des entreprises sur différents quantiles de la distribution des salaires. Maintenant nous allons nous intéresser à l'influence de ces variables sur la dispersion des salaires. Plutôt que de regarder l'impact d'une variable donnée sur un quantile, on va analyser l'impact de cette variable sur l'écart entre deux quantiles. Nous allons analyser les écarts inter-quantiles suivants : p90-p10, p90-p50, p50-p10 et p75-p25. Ces écarts permettent de rendre compte de la dispersion des salaires à plusieurs endroits de la distribution.

Les tableaux 14 et 15 proposent les résultats des régressions inter-quantiles. Comme ci-dessus, le premier tableau s'intéresse aux caractéristiques des salariés et le deuxième aux caractéristiques des entreprises. Les coefficients des régressions inter-quantiles sont faciles à obtenir. En effet, il s'agit simplement de la différence entre les coefficients de deux régressions quantiles.

D'après le tableau 14, les salaires des femmes sont moins dispersés que ceux des hommes. Néanmoins, en 1995 la différence n'est pas significative d'un point de vue statistique. En regardant de plus près les résultats, on constate que la différence hommes-femmes est nettement plus importante pour les hauts salaires que pour les bas salaires.

En ce qui concerne la nationalité, les résultats sont moins clairs, dans le sens que ces résultats ne sont pas statistiquement significatifs.

Que ce soit en 1995 ou en 2006, les salaires des travailleurs frontaliers sont moins dispersés que ceux des travailleurs résidents. L'écart entre les résidents et frontaliers a augmenté entre 1995 et 2006. Donc, en reprenant les résultats du tableau 9, il y a donc lieu de constater une double évolution entre 1995 et 2006. D'un côté l'écart entre les salaires des travailleurs résidents et ceux des travailleurs frontaliers a augmenté. D'un autre côté, entre 1995 et 2006, la distribution des salaires des travailleurs résidents est devenue relativement plus dispersée que celle des travailleurs frontaliers.

En 1995, les impacts du niveau d'éducation sur la dispersion des salaires sont légèrement positifs. Néanmoins, dans la plupart des cas, ces écarts ne sont pas statistiquement significatifs. En 2006, les résultats sont plus clairs. La dispersion des salaires augmente de manière monotone avec le niveau d'éducation, c'est-à-dire, plus le niveau d'éducation est élevé, plus les salaires sont dispersés. En outre, l'analyse des différents écarts suggère que ce sont les salaires élevés (l'écart p90-p50) qui sont responsables de la dispersion accrue plutôt que les bas salaires (écart p50-p10). Les résultats concernant l'éducation sont en ligne avec un fait stylisé mis en évidence par Martins et Pereira (2004). En effet, en analysant la situation de 16 pays européens, ils ont établi que plus le salaire n'est élevé, plus les rendements de l'éducation ne sont importants. L'éducation amplifie donc les inégalités salariales plutôt que de les réduire. On est donc en présence de ce que l'on peut qualifier d'un « effet Matthieu », expression qui fait allusion à l'évangile selon Matthieu : *À celui qui a, il sera beaucoup donné et il vivra dans l'abondance, mais à celui qui n'a rien, il sera tout pris, même ce qu'il possédait.*

Les impacts de l'âge sur la dispersion des salaires sont globalement positifs avec l'exception des écarts p90-p10 et p90-p50 en 2006. Néanmoins, ces résultats ne sont pas significativement différents de zéro.

En 1995, l'ancienneté a eu un impact négatif sur les différents écarts inter-quantiles. Ceci signifie que les salaires des travailleurs plus anciens sont moins dispersés que ceux des travailleurs qui ont une moindre ancienneté de service au sein d'une même entreprise. Il peut y avoir plusieurs explications à cela. Ci-dessus, nous avons vu que les salariés fidèles à une même entreprise sont récompensés via des augmentations de salaires. Le résultat ci-contre suggère que ces récompenses sont relativement plus importantes pour les bas salaires que pour les hauts salaires. En d'autres termes, les bas salaires progressent plus vite que les hauts salaires, ce qui a comme résultat de rendre la distribution des salaires plus homogène. Alternativement, il peut y avoir un phénomène d'écramage ou de sélection au sein des entreprises. En effet, certains travailleurs quittent une entreprise pour une autre afin d'améliorer leurs perspectives professionnelles et leurs salaires. Si les travailleurs qui quittent sont systématiquement ceux du haut ou ceux du bas de la distribution des salaires, cette dernière tendra à devenir plus homogène et donc moins dispersée au fil du temps, c'est-à-dire avec l'ancienneté des salariés. Malheureusement, les données fournies par les enquêtes sur la structure des salaires ne savent pas fournir de réponse à cette question intéressante.

Concernant les catégories professionnelles des salariés, rappelons que la catégorie « directeurs, cadres supérieurs » sert de référence. D'après le tableau 14, c'est cette même catégorie qui connaît la plus grande dispersion des salaires. En outre, la dispersion des salaires de cette catégorie professionnelle a nettement augmenté entre 1995 et 2006.

Le tableau 15 étudie l'impact des caractéristiques des entreprises sur la dispersion des salaires. Tout comme le tableau 12, le tableau 15 s'intéresse au secteur d'activité et à la taille des entreprises. En ce qui concerne le secteur d'activité, l'industrie sert de référence. Il ressort du tableau 15 que les salaires dans le secteur de l'industrie sont plus dispersés que les salaires dans les autres secteurs d'activité. Il est intéressant de noter que dans le cas des secteurs d'activité, la dispersion globale (l'écart p90-p10) est plutôt alimentée par la dispersion des bas salaires (p50-p10) que celle des hauts salaires (p90-p50).

La taille de l'entreprise a un impact significatif sur la dispersion des salaires. En effet, les salaires versés par les entreprises ayant entre 100 et 499 travailleurs et celle ayant 500 travailleurs ou plus sont moins dispersés que les salaires versés par les entreprises employant moins de 100 travailleurs.

Tableau 14: Impact des caractéristiques des travailleurs sur la dispersion des salaires

	1995				2006			
	p90-p10	p90-p50	p50-p10	p75-p25	p90-p10	p90-p50	p50-p10	p75-p25
Femme	-0.020 *	-0.012	-0.008	-0.012 *	-0.048 ***	-0.042 ***	-0.006	-0.020 **
Luxembourgeois	-0.019	0.000	-0.019 **	-0.005	-0.001	-0.006	0.005	-0.008
Frontalier	-0.053 ***	-0.023 **	-0.029 ***	-0.016 *	-0.061 ***	-0.031 ***	-0.030 ***	-0.035 ***
Education								
Primaire ou inférieur	réf.							
Secondaire inférieur	0.022 ***	0.006	0.016 **	-0.001	0.027 *	0.016	0.011	0.006 **
Secondaire supérieur	0.044 ***	0.011	0.033 ***	0.017 *	0.055 ***	0.024	0.032 **	0.030
Supérieur	0.026	0.015	0.011	0.008	0.078 ***	0.049 **	0.029 *	0.045
Age / 10	0.042	0.034	0.008	0.008	-0.050	-0.065	0.015	-0.005
Age au carré / 100	0.003	0.001	0.003	0.003	0.016 **	0.015 **	0.001	0.006 **
Ancienneté / 10	-0.077 ***	-0.041 ***	-0.036 ***	-0.028 **	0.003	0.009	-0.006	-0.004 ***
Ancienneté ² / 100	0.011 **	0.005	0.006	0.003	-0.014 **	-0.014 ***	0.000	-0.008 ***
Profession								
Directeurs, cadres supérieurs	réf.							
Professions intermédiaires	-0.136 ***	-0.085 ***	-0.051 ***	-0.104 ***	-0.294 ***	-0.207 ***	-0.087 ***	-0.143 ***
Employés administratifs	-0.204 ***	-0.125 ***	-0.079 ***	-0.136 ***	-0.384 ***	-0.251 ***	-0.133 ***	-0.181
Travailleurs manuels	-0.197 ***	-0.102 ***	-0.094 ***	-0.130 ***	-0.430 ***	-0.269 ***	-0.161 ***	-0.221

*** effet significatif à un seuil < 1%, ** effet significatif à un seuil compris entre 1% et 5%, * effet significatif à un seuil compris entre 5% et 10%

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Tableau 15: Impact des caractéristiques des entreprises sur la dispersion des salaires

	1995				2006			
	p90-p10	p90-p50	p50-p10	p75-p25	p90-p10	p90-p50	p50-p10	p75-p25
Secteur d'activité								
Industrie	réf.	réf.	réf.		réf.	réf.	réf.	réf.
Construction	-0.122 ***	-0.062 ***	-0.060 ***	-0.096 ***	-0.142 ***	-0.061 ***	-0.081 ***	-0.079 ***
Commerce	-0.073 ***	-0.033 ***	-0.040 ***	-0.057 ***	-0.039 **	-0.011	-0.028 **	-0.027 **
Horeca	-0.068 ***	-0.015	-0.053 ***	-0.030 *	-0.080 **	-0.012	-0.068 ***	-0.047 **
Transports et communications	-0.058 ***	-0.054 ***	-0.004	-0.054 ***	0.003	0.021	-0.019	-0.031 **
Activités financières	-0.071 ***	-0.024 *	-0.047 ***	-0.062 ***	-0.042 **	0.022	-0.064 ***	-0.060 ***
Services aux entreprises	-0.042 **	-0.036 **	-0.006	-0.027 **	-0.081 ***	-0.036 ****	-0.045 ***	-0.059 ***
Taille								
10 - 50	réf.	réf.	réf.		réf.	réf.	réf.	réf.
50 - 99	-0.022	-0.010	-0.011	-0.020 **	0.007	0.017	-0.011	-0.001
100 - 499	-0.024 **	-0.018	-0.006	-0.024 ***	-0.074 ***	-0.035 ***	-0.039 ***	-0.021 **
>= 500	-0.048 ***	-0.013	-0.035 ***	-0.036 ***	-0.106 ***	-0.057 ***	-0.049 ***	-0.051 ***

*** effet significatif à un seuil < 1%, ** effet significatif à un seuil compris entre 1% et 5%, * effet significatif à un seuil compris entre 5% et 10%

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

4. Evolution de la distribution des salaires

La section 3 s'est intéressée aux déterminants de la distribution des salaires en 1995 et en 2006. Les régressions quantiles ont permis d'analyser l'impact des caractéristiques des travailleurs et des caractéristiques des entreprises sur la distribution des salaires. Or cette analyse a considéré de manière quelque peu isolée les distributions de 1995 et de 2006. La présente section adopte une perspective différente. Elle va essayer d'identifier les sources de la croissance des salaires entre 1995 et 2006, via un exercice de décomposition.

Le tableau 4 de la section 2 a mis en évidence une croissance assez importante des salaires réels entre 1995 et 2006. Or, cette section a également fait état d'un changement de composition de l'échantillon entre 1995 et 2006. Une partie de la croissance des salaires peut donc s'expliquer par le fait que les travailleurs en 1995 ne sont pas les mêmes qu'en 2006. En d'autres termes, une partie de la hausse des salaires peut s'expliquer par l'évolution des caractéristiques des salariés. D'un autre côté, une partie de la hausse des salaires peut s'expliquer par le fait que les « rendements » de ces caractéristiques se sont modifiés au fil du temps. Donc, à profil donné, les travailleurs arrivent à mieux

valoriser leurs caractéristiques comme par exemple l'éducation ou l'ancienneté.

Il est possible d'identifier l'importance de la contribution de ces deux composantes. Dans les modèles linéaires, estimés par la méthode des moindres carrés, il y a des techniques assez populaires, mises au point par Oaxaca (1973) et Blinder (1973), qui permettent d'atteindre cet objectif. Historiquement, ces méthodes ont été mises au point dans le cadre de l'analyse de la discrimination salariale entre hommes et femmes, et travailleurs nationaux et étrangers. Ces méthodes permettent d'isoler la discrimination « pure », c'est-à-dire la partie de l'écart salarial entre hommes et femmes qui n'est pas attribuable aux caractéristiques observées des deux groupes. Même si la technique a été développée dans le cadre de la discrimination salariale, rien ne nous empêche de la mobiliser afin d'étudier la croissance des salaires au fil du temps. Dans ce cas, les deux groupes ne sont plus des hommes et des femmes, mais plutôt les travailleurs en 1995 et les travailleurs en 2006.

La décomposition d'Oaxaca-Blinder consiste à estimer une équation de salaire pour chaque groupe en question. Dans notre cas, nous allons estimer une équation pour les travailleurs en 1995 :

$$E(y_{1995} | x_{1995}) = \beta_{1995} * x_{1995}$$

où y_{1995} représente le logarithme des salaires en 1995, x_{1995} représente le vecteur des caractéristiques observées et β_{1995} représente le vecteur des paramètres estimés. De manière analogue, nous allons estimer une équation de salaires pour les travailleurs en 2006 :

$$E(Y_{2006} | X_{2006}) = \beta_{2006} * X_{2006}$$

Grâce à ces deux équations nous pouvons calculer l'accroissement du salaire moyen :

$$E(y_{2006} | x_{2006}) - E(y_{1995} | x_{1995}) = \beta_{2006} * x_{2006} - \beta_{1995} * x_{1995}$$

Cette différence peut être réécrite de la manière suivante:

$$\begin{aligned} & E(y_{2006} | x_{2006}) - E(y_{1995} | x_{1995}) \\ &= \beta_{2006} * x_{2006} - \beta_{1995} * x_{1995} + \beta_{2006} * x_{1995} - \beta_{2006} * x_{1995} \\ &= (x_{2006} - x_{1995}) * \beta_{2006} + (\beta_{2006} - \beta_{1995}) * x_{1995} \end{aligned}$$

La dernière ligne est la formulation mathématique de la décomposition d'Oaxaca-Blinder. Le premier terme de cette expression représente la partie de l'accroissement des salaires expliquée par la variation des caractéristiques observées. Le deuxième terme de cette expression représente la part expliquée par la variation des rendements. Dans la littérature sur la discrimination salariale ces deux termes sont souvent appelés la composante expliquée et la composante non-expliquée (voir p.ex. Cahuc et Zylberberg, 2004).

Or, comme nous venons de voir, cette technique permet uniquement de décomposer la moyenne, respectivement le changement moyen des salaires. Il y a des techniques alternatives qui permettent de décomposer des changements intervenus au niveau de toute la distribution des salaires.

Une technique très répandue consiste en la décomposition des indicateurs d'inégalité comme le coefficient de Gini ou les indices d'entropie généralisée (Jenkins, 1995). Or, les résultats de ces

décompositions sont tributaires de l'indicateur retenu. En outre, la décomposition de ces indicateurs ne permet pas de voir ce qui se passe à des endroits précis de la distribution des salaires.

Juhn et al. (1993) proposent une extension de la décomposition d'Oaxaca-Blinder. Le point de départ de cette méthode est de nouveau un modèle estimé par la méthode des moindres carrés. Contrairement, à la méthode Oaxaca-Blinder, Juhn et al. (1993) tiennent compte la distribution des résidus dans la décomposition. Ceci permet de considérer d'autres indicateurs que la simple moyenne. Néanmoins, cette méthode nécessite de faire des hypothèses assez restrictives sur la distribution des résidus.

DiNardo, et al. (1996) ont choisi une approche quelque peu différente. Ils proposent de pondérer les distributions de façon à garder constantes les caractéristiques des travailleurs. Cette méthode est particulièrement flexible dans le sens qu'elle n'émet pas d'hypothèses sur le lien entre la distribution des salaires et les caractéristiques de travailleurs. Néanmoins, en présence de trop de variables explicatives et /ou en présence de variables explicatives continues, cette méthode commence à souffrir du « fléau de la dimension » (curse of dimensionality). Le fléau de la dimension est un problème rencontré fréquemment dans le cadre des techniques statistiques non paramétriques. Plutôt que de postuler ex-ante une relation entre les variables endogènes et exogènes, ces méthodes visent à chercher ces relations directement dans les données. Plus il y a des données, plus il est compliqué d'identifier de telles relations directement. Afin d'éviter ce problème, il faut de nouveau émettre des hypothèses sur les caractéristiques des travailleurs et leur lien avec la distribution des salaires.

Cette approche de pondération proposée par DiNardo et al. (1996) n'est pas sans rappeler la méthode la « distribution relative » mise au point par Handcock et Morris (1998). Cette méthode consiste à comparer la position que les travailleurs d'un groupe (ou d'une année) auraient eu dans la distribution de l'autre groupe (ou de l'autre année). Dans ce cadre, il est également possible tenir compte des caractéristiques des travailleurs. Néanmoins, tout comme la méthode de DiNardo et al (1996), la méthode de la distribution relative est susceptible de souffrir du fléau de la dimension.

Des travaux récents par Melly (2005, 2006), et Machado et Mata (2005) démontrent qu'il est possible de décomposer les changements d'une distribution à l'aide de régressions quantiles. C'est l'approche que nous avons choisie ici. En effet, cette approche nous permet de rester dans le cadre d'analyse proposé ci-dessus, c'est-à-dire, les régressions quantiles. La décomposition que nous allons effectuer est la suivante:

$$\begin{aligned} & Q^\theta(y_{2006}|x_{2006}) - Q^\theta(y_{1995}|x_{1995}) \\ &= \beta_{2006}^\theta * x_{2006} - \beta_{1995}^\theta * x_{1995} + x_{1995} * \beta_{2006}^\theta - x_{1995} * \beta_{1995}^\theta \\ &= (x_{2006} - x_{1995}) * \beta_{2006}^\theta + (\beta_{2006}^\theta - \beta_{1995}^\theta) * x_{1995} \end{aligned}$$

Où $Q^\theta(\cdot)$ est le quantile θ de la distribution du logarithme du salaire, β_θ est le coefficient correspondant à quantile et x est le vecteur des caractéristiques observées. Comme ci-dessus, le premier terme de cette expression représente la partie de l'accroissement des salaires expliquée par la variation des caractéristiques observées et le deuxième terme de cette expression représente la part expliquée par la variation des rendements des caractéristiques.

Le tableau 16 présente les résultats des décompositions à la moyenne et aux différents quantiles. La première colonne présente la différence brute des salaires entre les deux années. La deuxième colonne indique la proportion de cette différence expliquée par les caractéristiques et la troisième colonne la proportion expliquée par les rendements des caractéristiques.

Tableau 16: Décompositions du taux de croissance des salaires réels

	Taux de croissance du salaire réel entre 1995 et 2006 (%)	Contribution des caractéristiques (%)	Contribution des rendements (%)
Moyenne	26	77	23
p10	13	98	2
p25	11	93	7
p50	16	78	22
p75	25	69	31
p90	31	57	43

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Le changement des caractéristiques des travailleurs explique le quasi totalité des bas salaires (10^e percentile). Plus on monte dans la distribution, moins la contribution des caractéristiques observées a de l'importance. Ces résultats suggèrent que les travailleurs touchant des hauts salaires ont réussi à améliorer leur situation. En effet, parmi les travailleurs du 75^e et 90^e percentile 31% voire 43% de la hausse des salaires est attribuée à la contribution des rendements. En d'autres mots, si les caractéristiques des travailleurs du 75^e percentile n'avaient pas changé entre 1995 et 2006, leurs salaires réels auraient quand même augmenté d'environ 17%, ce qui correspond en moyenne à un taux de croissance annuel d'environ 1.4%. Pour les travailleurs du 90^e percentile, cette augmentation aurait été de 18% entre 1995 et 2006. Cette hausse s'explique avant tout par la hausse des rendements de l'éducation sur la période 1995-2006, mise en évidence au sein de la section 4.

5. Conclusion

Cet article a proposé une analyse de la distribution des salaires au Luxembourg. Dans un premier temps nous avons procédé à une description des enquêtes sur la structure des salaires de 1995 et 2006. De cette partie nous retenons que le profil des travailleurs a fortement changé. La fraction des travailleurs frontaliers a augmenté, le niveau de formation des travailleurs s'est nettement amélioré et la catégorie des travailleurs « manuels » a perdu d'importance. Les salaires nominaux et réels ont fortement progressé entre 1995 et 2006.

Ensuite, nous avons analysé les distribution des salaires en 1995 et 2006 à l'aide de régressions quantiles et inter-quantiles. Ces régressions ont mis en évidence que les rendements de l'éducation en particulier ceux de l'éducation supérieure, se sont nettement améliorés entre 1995 et 2006. Les travailleurs à « hauts salaires » en ont profité proportionnellement plus que les autres. En même temps, les rendements de l'expérience et de l'ancienneté ont diminué partout. Nous avons aussi établi que le niveau d'éducation des travailleurs a creusé davantage les inégalités salariales.

Finalement nous avons analysé les forces derrière le changement de la distribution à l'aide de techniques de décomposition. Cet exercice a mis en évidence que la croissance des bas salaires a été quasi exclusivement tirée par l'amélioration des caractéristiques des travailleurs. Plus on monte dans la distribution, plus la croissance des salaires peut être attribué a un changement des rendements de ces caractéristiques. De manière générale, il apparaît de cette étude que la croissance des salaires a fortement favorisé les hauts salaires.

Annexe : Impact du plan d'échantillonnage

Le but cette annexe est d'analyser ce qui se passe si les estimations tiennent compte du plan d'échantillonnage. Dans le texte nous avons expliqué pourquoi cette prise en compte n'est possible que pour le modèle MCO relatif à l'année 2006.

Le tableau 17 ci-dessous présente les résultats des estimations. La première moitié du tableau renseigne les résultats du modèle MCO « naïf », c'est-à-dire le modèle qui ne tient pas compte du plan d'échantillonnage. La deuxième moitié du tableau renseigne les résultats du modèle MCO qui tient compte du plan d'échantillonnage de l'enquête sur la structure des salaires. Pour chacun des modèles sont rapportés la qualité de l'ajustement (R^2) les coefficients, les écarts-types des coefficients ainsi qu'un intervalle de confiance à 95%.

Le tableau 17 montre que les deux modèles produisent des résultats quasiment identiques. Ceci est vrai pour les coefficients, leur significativité et la qualité de l'ajustement du modèle. Le biais induit par la non prise en compte du plan d'échantillonnage est donc minimal.

Tableau 17: Impact de la prise en compte du plan d'échantillonnage dans le modèle MCO relatif à l'année 2006

	Sans prise en compte de l'échantillonnage				Avec prise en compte de l'échantillonnage			
	Coefficient	Ecart-type	R ² = 0.66 Intervalle de confiance à 95%		Coefficient	Ecart-type	R ² = 0.66 Intervalle de confiance à 95%	
Femme	-0.15	0.01	-0.16	-0.14	-0.15	0.01	-0.16	-0.14
Luxembourgeois	0.06	0.01	0.05	0.08	0.06	0.01	0.04	0.08
Frontalier	-0.07	0.01	-0.09	-0.06	-0.07	0.01	-0.09	-0.06
Niveau d'éducation: Secondaire inférieur	0.07	0.01	0.06	0.09	0.06	0.01	0.05	0.08
Niveau d'éducation: Secondaire supérieur	0.18	0.01	0.16	0.20	0.17	0.01	0.15	0.19
Niveau d'éducation: Supérieur	0.29	0.01	0.27	0.32	0.29	0.02	0.26	0.32
Age / 10	0.41	0.02	0.37	0.45	0.40	0.03	0.35	0.46
Age au carré / 100	-0.04	0.00	-0.04	-0.03	-0.04	0.00	-0.04	-0.03
Ancienneté / 10	0.14	0.01	0.12	0.16	0.14	0.01	0.12	0.17
Ancienneté au carré / 100	-0.02	0.00	-0.02	-0.01	-0.02	0.00	-0.03	-0.01
Professions intermédiaires	-0.28	0.01	-0.30	-0.26	-0.28	0.01	-0.30	-0.25
Employés administratifs	-0.46	0.01	-0.48	-0.44	-0.46	0.01	-0.48	-0.43
Travailleurs manuels	-0.57	0.01	-0.59	-0.55	-0.57	0.01	-0.60	-0.54
Construction	-0.10	0.01	-0.11	-0.08	-0.09	0.01	-0.12	-0.07
Commerce	-0.13	0.01	-0.15	-0.11	-0.13	0.02	-0.16	-0.10
Horeca	-0.22	0.02	-0.25	-0.19	-0.22	0.02	-0.25	-0.18
Transports et communications	0.10	0.01	0.08	0.12	0.11	0.02	0.07	0.14
Activités financières	0.22	0.01	0.20	0.24	0.21	0.02	0.18	0.24
Services aux entreprises	-0.08	0.01	-0.09	-0.06	-0.07	0.02	-0.10	-0.04
50 - 99 salariés	0.02	0.01	0.01	0.04	0.02	0.01	-0.01	0.04
100 - 499 salariés	0.04	0.01	0.03	0.06	0.04	0.01	0.02	0.06
>= 500 salariés	0.07	0.01	0.05	0.08	0.07	0.01	0.04	0.10
Constante	7.31	0.04	7.22	7.40	7.33	0.06	7.21	7.45

Catégories de référence: niveau d'éducation - primaire; profession - directeurs, cadres supérieur, prof. scientifiques et intellectuelles; secteur - industrie; taille - 10 à 50 salariés

Source: STATEC - ESS 1995, ESS 2006

Bibliographie

- Becker, G. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. University of Chicago Press.
- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources* 8: 436– 455.
- Buchinsky, M. (1994). Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression. *Econometrica*, 62(2):405-458.
- Cahuc, P. et Zylberberg, A. (2004). *Labor Economics*. MIT Press.
- DiNardo, J. and Tobias, J. L. (2001). Nonparametric Density and Regression Estimation. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4):11-28.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., and Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5):1001-1044.
- Efron, B. et Tibshirani, R. J. (1994). *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall/CRC.
- Fitzenberger, B., Hujer, R., Macurdy, T. E., et Schnabel, R. (2001). Testing for Uniform Wage trends in West-Germany: A Cohort Analysis Using Quantile Regressions for Censored Data. *Empirical Economics*, 26(1):41-86.
- Gosling, A., Machin, S., et Meghir, C. (2000). The Changing Distribution of Male Wages in the U.K. *Review of Economic Studies*, 67(4):635-66.
- Gould, W. (1998). Interquartile and Simultaneous Quantile Regression. *Stata Technical Bulletin*, 7(38).
- Handcock, M. S. (1998). Relative Distribution Methods. *Sociological Methodology*, 28(1) : 53-97.
- Heckman, J. J., Lochner, L., et Todd, P. E. (2008). Earnings Functions and Rates of Return. *IZA Discussion Papers*, No. 3310.
- Jenkins, S. P. (1995). Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971- 86. *Economica*, 62(245):29-63.
- Juhn, C., Murphy, K. M., et Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *The Journal of Political Economy*, 101(3):410-442.
- Katz, L. et Autor, D. (1999). Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality. In Ashenfelter, O. and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3(1), Elsevier.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge University Press.
- Koenker, R. et Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1):33-50.

- Koenker, R. and Bassett, G. (1982). Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles. *Econometrica*, 50:43-61.
- Koenker, R. et Hallock, K. F. (2001). Quantile Regression. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4):143-156.
- Lemieux, T. (2006). The Mincer Equation Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings. In Grossbard-Shechtman S. (ed.), *Jacob Mincer. A Pioneer of Modern Labor Economics*, Springer.
- Lemieux, T. (2007). The Changing Nature of Wage Inequality. *NBER Working Paper*, No. 13523.
- Lohr, S. (1999). *Sampling: Design and Analysis*. Brooks/Cole.
- Machado, J. et Mata, J. (2001). Earning Functions in Portugal 1982–1994: Evidence from Quantile Regressions. *Empirical Economics*, 26(1):115-134.
- Machado, J. et Mata, J. (2005). Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4):445-465.
- Martins, P. et Pereira, P. (2004). Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regression Evidence from 16 Countries. *Labour Economics*, 11(3):355-371.
- Melly, B. (2005). Decomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression. *Labour Economics*, 12(4):577-590.
- Melly, B. (2006). Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression. Working Paper. University of St. Gallen. <http://www.alexandria.unisg.ch/Publications/22644>.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Columbia University Press, New York.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14: 693– 709.
- Polachek, S. et Siebert, S. (1993). *The Economics of Earnings*. Cambridge University Press.
- Rogers, W. (1994). Calculation of Quantile Regression Standard Errors. *Stata Technical Bulletin*, 3(13).
- STATEC (1997). *Structure des salaires et statistiques des gains*. Bulletin 7-1997.
- STATEC (2004). *La structure des salaires au Luxembourg*. Bulletin 5-2004.
- STATEC (2008). *Rapport travail et cohésion sociale 2008*. Cahier économique 107.
- STATEC (2009). *La structure des salaires au Luxembourg*. Bulletin 1-2009.
- Wooldridge, J. (2001). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- Zanardelli, M. (2004). Les niveaux de formation de la main d'œuvre active et potentielle au Grand-duché de Luxembourg. *Population et Emploi* No. 3-2004, CEPS, Differdange.

Service central de la statistique
et des études économiques

13, rue Erasme
B.P. 304
L-2013 Luxembourg

Téléphone 247 84219
Fax 46 42 89
E-mail: info@statec.etat.lu
Internet: www.statec.lu

Juillet 2009
ISBN 978-2-87988-0091-4

La reproduction est autorisée
à condition de mentionner la source.