
PANEL SOCIO-ECONOMIQUE "LIEWEN ZU LËTZEBUERG"

LES ÉCARTS DE TAUX DE SALAIRE ENTRE
SALARIÉS TRANSFRONTALIERS ET
SALARIÉS RÉSIDANT AU LUXEMBOURG

par

Jacques BROSIUS

Présentation du programme PSELL 2

Avec le programme PSELL 2 développé par la Division "Population et Ménages" du CEPS/INSTEAD, le Grand-Duché de Luxembourg dispose d'un instrument exceptionnel permettant de connaître les conditions d'existence des personnes et des ménages qui y vivent depuis 1985 : le panel socio-économique "Liewen zu Lëtzebuerg" (PSELL).

Dans le cadre de ce programme, de nombreuses informations sont récoltées chaque année sur les principaux aspects de la vie de la population du pays :

- conditions de logement, équipement et composition des ménages
- principales dépenses
- précarité
- endettement
- position scolaire des enfants
- position socioprofessionnelle des adultes
- revenus,...

En 1994, cette étude a fêté son dixième anniversaire. Sur le plan scientifique, cet événement représentait certainement un succès parce qu'il est très rare qu'un même programme de recherche puisse être développé sur une période aussi longue. Une large part de ce succès revient toutefois aux milliers de personnes qui, au fil des années, ont accepté de recevoir chez elles nos enquêteurs et de participer à ce vaste programme ; par leur contribution, elles ont permis de réunir un capital de connaissances inestimable, couvrant dix ans de la population de notre pays.

Les données récoltées ont déjà fait l'objet de nombreuses études publiées pour la plupart au CEPS/INSTEAD dans les séries suivantes :

- Documents PSELL (voir liste en annexe)
- Documents de recherche
- PSELL INFO
- ECOCEPS
- Population & Emploi

A partir de 1994, l'échantillon de l'étude a été rénové. Il compte désormais 8232 personnes réparties dans 2978 ménages (avant pondération). Cet échantillon évolue comme la population du pays. Il prend en compte les naissances, l'immigration, les mariages, les décès et l'émigration.

Pour plus d'informations :

Isabelle BOUVY

Tél. : (00352) 58 58 55-513

Fax : (00352) 58 55 60

e-mail : isabelle.bouvy@ceps.lu

Document produit par le

CEPS/INSTEAD

Centre d'études de populations, de pauvreté et de politiques socio-économiques

B.P. 48

L-4501 DIFFERDANGE

Président : Gaston SCHABER

SOMMAIRE

INTRODUCTION	5
CHAPITRE I	ANALYSE DESCRIPTIVE DES TAUX DE SALAIRE DES FRONTALIERS ET DES RESIDENTS 9
CHAPITRE II	EXISTE-IL UN ECART DE TAUX DE SALAIRE ENTRE SALARIES TRANSFRONTALIERS ET SALARIES RESIDANT AU LUXEMBOURG ? 15
1.	Deux bases de données qui fournissent des renseignements sur les taux de salaire des salariés transfrontaliers et des salariés résidant au Luxembourg 17
2.	Le taux de salaire, le lieu de résidence et les caractéristiques du salarié et de son emploi 19
	2.1. La variable dépendante : le taux de salaire 19
	2.2. La variable explicative d'intérêt : le lieu de résidence 22
	2.3. Les variables explicatives de contrôle : les caractéristiques du salarié et de son emploi 23
3.	Estimation économétrique de l'écart de taux de salaire entre salariés transfrontaliers et salariés résidant au Luxembourg 26
	3.1. La spécification retenue pour notre modèle 27
	3.2. Résultats pour 1995 (sur données du STATEC) 28
	3.3. Résultats pour 2001 (sur données de l'IGSS) 36
	3.4. La différence entre les résultats de deux estimations, l'une fondée sur l'échantillon de l'enquête STATEC-1995, l'autre sur la population des salariés inscrits à l'IGSS en 2001 43
	3.5. Seuls les frontaliers venant de France ont des taux de salaire inférieurs à ceux des résidents du Luxembourg 44
CONCLUSION	47

INTRODUCTION

Le débat politique actuel sur la situation économique du Luxembourg souligne à quel point il est important de bien connaître le fonctionnement du marché du travail au Grand-Duché. En effet, c'est l'analyse de ce marché qui fournit des renseignements sur l'offre et la demande de la main-d'œuvre, c'est-à-dire sur un des inputs les plus importants dans de nombreux processus de production. Au Luxembourg, l'analyse de ce marché se distingue de celle dans d'autres pays du fait qu'elle doit tenir compte de la forte présence de travailleurs transfrontaliers, à côté des travailleurs résidents. Les études sur ce marché doivent tenir compte de la coexistence de ces différents types d'actifs.

Cette approche a évidemment déjà été appliquée par les chercheurs au Luxembourg. Ainsi, au niveau macroéconomique, les études du STATEC et du CREA ont tenu compte de la spécificité du pays en modélisant l'impact de la main-d'œuvre transfrontalière sur l'économie luxembourgeoise¹. Au niveau micro-économique, quelques études intéressantes ont été menées par l'équipe STADE au Centre Universitaire². Le travail transfrontalier a également fait l'objet d'études au CEPS/INSTEAD³.

Jusqu'à présent, les études sur l'emploi réalisées par le CEPS/INSTEAD ont surtout porté sur la main-d'œuvre résidente (autochtone et étrangère). Ceci tient du fait que la principale base de données mise en place au CEPS/INSTEAD, le Panel Socio-économique Liewen zu Letzebuerg (PSELL), ne fournit pas de renseignements sur les frontaliers. Etant donné cette contrainte, deux décisions ont été prises :

- La recherche au Luxembourg doit se faire par la collaboration de différents centres de recherche qui, ensemble, exploitent les différentes sources d'informations afin de mieux comprendre le fonctionnement du Luxembourg. La présente étude répond à ce critère puisqu'elle est le résultat d'une collaboration entre le CEPS/INSTEAD, le STATEC et l'IGSS ;
- De nouveaux outils doivent être développés afin de mieux comprendre la spécificité du marché du travail transfrontalier. Récemment, deux enquêtes portant sur les travailleurs frontaliers ont ouvert cette voie. L'une portait plus spécifiquement sur les dépenses des frontaliers au Luxembourg (enquête réalisée, en collaboration, par le STATEC et le CEPS/INSTEAD) et l'autre, réalisée par le CEPS/INSTEAD, portait, en partie, sur la

¹ Citons, à titre d'exemple, les études suivantes : **STATEC (2003)**, « Aspects socio-démographiques de la croissance économique au Luxembourg », par Langers, J., Bulletin du Statec, n°1-03 ; **STATEC (2001)**, « Les dynamiques de l'emploi dans la Grande Région Saar-Lor-Lux », par Belkacem, R., Borsenberger, M., Piroth, I. et Soutif, V., Bulletin du Statec, n°4-2001, pp. 155-186 ; **Allegrezza, S. et Guarda-Rauchs, A. (1997)**, « Les travailleurs frontaliers et résidents sont-ils interchangeables ou complémentaires ? », Note de conjoncture du STATEC, n°4 ; **Langers, J. (1997)**, « Emploi salarié : nationaux, résidents étrangers et frontaliers par secteur d'activité », Population et Emploi, Bulletin d'informations démographiques et sociales (série bleue), n°1/1997, pp. 3-4 ; **STATEC (1993)**, « Frontaliers lorrains occupés au Grand-Duché de Luxembourg », par Cocher, C. et Clement, L., Bulletin du STATEC, n°5 ; **Pieretti, P. (2002)**, « Emploi frontalier et croissance dans la région d'accueil », Revue Région et Développement, n°15, p. 105-118 ; **Guarda, P. (2000)**, « Luxembourg's cross border workers : estimating a system for factor demands », Working paper 2000/04, CRP-GL, CREA.

² Nous pensons surtout aux études suivantes : **Casteels, Y. et Piroth, I. (2004)** ; « Où travaillent les frontaliers ? », dans Economie et Statistiques n°1, STATEC ; **Piroth, I. et Fehlen, F. (2000)**, « Emploi et chômage (1994-1999) », Bulletin du STATEC, n°3-00, pp. 111-164 ; **Fehlen, F. et Jacquemart, E. (1995)**, « La main-d'œuvre frontalière au Luxembourg. Exploitation des fichiers de la sécurité sociale », Cahiers économiques du STATEC, n°84.

³ **Berger, F. (2005)**, « Développement de l'emploi transfrontalier au Luxembourg et portrait sociodémographique des frontaliers », Population & Emploi n°8-2005 ; **Zanardelli, M. (2004)**, « Les niveaux de formation de la main-d'œuvre active et potentielle au Grand-Duché de Luxembourg », Population & Emploi, n°3 ; **Gerber, P. et Ramm, M. (2004)**, « Vers une catégorisation des déplacements domicile-travail des frontaliers luxembourgeois en 2003 », Population & Territoire, n°3 ; **Clément, F. et de Marneffe, J. (2004)**, « Le travail intérimaire au Luxembourg 1999-2003 », EURES, CEPS/INSTEAD ; **Zanardelli, M. et Schuller, G. (2003)**, « Les salariés frontaliers et leurs dépenses au Luxembourg », STATEC et CEPS/INSTEAD, Bulletin du Statec, n°5-2003.

biographie professionnelle des salariés transfrontaliers et leur intégration sur le marché du travail au Luxembourg.

Le thème particulier que nous avons choisi d'analyser dans cette étude est celui des écarts de taux de salaire horaire sur le marché du travail transfrontalier au Luxembourg, écarts entre les salariés transfrontaliers et les salariés résidant au Grand-Duché⁴. Plus précisément, notre question de recherche est la suivante : **sur le marché du travail au Luxembourg, le pays de résidence a-t-il un impact sur le taux de salaire du salarié ?**

Dans une première partie, nous allons présenter les résultats d'une analyse descriptive que nous avons menée sur les taux de salaire au Luxembourg, analyse qui nous encourage à creuser la question des écarts entre frontaliers et résidents. Ensuite, notre objectif est de vérifier, par des méthodes statistiques, si les salariés résidant au Luxembourg et les salariés transfrontaliers ont des salaires significativement différents⁵.

⁴ Cette étude porte exclusivement sur l'analyse des taux de salaire horaire. Pour ne pas alourdir le texte, nous allons néanmoins utiliser le terme simplifié de *taux de salaire*, sans explicitement dire à chaque fois qu'il s'agit du taux horaire.

⁵ Pour une présentation plus détaillée, voir **Brosius, J. (2004)**, « Les écarts de taux de salaire entre salariés résidents et transfrontaliers : mesure, causes et conséquences ; Application au Luxembourg » ; thèse de doctorat ; Université Nancy 2, décembre 2004.

CHAPITRE I

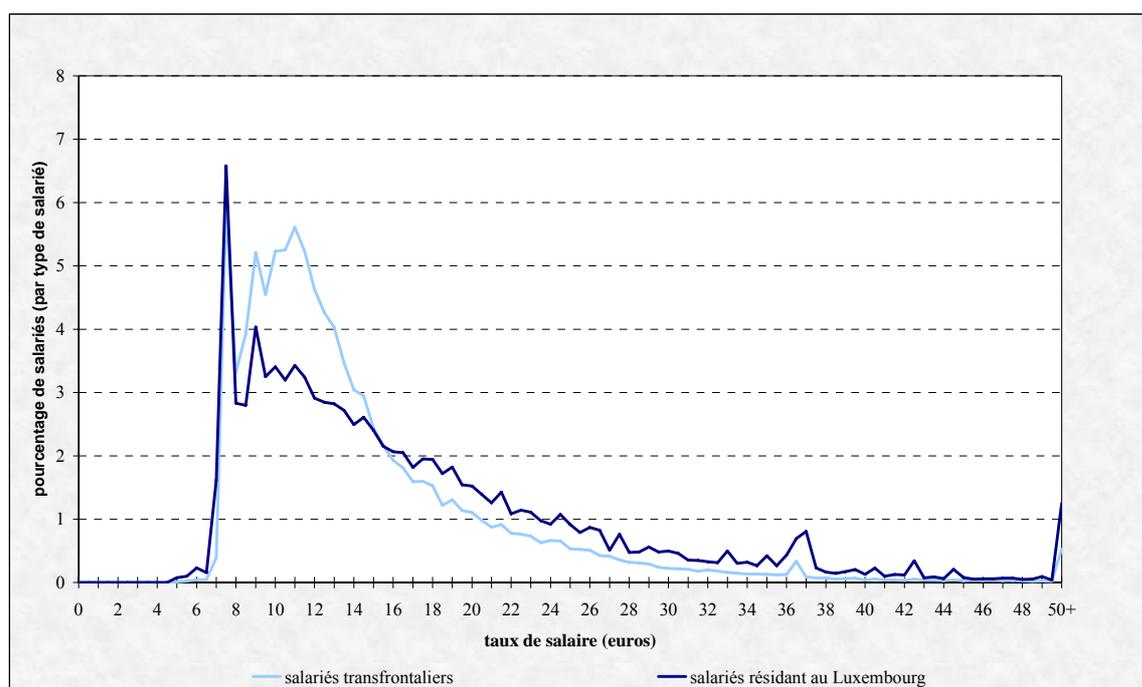
**Analyse descriptive des taux de salaire
des frontaliers et des résidents**

Les résultats de cette analyse descriptive ont été obtenus à partir d'une base de données comprenant tous les salariés occupant un emploi au Luxembourg au 31 mars de l'année 2001⁶.

La distribution des taux de salaire des salariés transfrontaliers se distingue de celle des salariés résidant au Luxembourg⁷ (cf. graphique 1).

G1

Les distributions des taux de salaire horaire des salariés transfrontaliers et des salariés résidant au Luxembourg



Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001.

Les deux distributions se distinguent par le fait que, pour les taux de salaire faibles, le pourcentage de salariés transfrontaliers excède celui des salariés résidant au Luxembourg, alors que l'inverse est observé pour les taux de salaire élevés⁸. En 2001, les salariés résidant au Luxembourg ont un taux de salaire horaire moyen de 15,48 euros ; ce taux de salaire est supérieur de 11,30 % à celui des salariés transfrontaliers, qui ont un taux de salaire horaire

⁶ Les données sont issues du fichier administratif de la Sécurité sociale. Pour des informations plus détaillées sur cette base de données, nous renvoyons à la section 2 de cette étude.

⁷ Il s'agit du taux de salaire brut versé au salarié, c'est-à-dire le taux de salaire amputé des charges sociales incombant à l'employeur.

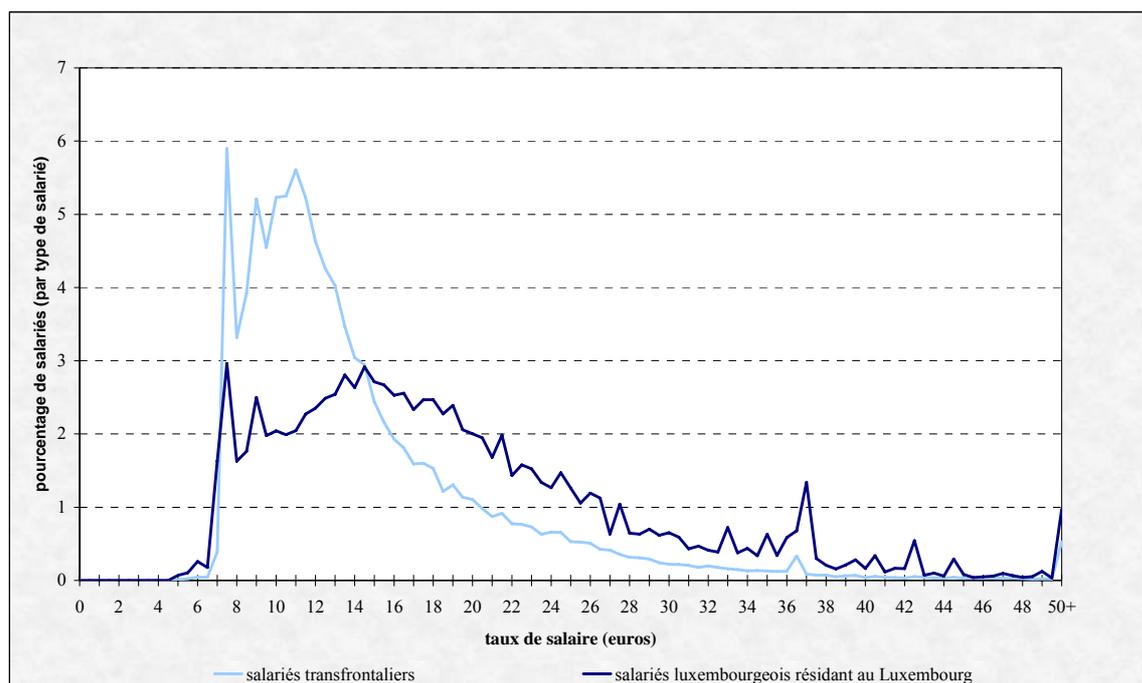
⁸ Le but de cette analyse descriptive étant de donner des indications générales sur les taux de salaire, nous n'allons pas décrire en détail la distribution des taux de salaire. Nous y reviendrons dans la section 2 de cette étude et, à ce moment-là, nous donnerons des explications relatives notamment aux pics à 7 et à 37 euros.

moyen de 13,73 euros. L'écart des valeurs médianes⁹ est de l'ordre de 12 % au profit, lui aussi, des salariés résidant au Luxembourg¹⁰.

Ce premier résultat, selon lequel les taux de salaire des frontaliers seraient relativement plus faibles que ceux des résidents, est confirmé à plus forte raison par la comparaison entre les frontaliers d'une part, et les seuls Luxembourgeois résidant au Luxembourg d'autre part (c'est-à-dire après exclusion des salariés immigrés, cf. graphique 2).

G₂

Les distributions des taux de salaire horaire des salariés transfrontaliers et des salariés luxembourgeois résidant au Luxembourg



Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001.

L'écart de taux de salaire entre les frontaliers et les Luxembourgeois résidant au Luxembourg est encore supérieur à celui déterminé entre les frontaliers et l'ensemble des résidents au Luxembourg. En effet, les Luxembourgeois ont des taux de salaire moyens (médians) qui sont supérieurs de 27 % (36 %) par rapport à ceux des frontaliers.

Cette analyse descriptive constitue donc le point de départ de notre travail. Il se peut évidemment que cet écart de taux de salaire entre frontaliers et résidents s'explique par des déterminants autres que le pays de résidence comme, par exemple, des différences au niveau des aptitudes professionnelles entre les deux types de salariés. Conscients de cette éventualité,

⁹ 50 % des salariés ont un salaire inférieur au salaire médian et 50 % ont un salaire supérieur à cette médiane.

¹⁰ Les tests statistiques de la différence des taux de salaire moyens ne s'imposent pas ici, du fait que nous travaillons sur l'ensemble des salariés du Luxembourg et non pas sur un échantillon de cette population cible.

nous allons procéder, dans ce qui suit, à une analyse qui nous permettra de quantifier avec plus de précision l'effet du pays de résidence sur le taux de salaire.

CHAPITRE II

**Existe-t-il un écart de taux de salaire
entre salariés transfrontaliers et
salariés résidant au Luxembourg ?**

L'objectif de la présente section est de vérifier empiriquement si la distinction entre salariés transfrontaliers et résidents au Luxembourg a un pouvoir explicatif statistiquement significatif pour les différences salariales au Grand-Duché. Un raisonnement « toutes choses égales par ailleurs » permet à la présente étude de compléter l'analyse descriptive de la section 1.

Dans le paragraphe 2.1, nous présentons deux bases de données qui fournissent des informations sur les taux de salaire au Luxembourg. Leur point fort consiste dans la disponibilité à la fois de renseignements généralement utilisés pour expliquer les écarts de taux de salaire, et de renseignements nécessaires à la vérification empirique de notre théorie relative au rôle de la région de résidence. Ces deux bases sont complémentaires.

Le paragraphe 2.2 est consacré à la description des variables que nous utiliserons. Il s'agit d'abord du taux de salaire, notre variable dépendante, ensuite du lieu de résidence, notre variable explicative d'intérêt et, finalement, des variables explicatives de contrôle, qui tiennent compte des explications avancées par d'autres théories relatives aux écarts de taux de salaire.

Dans le paragraphe 2.3, nous passons à l'analyse économétrique proprement dite. Les régressions nous donnent une estimation, *ceteris paribus*, de l'impact du pays de résidence des salariés sur le taux de salaire. Nous présentons les résultats d'estimations pour l'année 1995 et pour l'année 2001, et nous analysons les différences entre ces résultats. Enfin, nous examinons si l'écart de taux de salaire estimé pour l'ensemble des frontaliers comparé à l'ensemble des résidents au Luxembourg se confirme pour les populations des frontaliers de France, de Belgique et d'Allemagne prises séparément.

1. DEUX BASES DE DONNÉES QUI FOURNISSENT DES RENSEIGNEMENTS SUR LES TAUX DE SALAIRE DES SALARIÉS TRANSFRONTALIERS ET DES SALARIÉS RÉSIDANT AU LUXEMBOURG

Le travail transfrontalier étant un phénomène assez récent au Luxembourg, il n'existe que deux bases de données qui nous permettent d'envisager une analyse économétrique de l'écart de taux de salaire entre frontaliers et résidents. Il s'agit, d'une part, d'une enquête réalisée en 1995 par le Service central de la statistique et des études économiques du Luxembourg (STATEC) et, d'autre part, d'un fichier administratif de l'Inspection générale de la Sécurité sociale (IGSS) pour l'année 2001¹¹.

¹¹ Notons que le STATEC a réalisé une nouvelle enquête sur la structure des salaires au Luxembourg en 2002, enquête dont les résultats seront comparables à ceux de la présente étude qui porte sur les données de 1995.

La **base de données du STATEC**, portant sur le mois d'octobre de l'année 1995, est le résultat de l'*Enquête sur la structure des salaires au Luxembourg*. Le champ d'investigation de cette enquête couvre les entreprises occupant au moins 10 salariés dans les secteurs C à K de la nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté Européenne (NACE)¹². L'échantillon final fournit des renseignements sur 967 entreprises et 18 006 salariés (dont 5 593 salariés transfrontaliers), pour une population correspondante de 1 141 entreprises et 21 246 salariés (dont 6 658 salariés transfrontaliers), soit un taux de réponse des entreprises de 82 %. Le fichier du STATEC fournit de nombreuses informations sur les salariés et sur les entreprises dans lesquelles ils travaillent. Il nous permet donc de tenir compte, dans l'analyse, de variables autres que le lieu de résidence (notre variable d'intérêt) pour expliquer les écarts de taux de salaire au Luxembourg. Malgré cet avantage, il faut néanmoins noter que cette base de données ne nous permet pas d'analyser l'écart de taux de salaire entre frontaliers et résidents dans les entreprises de petite taille (moins de dix salariés), entreprises qui représentent environ 18 % de l'emploi intérieur. Par ailleurs, étant donné que les renseignements portent sur l'année 1995, les résultats relatifs à cet écart de taux de salaire risquent de ne plus refléter avec précision la situation actuelle sur le marché du travail luxembourgeois.

La **base de données de l'IGSS**, concernant le mois de mars de l'année 2001, est constituée à partir de fichiers administratifs fournis par les différentes caisses de maladie et de pension du pays. L'affiliation à la sécurité sociale est obligatoire pour l'ensemble des personnes ayant un contrat de travail au Luxembourg (que ces personnes résident au Luxembourg ou non). La base de données nous permet donc de procéder à une analyse statistique des taux de salaire de 238 647 salariés, dont 148 005 salariés résidant au Luxembourg et 90 642 salariés transfrontaliers¹³. Les informations disponibles à l'IGSS étant recueillies pour les besoins de la protection sociale, certaines variables nécessaires à une analyse statistique du marché du travail font par contre défaut. Ainsi, la base de données ne fournit de renseignements ni sur le niveau de formation des salariés, ni sur leur profession exacte, ni sur la structure du ménage dans lequel ils vivent.

Les deux bases de données sont complémentaires : l'une plus ancienne mais plus riche en termes de variables, l'autre plus récente, couvrant une plus grande part de la population, mais plus restreinte en termes de variables.

¹² Il s'agit des secteurs d'activité suivants : l'industrie manufacturière, la construction, le commerce de gros et de détail, les réparations automobiles et domestiques, les hôtels et les restaurants, les transports, l'entreposage et les communications, l'intermédiation financière et l'immobilier, les locations et les activités de service aux entreprises. Les secteurs non couverts par l'étude sont les suivants, avec, entre parenthèses, la proportion de travailleurs dans l'emploi intérieur qu'ils représentaient en 1995 : l'agriculture, la chasse et la sylviculture (0,53 %), les industries extractives (0,17 %), la production et la distribution d'électricité, de gaz et d'eau (0,45 %), l'administration publique (12,94 %), l'éducation (0,40 %), la santé et l'action sociale (5,08 %), les services collectifs sociaux et personnels (2,46 %), les services domestiques (0,66 %), les activités extraterritoriales et indéterminées (2,32 %) ; au total, 25,01 % de l'emploi intérieur restent non couverts.

¹³ Notons que les fonctionnaires internationaux, c'est-à-dire les fonctionnaires travaillant dans les institutions internationales établies au Luxembourg, bénéficient d'un système de sécurité sociale à part et qu'ils ne font donc pas partie de la base de données dont nous disposons. D'après les chiffres du Bulletin luxembourgeois de l'emploi, n°3, 2003 (STATEC, ADEM, CEPS/INSTEAD), le nombre de personnes concernées s'élevait à 7 770 personnes en mars 2001, soit 3 % de l'emploi intérieur.

2. LE TAUX DE SALAIRE, LE LIEU DE RÉSIDENCE ET LES CARACTÉRISTIQUES DU SALARIÉ ET DE SON EMPLOI

Les deux bases de données dont nous disposons fournissent des informations sur le taux de salaire (notre variable dépendante), sur le lieu de résidence (notre variable explicative d'intérêt) et sur les caractéristiques du salarié et de son emploi (nos variables explicatives de contrôle). L'objectif du présent paragraphe est de décrire ces trois types de variables.

2.1. La variable dépendante : le taux de salaire

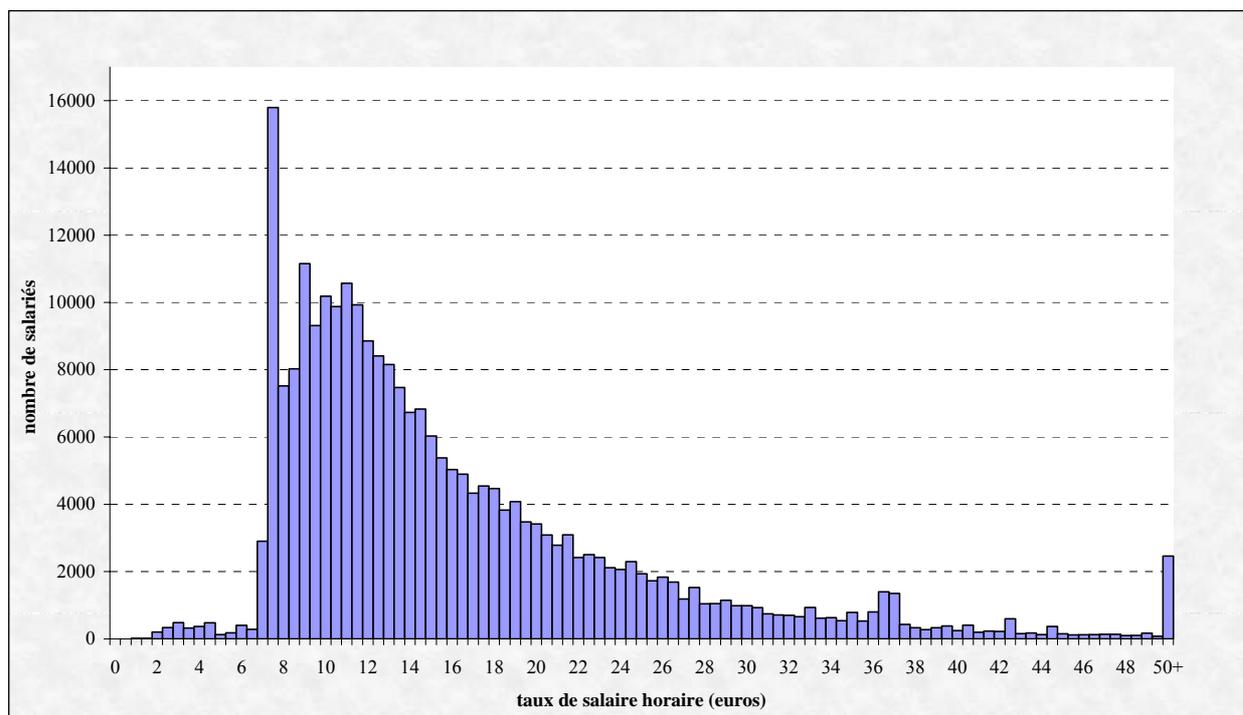
La variable dépendante est le taux de salaire brut versé au salarié, c'est-à-dire le taux de salaire net des charges sociales incombant à l'employeur.

Pour chacune des deux bases de données, nous construisons la variable dépendante par le calcul du taux de salaire horaire en divisant le salaire mensuel par le nombre d'heures de travail pour le mois de référence¹⁴.

La distribution de la variable ainsi obtenue pour le fichier de l'IGSS, et donc pour l'ensemble des salariés ayant un contrat de travail au Luxembourg, est présentée au graphique 3. Pour cette présentation graphique, nous avons choisi de regrouper les taux de salaire dans des classes assez fines, couvrant des intervalles de 50 centimes d'euro.

¹⁴ Dans les deux bases de données, ces informations sont renseignées par l'employeur.

Distribution des taux de salaire brut pour l'ensemble des salariés ayant un contrat de travail au Luxembourg.



Source : Inspection générale de la sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001.

Note : Pour des raisons de présentation, les taux de salaire horaire dépassant 50 euros sont regroupés dans la classe 50+.

La distribution des taux de salaire au Luxembourg ne suit pas une loi normale : elle est plutôt étalée à droite, comme le confirment la valeur et le signe du coefficient d'asymétrie, qui est égal à 57, et doit être comparé à une valeur de 0 pour une distribution gaussienne¹⁵. Le taux de salaire moyen est égal à 16,03 euros et la médiane se situe à 13,27 euros.

Au graphique 3, trois pics attirent notre attention : le pic autour du taux de salaire de 7 euros, le pic aux alentours de 36 euros et celui correspondant à la classe de 50 euros et plus.

Le pic autour du taux de salaire horaire de 7 euros trouve son origine dans le droit du travail du Luxembourg. En effet, le taux de salaire horaire de 7,27 euros correspond au taux de salaire social minimum pour le mois de mars 2001. Ce taux de salaire minimum a été introduit par le gouvernement pour garantir un revenu de subsistance à toute personne âgée de 18 ans accomplis et occupant un emploi au Luxembourg. D'après le graphique 3, près de 16 000 salariés de 18 ans ou plus (soit 6,35 % de l'ensemble des salariés) sont rémunérés au minimum fixé par l'État. Par ailleurs, les personnes de moins de 18 ans occupant un emploi

¹⁵ Notons que ce coefficient d'asymétrie n'est que de 0,36 pour la distribution du logarithme des taux de salaire, ce qui nous fait conclure que les taux de salaire suivent plutôt une loi log-normale.

ont elles aussi droit à un salaire social minimum, qui varie entre 5 et 7 euros selon leur âge et leur qualification¹⁶.

Le *petit pic aux alentours de 36 euros*, qui concerne 2 982 salariés (soit 1,2 % de l'ensemble des salariés) s'explique par une particularité propre au fichier de la Sécurité sociale, à savoir le plafond de déclaration des salaires mensuels. En effet, au-delà d'un montant correspondant, en mars 2001, à 6 200 euros par mois (soit un taux de salaire horaire de 36 euros pour un contrat de travail de 40 heures par semaine), les employeurs ne sont plus tenus de fournir le montant exact du salaire versé, ceci parce qu'au-delà de ce plafond, plus aucune cotisation supplémentaire de sécurité sociale n'est due. Certains employeurs déclarent donc le salaire-plafond plutôt que le salaire réellement touché par le salarié¹⁷.

Le *pic pour la classe des taux de salaire de 50 euros et plus* est dû à un regroupement de taux de salaire, auquel nous avons procédé afin de rendre la représentation graphique de la distribution plus lisible. Il est donc la conséquence d'un choix relatif à la présentation des données et ne doit en aucun cas être interprété comme reflétant une particularité du marché du travail au Luxembourg¹⁸.

Notons enfin qu'à l'exception du pic aux alentours de 36 euros, très spécifique à la base de données de l'IGSS, l'allure de la distribution des taux de salaire pour l'année 1995 dans la base de données du STATEC ne se distingue pas notablement de celle pour l'année 2001 dans la base de données de l'IGSS. Le taux de salaire moyen y est de 13,61 euros, et le taux de salaire médian est de 12,02 euros.

¹⁶ Au Luxembourg, les salariés de 17 ans ont droit à un taux de salaire social minimum qui est égal à 80 % du taux des salariés de 18 ans ou plus. Le taux de salaire social minimum pour les salariés de 15 et 16 ans est fixé à 75 % du taux des salariés de 18 ans ou plus.

¹⁷ Dans notre analyse économétrique, nous avons essayé de corriger ce problème par le report, sur les taux de salaire supérieurs, de l'excès d'effectifs à la valeur plafonnée. Les résultats d'analyse avant et après correction des données ne donnent pas des différences visibles pour l'écart de taux de salaire.

¹⁸ Le regroupement des 2 457 salariés touchant un taux de salaire de 50 euros ou plus dans une seule classe de rémunération ne change pas la forme de la distribution des taux de salaire pour les autres classes. Par ailleurs, toutes nos analyses statistiques portent sur des données non regroupées.

2.2. La variable explicative d'intérêt : le lieu de résidence

La variable explicative d'intérêt est celle qui fait la distinction entre les salariés transfrontaliers et les salariés résidant au Luxembourg. Nous disposons de cette variable dans les deux bases de données. Le tableau suivant fait apparaître le nombre d'observations pour les différents types de salariés.

T₁ Nombre d'observations par type de salariés, dans les deux bases de données

Type de salariés	STATEC, 1995	IGSS, 2001
Résidents luxembourgeois	8 463	104 739
Résidents étrangers	3 950	74 435
Frontaliers	5 593	94 155
Frontaliers venant de France	/	50 342
Frontaliers venant de Belgique	/	25 799
Frontaliers venant d'Allemagne	/	18 014

Note : STATEC = base de données du Service central de la statistique et des études économiques ; IGSS = base de données de l'Inspection Générale de la Sécurité sociale. / = information détaillée non disponible.

Le fichier de l'IGSS nous permet de classer les salariés transfrontaliers suivant leur pays de résidence : France, Belgique ou Allemagne. En 2001, la majorité des frontaliers viennent de France (50 342 individus, soit 53,47 % de l'ensemble des frontaliers). La Belgique est le pays de résidence de 25 799 frontaliers (27,40 % des frontaliers), et 18 014 frontaliers sont domiciliés en Allemagne (19,13 % des frontaliers). En revanche, le fichier du STATEC ne nous permet pas de procéder à une telle subdivision des données.

2.3. Les variables explicatives de contrôle : les caractéristiques du salarié et de son emploi

D'après l'analyse descriptive de la section 1, l'écart moyen de taux de salaire entre frontaliers et résidents serait de 11 %, au profit des résidents (fichier IGSS). Au vu des différentes théories portant sur les écarts de taux de salaire, il ne serait pas raisonnable d'attribuer l'entièreté de l'écart entre frontaliers et résidents à des influences propres aux pays de résidence des salariés¹⁹. Il est, en effet, probable qu'une partie de l'écart soit due à une différence de productivité entre frontaliers et résidents, différence elle-même en partie attribuable à des différences de capital humain ou à des différences liées à l'emploi des salariés. Il s'agit donc de tenir compte de ces différences dans notre analyse, en introduisant les variables de contrôle appropriées.

Le tableau suivant fournit la liste des variables de contrôle dont nous disposons dans la base de données du STATEC (1995) et dans celle de l'IGSS (2001). Parmi l'ensemble des variables disponibles, nous avons retenu ici uniquement celles qui nous ont été suggérées par les théories portant sur les écarts de taux de salaire. Dans le tableau, la distinction est faite entre les caractéristiques individuelles, qui ont une influence sur la productivité du salarié (et donc sur son taux de salaire), et les caractéristiques de l'emploi, qui, d'après différentes théories, auraient également un impact sur le taux de salaire du salarié. Par ailleurs, parce que les théories leur attribuent un pouvoir explicatif des écarts de taux de salaire, nous mentionnons, pour mémoire, quatre variables importantes, et cela en dépit du fait que, ne disposant pas d'informations les concernant, nous ne pourrions pas les intégrer à nos analyses économétriques ; du moins pourrions-nous prendre en compte, de façon qualitative, leur existence lors de nos commentaires.

¹⁹ Brosius, J. (2005) ; « Analyse théorique des écarts de taux de salaire entre salariés résidents et transfrontaliers au Luxembourg » ; CEPS/INSTEAD ; Document PSELL 143, présente les différentes théories portant sur les écarts de taux de salaire.

T₂

Les variables de contrôle que nous retenons dans l'analyse des écarts de taux de salaire, et celles qui manquent à l'analyse

	Variable	STATEC	IGSS
Caractéristiques individuelles du salarié			
	niveau de formation	✓	-
	âge	✓	✓
	ancienneté dans l'entreprise	✓	✓
	sexe	✓	✓
Caractéristiques de l'emploi du salarié			
	secteur d'activité	✓	✓
	profession	✓	-
	statut (ouvrier/employé/fonctionnaire)	✓	✓
	taille de l'entreprise	✓	✓
	existence d'une convention collective	✓	-
	durée du contrat	✓	-
	temps partiel	✓	✓
	charges de supervision	✓	-
Caractéristiques pour lesquelles nous ne disposons pas d'informations			
	compétences linguistiques	-	-
	nombre d'années d'expérience professionnelle	-	-
	pénibilité du travail	-	-
	comportement discriminatoire de l'employeur	-	-

Note : IGSS = base de données de l'Inspection générale de la Sécurité sociale ; STATEC = base de données du Service central de la statistique et des études économiques ; ✓ = la variable est disponible dans la base de données en question ; le signe « - » montre que la variable n'est pas disponible dans la base de données en question.

Certaines caractéristiques individuelles du salarié autres que le pays de résidence pourraient avoir un pouvoir explicatif des différences salariales entre frontaliers et résidents. Dans nos bases de données, nous disposons ainsi d'informations sur le niveau de formation initiale, sur l'expérience professionnelle et sur l'ancienneté du salarié dans l'entreprise.

Le *niveau de formation initiale* est, d'après la théorie du capital humain, un déterminant du taux de salaire, et ceci indépendamment du pays de résidence du salarié. La prise en compte de cette variable permet donc de mieux mesurer l'effet propre de notre variable d'intérêt, qui est le pays de résidence. Dans la base de données du STATEC, nous distinguons quatre niveaux : formation primaire, formation secondaire inférieure, formation secondaire

supérieure et formation post-secondaire. Aucune information détaillée sur le niveau de formation n'est en revanche disponible dans la base de données de l'IGSS.

Par ailleurs, le taux de salaire augmenterait, d'après les théories, avec l'*expérience professionnelle* du salarié. Malheureusement, cette dernière n'est renseignée en tant que telle dans aucune de nos deux bases de données. Par conséquent, nous avons recours à une approximation grossière de cette information par l'utilisation de la variable d'âge. En effet, pour de nombreux salariés, le niveau d'expérience professionnelle augmente avec l'âge. Il est néanmoins vrai que cette variable ne reflète pas correctement la situation de certains salariés, et tout particulièrement celle des femmes qui ont interrompu, parfois durablement, leur carrière professionnelle afin d'élever leurs enfants.

L'*ancienneté dans l'entreprise* permet au salarié d'accumuler du capital humain spécifique, ce qui justifie un taux de salaire élevé du fait d'une productivité élevée. Par ailleurs, cette ancienneté renforce le pouvoir de négociation du salarié, ce qui peut entraîner une meilleure rémunération par rapport aux nouveaux arrivants. Nous disposons, dans nos deux bases de données, d'une variable donnant le nombre d'années dans la même entreprise.

Certaines caractéristiques de l'emploi du salarié pourraient également être à l'origine de différences salariales entre salariés (et donc également entre salariés frontaliers et salariés résidents). Dans le but de raisonner *toutes choses égales par ailleurs*, nous retenons dans notre analyse économétrique des informations sur le secteur d'activité dans lequel le salarié occupe un emploi, sa profession, les conditions de travail et les politiques salariales.

Guidés par les analyses théoriques et empiriques qui ont montré qu'il existe des écarts de taux de salaire entre salariés à compétences comparables mais travaillant dans des *secteurs d'activité* différents, nous intégrons à nos analyses plusieurs variables dichotomiques, une par secteur. Rappelons que le fichier de l'IGSS recouvre tous les secteurs d'activité au Luxembourg et que la base de données du STATEC porte sur les secteurs C à K de la nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté Européenne (NACE).

Il est possible qu'il existe des différences de productivité (et donc de taux de salaire) entre salariés parce que la *taille de l'entreprise* a une influence sur les méthodes de production. Nous introduisons donc la taille de l'entreprise dans notre analyse économétrique. Notons que la base de données du STATEC ne retient que les entreprises occupant au moins 10 salariés.

Pour tenir compte du fait que la rémunération des salariés peut différer d'une *profession* à l'autre, nous retenons dans la base de données du STATEC des variables dichotomiques nous permettant de distinguer les salariés :

- exerçant une profession supérieure (membres de l'exécutif, cadres supérieurs de l'administration publique, dirigeants d'entreprises, professions intellectuelles et scientifiques)
- exerçant une profession intermédiaire
- exerçant une profession de type administratif
- exerçant une profession dans les services et la vente
- en tant qu'ouvriers qualifiés
- en tant qu'ouvriers non qualifiés.

Il s'agit de la classification internationale - Type des professions (CITP88-COM). Concernant le fichier de l'IGSS, aucun renseignement n'est fourni sur la profession du salarié, mais il nous permet de tenir compte des différences salariales entre fonctionnaires, employés et ouvriers.

Nous ne disposons que d'une seule variable relative aux *conditions de travail* : les charges de supervision. Ainsi, les salariés occupant des positions de supervision sont supposés être mieux rémunérés à cause des responsabilités qu'ils doivent assumer.

Les *politiques salariales* sont prises en compte par le biais de deux sortes de variables : d'un côté, par une variable relative à l'existence de conventions collectives qui règlent les rémunérations des salariés ; d'un autre côté, par des variables relatives au type de contrat (durée déterminée ; temps partiel), puisqu'il est probable que les taux de salaire varient d'un type de contrat à l'autre.

Toutes ces variables de contrôle nous permettent de tenir compte des nombreuses explications possibles des différences salariales, ceci afin de mieux pouvoir isoler et quantifier l'effet propre de notre variable d'intérêt (le lieu de résidence) sur le taux de salaire. Il s'agit donc de réaliser une étude *toutes choses égales par ailleurs*. Soulignons que, dans une analyse « toutes choses égales par ailleurs », les « choses » en question seraient, dans le cas de figure idéal, toutes les influences sur le taux de salaire autres que notre influence d'intérêt. Or, le contrôle de l'ensemble des autres influences n'est pas envisageable au vu des limites qui nous sont imposées par les bases de données dont nous disposons. En effet, pour de nombreuses influences sur le taux de salaire, soit les variables requises ne sont pas du tout fournies par les bases de données, soit l'information disponible n'est qu'une approximation plus ou moins précise des renseignements requis. A titre d'exemple, nous aurions voulu tenir compte des différences de compétences linguistiques des salariés ou encore de leur biographie professionnelle puisque ces deux facteurs peuvent justifier des différences salariales entre salariés, indépendamment du pays de résidence de ces derniers. Or, nous ne pouvons pas contrôler ces effets dans notre analyse puisque nous ne disposons pas de telles informations dans nos bases de données. Cette critique relativise la portée des résultats que nous allons maintenant présenter.

3. ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE DE L'ÉCART DE TAUX DE SALAIRE ENTRE SALARIÉS TRANSFRONTALIERS ET SALARIÉS RÉSIDANT AU LUXEMBOURG

A partir des deux bases de données dont nous disposons, nous pouvons vérifier si, sur un marché du travail transfrontalier, le pays de résidence a, toutes choses égales par ailleurs, une influence sur le taux de salaire. Dans ce but, nous isolons et quantifions l'impact de notre variable explicative d'intérêt sur le taux de salaire horaire, tout en tenant compte de variables de contrôle, c'est-à-dire d'autres déterminants potentiels du taux de salaire.

Nous entamons ce paragraphe par une note méthodologique, dont l'objet est de présenter la fonction des gains que nous utilisons pour estimer l'effet du pays de résidence sur le taux de salaire horaire (§3.1). Nous présentons ensuite les résultats d'estimation pour le fichier du STATEC-1995 (§3.2) et pour le fichier de l'IGSS-2001 (§3.3). Nous procédons à une comparaison des coefficients estimés de notre variable d'intérêt tels que nous les avons estimés sur la base de chacune des deux sources d'information (§3.4). Enfin, nous analysons les écarts de taux de salaire pour les frontaliers venant de France, de Belgique et d'Allemagne séparément (§3.5).

3.1. La spécification retenue pour notre modèle

Nous estimons, par la méthode des moindres carrés ordinaires, la relation entre le logarithme du taux de salaire horaire, $\ln(w)$, et les variables explicatives, FRONT et X :

$$\ln(w) = \alpha + \beta \text{ FRONT} + \gamma X + u \quad (1)$$

où α est une constante, β est le coefficient de régression de la variable FRONT (qui est une variable muette prenant la valeur 1 pour les salariés transfrontaliers et 0 pour les autres salariés), γ est un vecteur de coefficients associés aux variables de contrôle qui sont regroupées dans la matrice X, et u est un terme aléatoire, supposé suivre une distribution gaussienne.

La spécification retenue pour notre modèle s'inspire fortement de celle appliquée dans les travaux d'autres chercheurs qui se proposent d'estimer des fonctions de gains afin de trouver les déterminants des écarts de taux de salaire. Dans notre analyse, nous supposons donc qu'il existe une relation linéaire entre le logarithme du taux de salaire horaire et les diverses caractéristiques des salariés et de leur emploi.

Quatre raisons nous amènent à utiliser comme variable dépendante non pas le taux de salaire horaire mais le logarithme népérien de celui-ci :

- le coefficient d'une variable explicative X_i s'interprètera alors approximativement comme un écart, exprimé en pourcentage, de taux de salaire, écart induit par une augmentation d'une unité de X_i . Pour les variables dichotomiques, le coefficient de régression doit être transformé par la formule suivante afin d'obtenir l'écart, exprimé en pourcentage, de taux de salaire : $100[\exp(\beta)-1]$
- en prenant le logarithme de la variable dépendante, nous excluons à dessein la possibilité que le modèle statistique prédise des taux de salaire inférieurs ou égaux à zéro. En effet, notre modèle s'écrit : $\ln(w)=\alpha+\beta X+u$. Ce modèle peut encore s'écrire : $w = \exp(\alpha+\beta X+u)$, ce qui montre qu'aucune valeur prédite du taux de salaire ne peut être inférieure à zéro
- l'utilisation du logarithme du taux de salaire horaire permet parfois de réduire un éventuel problème d'hétéroscédasticité²⁰
- puisque la distribution des taux de salaire est plus proche d'une loi log-normale que d'une loi normale, choisir une spécification logarithmique pour le taux de salaire est

²⁰ Hardy, M. (1993) ; Regression with dummy variables ; Quantitative Applications in the Social Sciences ; Sage University Press ; p.56.

de nature à produire des résidus plus gaussiens que ne le seraient ceux d'une spécification sans transformation de w .

3.2. Résultats pour 1995 (sur données du STATEC)

Dans le tableau 3, nous présentons les résultats (partiels puisque nous nous limitons à ce qui concerne notre variable d'intérêt) d'estimation des régressions multiples pour différentes spécifications de l'équation (1). Il s'agit des résultats pour les données du STATEC relatives à l'année 1995.

Le tableau 3 présente différents modèles, qui se distinguent par les variables explicatives retenues. La première variante (modèle 2) se borne à remplacer les cinq dummies de professions par une seule, opposant les ouvriers aux employés ou fonctionnaires ; le R^2 chute sensiblement (de 76 % à 70 %). La deuxième variante (modèle 3) se borne à spécifier de façon quadratique l'effet de l'âge ; le R^2 ne varie pas beaucoup mais la précision d'estimation du coefficient de la variable FRONT s'améliore un peu (le t de Student passe de 16,68 à 17,28). Enfin, la troisième variante (modèle 4) lève l'hypothèse de linéarité des effets de l'âge, de l'ancienneté et de la taille de l'entreprise, et ceci par substitution de jeux de dummies aux variables continues figurant dans le modèle 1 ; cet alourdissement du modèle ne permet pas de gagner en R^2 ou en précision d'estimation du coefficient de FRONT par rapport au modèle 3.

Nous constatons que le coefficient estimé pour la variable FRONT (qui est égale à 1 si la personne est un salarié transfrontalier) ne varie pas considérablement en fonction de la spécification de la régression. En effet, le coefficient est égal à ou proche de -0,057, sauf pour le modèle 2, qui estime le coefficient à -0,067. Or, ce deuxième modèle peut être rejeté en faveur des autres parce que la simplification à l'extrême de la nomenclature de professions engendre un coefficient de détermination ajusté (R^2 ajusté) plus faible que celui des autres modèles (0,70 vs 0,76).

En 1995, les taux de salaire des salariés transfrontaliers sont donc, en moyenne, de 5,8 % inférieurs à ceux des salariés résidant au Luxembourg. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, le seul fait d'être un salarié transfrontalier fait baisser le taux de salaire de 5,8 %.

Résultats partiels d'estimation des régressions multiples

Modèle	β =coefficient de la variable FRONT	écart-type de β	valeur de t	intervalle de confiance à 95%	R ² ajusté
1	-0,0571	0,00342	-16,68	[-0,064, -0,050]	0,756
2	-0,0671	0,00380	-17,63	[-0,075, -0,060]	0,697
3	-0,0584	0,00338	-17,28	[-0,065, -0,052]	0,761
4	-0,0567	0,00341	-16,65	[-0,063, -0,050]	0,760

Source : STATEC, Enquête sur la structure des salaires – calculs CEPS/INSTEAD. Situation au 31 octobre 1995.

Modèle 1 : variable dépendante : LN(W) ; variables indépendantes : CONSTANTE, FRONT (le salarié est frontalier), PROFSUP (profession supérieure), PROFINT (profession intermédiaire), PROFADM (profession de type administratif), PROFSER (profession dans les services et la vente), PROFOQ (profession des ouvriers qualifiés), PROFONQ (= référence ; profession des ouvriers non qualifiés), FORM1 (= référence ; formation primaire ou inférieure), FORM2 (formation secondaire, premier cycle), FORM3 (formation secondaire, deuxième cycle), FORM4 (formation post-secondaire), AGE (âge du salarié), ANCIEN (nombre d'années d'ancienneté du salarié dans l'entreprise), HSUP (le salarié fait des heures supplémentaires), TEMPART (le salarié travaille à temps partiel), SUPERV (le salarié occupe une position de supervision), CONTDET (le contrat du salarié est à durée déterminée), SECTD (= référence ; industrie manufacturière), SECTF (construction), SECTG (commerce de gros et de détail), SECTH (hôtels et restaurants), SECTI (transports, entreposage et communications), SECTJ (intermédiation financière), SECTK (immobilier, location et activités de services aux entreprises), ETAILLE (nombre de personnes occupées dans l'entreprise où le salarié travaille), CCOLS (le salaire est fixé par une convention collective), HOMME (le salarié est un homme). *Nombre d'observations* : 18006.

Modèle 2 : comme modèle 1, mais en remplaçant les variables de profession par la variable muette (ouvrier – employé ou fonctionnaire).

Modèle 3 : comme modèle 1 mais avec une variable supplémentaire : age².

Modèle 4 : comme modèle 1 mais avec variables dichotomiques pour l'âge, l'ancienneté et la taille de l'entreprise ; AGE1 (= référence ; <=25), AGE2 (26-30), AGE3 (31-35), AGE4 (36-40), AGE5 (41+) ; ANCIEN1 (= référence ; 0-2), ANCIEN2 (3-5), ANCIEN3 (6-10), ANCIEN4 (11+) ; ETAILLE1 (= référence ; 10-249 personnes occupées dans l'entreprise), ETAILLE2 (250+ salariés).

Fiabilité des résultats

Pour vérifier la qualité de ces estimations, nous procédons de deux manières distinctes :

- premièrement, nous vérifions les signes des coefficients des variables explicatives retenues dans la régression, pour voir s'ils correspondent bien aux prévisions des théories
- deuxièmement, nous analysons si les hypothèses de la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires sont satisfaites.

Les résultats d'estimation pour l'ensemble des coefficients du modèle 3 de la fonction des gains sont présentés dans le tableau suivant.

Résultats d'estimation pour le modèle 3

Source	SS	df	MS			
Model	2295.23653	25	91.8094612	Number of obs = 18006		
Residual	718.321842	17980	.039951159	F(25, 17980) = 2298.04		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.7616		
				Adj R-squared = 0.7613		
				Root MSE = .19988		
Total	3013.55837	18005	.167373417			

lnsheu	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
front	-.0584481	.0033827	-17.28	0.000	-.0650785	-.0518178
profsup	.6626499	.0096778	68.47	0.000	.6436805	.6816192
profint	.4077395	.0075448	54.04	0.000	.3929511	.422528
profadm	.228282	.0066287	34.44	0.000	.2152892	.2412748
profser	.083629	.0078804	10.61	0.000	.0681826	.0990754
profoq	.1417745	.0059697	23.75	0.000	.1300734	.1534756
form2	.0872578	.0038036	22.94	0.000	.0798025	.0947131
form3	.1702035	.0056818	29.96	0.000	.1590667	.1813403
form4	.169658	.0082093	20.67	0.000	.1535671	.185749
age	.0319728	.0012424	25.73	0.000	.0295376	.0344081
agesq	-.0003222	.000016	-20.16	0.000	-.0003535	-.0002909
ancien	.0075214	.0002608	28.84	0.000	.0070102	.0080326
hsup	-.0516593	.0038569	-13.39	0.000	-.0592192	-.0440995
tempart	-.0205699	.007122	-2.89	0.004	-.0345297	-.0066102
superv	.1116323	.0040132	27.82	0.000	.1037662	.1194985
contdet	-.0879035	.0147116	-5.98	0.000	-.1167396	-.0590674
sectf	-.066817	.0054358	-12.29	0.000	-.0774717	-.0561623
sectg	-.1227749	.005566	-22.06	0.000	-.1336849	-.111865
secth	-.1858537	.0096878	-19.18	0.000	-.2048426	-.1668647
secti	.0337342	.0056207	6.00	0.000	.0227171	.0447513
sectj	.1448981	.0055605	26.06	0.000	.1339989	.1557973
sectk	-.057854	.0068815	-8.41	0.000	-.0713425	-.0443655
etaille	.008232	.001429	5.76	0.000	.005431	.0110331
ccols	.0378409	.0043092	8.78	0.000	.0293945	.0462872
homme	.112815	.0040237	28.04	0.000	.1049281	.1207019
_cons	1.327071	.0238116	55.73	0.000	1.280398	1.373744

Source : STATEC, Enquête sur la structure des salaires – calculs CEPS/INSTEAD. Situation au 31 octobre 1995.

Note : pour la description des variables, voir la note du tableau 3.

Les signes des coefficients de régression des variables explicatives du taux de salaire horaire correspondent bien aux prévisions des différentes théories que nous avons présentées dans la partie théorique :

- en accord avec la théorie du capital humain, le taux de salaire augmente avec le niveau de formation et la profession
- toujours en accord avec la théorie du capital humain, le taux de salaire est positivement lié à l'expérience professionnelle (approximée ici par l'âge du salarié) et à l'ancienneté dans l'entreprise
- conformément à la théorie de la discrimination, le taux de salaire des hommes est, toutes choses égales par ailleurs, plus élevé en moyenne que celui des femmes²¹.

²¹ Notons néanmoins que l'on s'attend ici à un coefficient positif significatif pour la variable HOMME, moins en raison d'une discrimination sexiste que parce que de nombreuses femmes ont, à âge égal, moins d'expérience professionnelle que les hommes. En effet, si l'on introduit une variable croisée sexe*age, on observe que la différence salariale entre hommes et femmes augmente avec l'âge des salariés. Lejealle (2001) et Hausman et al (1998) présentent une analyse approfondie des écarts de taux de salaire entre hommes et femmes au Luxembourg [Lejealle, B. (2001) ; « Les différences salariales en 1995 » ; *Document PSELL* ; N°124 ; 97 pages ; Hausman, P., Langers, J. et Lejealle, B. (1998) ; « La discrimination salariale entre hommes et femmes employés privés : un faux problème ? » ; *Document PSELL* ; N°113 ; CEPS/INSTEAD ; 68 pages.]

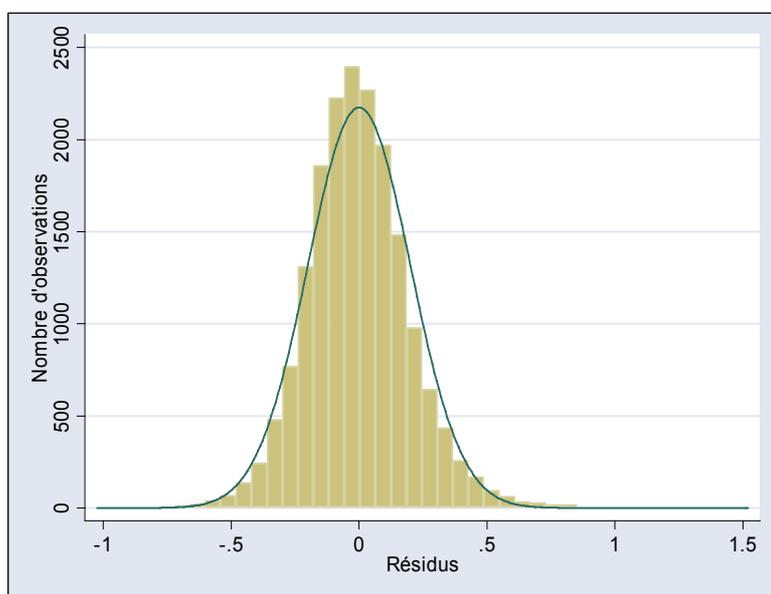
De ces résultats, nous tirons la conclusion que les données du STATEC ne nous donnent pas d'estimations inattendues pour les variables de contrôle. Nous pouvons donc supposer que la qualité des données ne met pas en cause la bonne estimation du coefficient de notre variable d'intérêt FRONT.

Les tests de significativité des coefficients de régression estimés par les moindres carrés ordinaires ne sont valables, on le sait, que si sont vérifiées à la fois les conditions de Gauss-Markov (qui garantissent que les estimateurs des moindres carrés ordinaires sont *best linear unbiased estimators* (BLUE)) et la condition de normalité, au moins approximative, des erreurs. Parce que nos données ne sont pas longitudinales et concernent toutes des individus différents, l'hypothèse d'absence de corrélation des erreurs est sans doute vérifiée. Nous ne testerons donc que les deux autres hypothèses dont la violation est testable : la normalité des erreurs et l'homoscédasticité. Nous examinerons en outre, parce qu'elle peut être source d'imprécisions, la question de la multicollinéarité.

D'après le *test de normalité des résidus* de Kolmogorov-Smirnov, nous nous tromperions 51 fois sur 100 si nous rejetons l'hypothèse nulle de normalité des résidus. Ce résultat ainsi que la représentation graphique des résidus (graphique 4) nous rassurent quant au fait que les tests statistiques que nous utilisons fournissent des résultats fiables.

G4

La distribution des résidus du modèle 3 sur données du STATEC suit une loi proche de la loi normale



Source : STATEC, Enquête sur la structure des salaires – calculs CEPS/INSTEAD. Situation au 31 octobre 1995.

Les valeurs des VIF (*variance inflation factor*), présentées dans le tableau suivant, confirment que les variables explicatives ne sont pas fortement corrélées entre elles. Selon certains économètres²², on doit procéder à une analyse approfondie des variables dont la valeur du VIF est supérieure à 10. Or, la valeur VIF la plus élevée dans notre modèle est égale à 3,74 et ne dépasse donc pas le seuil critique de 10 (voir tableau 5). Par ailleurs, Klein²³ suggère qu'un problème de multicollinéarité est présent et gênant si le R_k^2 (le coefficient de détermination d'une régression dans laquelle la variable k est la variable dépendante dans un modèle à spécification identique à celle du modèle global) est supérieur au R^2 du modèle global. Dans notre analyse, le R^2 du modèle global est égal à 0,76 et le R_k^2 le plus élevé est égal à 0,73 (voir tableau 5). Le critère de l'*absence de forte multicollinéarité* se trouve donc satisfait.

T5

Classement des variables explicatives par VIF décroissants

Variable	VIF _k	1/VIF _k	R _k ²
profoq	3.74	0.267382	0.73
profsup	3.46	0.289036	0.71
profint	3.37	0.297076	0.70
profadm	3.00	0.333742	0.67
formation3	2.71	0.368663	0.63
sectj	2.06	0.486436	0.51
sectk	1.82	0.549589	0.45
sectg	1.82	0.550729	0.45
ccols	1.81	0.553590	0.44
profser	1.80	0.555774	0.44
sectf	1.58	0.632781	0.37
secth	1.57	0.635408	0.36
etaille	1.56	0.639222	0.36
formation2	1.52	0.656662	0.34
homme	1.48	0.676984	0.32
tempart	1.33	0.750734	0.25
secti	1.31	0.761394	0.24
superv	1.22	0.820369	0.18
hsup	1.16	0.864411	0.14
front	1.11	0.904787	0.10
contdet	1.04	0.961919	0.04

Source : STATEC, Enquête sur la structure des salaires – calculs CEPS/INSTEAD. Situation au 31 octobre 1995.

Reste néanmoins un problème concernant l'*homoscédasticité des perturbations*, problème que, comme nous allons le voir, nous n'avons pas réussi à résoudre, malgré le passage à la fonction logarithmique et les modifications de la spécification de l'équation (1).

²² STATA (2001) ; STATA Reference Manual, Release 7, Volume 3, Q-St ; Stata Press ; p.111.

²³ Klein, L. (1962) ; An Introduction to Econometrics ; Englewood Cliffs: Prentice-Hall.

Pour le modèle 3, le test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg²⁴ donne une valeur de 958, qui dépasse la valeur critique du χ^2 à un degré de liberté au seuil de 5 %, et nous rejetons par conséquent l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. En présence d'hétéroscédasticité, nous savons que les coefficients du modèle 3 sont estimés sans biais, mais que la variance n'est pas estimée le mieux possible car, en cas d'hétéroscédasticité, l'estimateur des moindres carrés ordinaires n'est plus à variance minimale.

Pour résoudre ce problème, Thomas²⁵ suggère d'essayer de revoir la spécification du modèle parce que, selon lui, ce test d'hétéroscédasticité est un indicateur d'une régression mal spécifiée, notamment en raison de l'exclusion d'une variable explicative importante qui interagirait avec une variable explicative présente dans le modèle ; l'hétéroscédasticité disparaîtrait si l'on introduisait à la fois cette variable omise et la variable croisant cette dernière et la variable présente dans le modèle. En effet, pour nos données, le test de variable omise de Ramsey donne une valeur très élevée, ce qui nous fait conclure qu'au moins une variable explicative est omise de notre modèle²⁶. Or, dans notre base de données, nous ne disposons pas de variables supplémentaires qui puissent être ajoutées. De plus, nous ne pouvons pas, pour des variables explicatives de nature qualitative, recourir à leur élévation à une certaine puissance.

Par conséquent, nous devons avoir recours à une autre solution du problème, solution qui consiste à estimer la variance des coefficients en utilisant une méthode qui donne des résultats satisfaisants même en présence d'hétéroscédasticité : il s'agit de la méthode robuste d'estimation de la variance des coefficients, connue sous le nom de méthode de Huber/White²⁷. Les résultats sont présentés dans le tableau suivant.

²⁴ Le principe de ce test consiste à voir si la variance des résidus est fonction des valeurs des variables explicatives. Ceci peut se traduire par l'estimation d'un modèle où cette variance voit ses écarts à la variance d'ensemble être expliqués par $\exp(x)$. La mise en œuvre de ce test dans STATA (op.cit. p.114) repose sur le calcul d'un score S qui, en cas d'hypothèse nulle vérifiée, suit un χ^2 dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de variables x incluses dans la régression expliquant les carrés des résidus.

²⁵ Thomas, R. (1997) ; Modern Econometrics – an introduction ; Addison-Wesley ; p.346.

²⁶ Le test consiste à ajouter à la version courte du modèle (c'est-à-dire celle dont on craint qu'elle omette une variable) les variables \hat{y}_i^2 , \hat{y}_i^3 et \hat{y}_i^4 où \hat{y}_i est la valeur de y_i normalisée, de telle sorte qu'elle varie entre 0 et 1. Le test est un F classique dont l'hypothèse nulle est celle de la nullité simultanée des coefficients de ces trois variables supplémentaires.

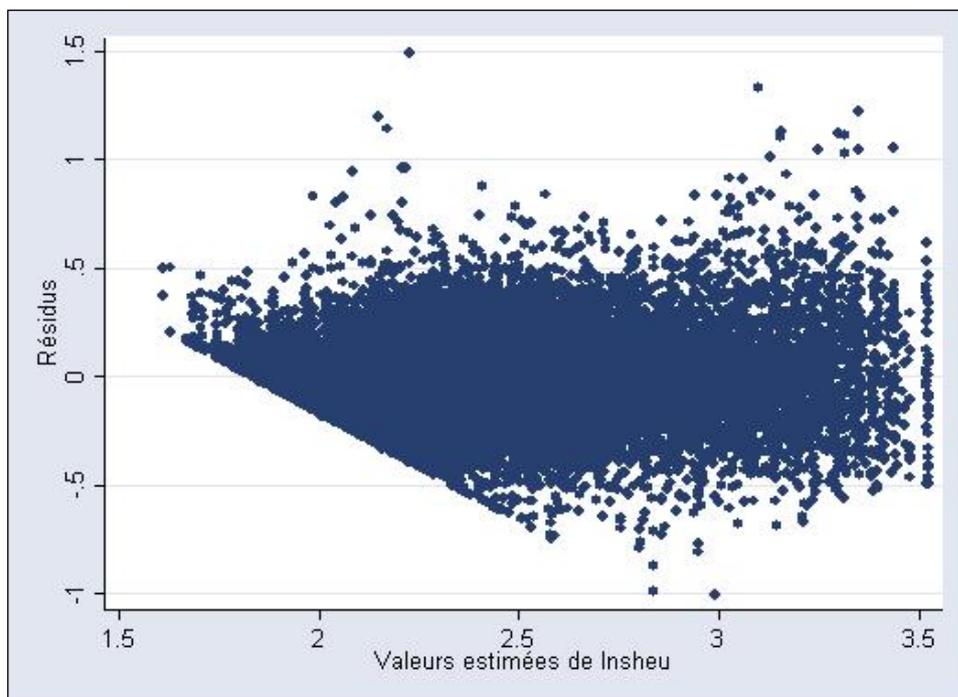
²⁷ Voir Huber, P. (1967) ; "The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Nonstandard Conditions" ; dans Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics ; Vol.1 ; Berkeley: University of California Press et White, H. (1982) ; "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models" ; Econometrica ; 53 ; pp. 1-16 ou encore Greene, W. (2000) ; Econometric Analysis ; fourth edition ; Prentice Hall International ; p.488.

T₆**Résultats des régressions pour le modèle 3, avec et sans estimation robuste de la variance**

Méthode	Coefficient de la variable FRONT	Écart-type de β	valeur de t	intervalle de confiance à 95%
MCO	-0,0584	0,00338	-17,28	[-0,0651 ; -0,0518]
Robuste	-0,0584	0,00334	-17,48	[-0,0650 ; -0,0519]

Source : STATEC, Enquête sur la structure des salaires – calculs CEPS/INSTEAD. Situation au 31 octobre 1995. Pour la spécification du modèle, voir le tableau 3. MCO : estimation sans la méthode robuste ; Robuste : estimation avec la méthode robuste.

Comme attendu, les coefficients estimés sont strictement identiques ; on note que l'écart-type estimé par la méthode robuste est inférieur à celui que fournissent les moindres carrés ordinaires ; mais nous constatons qu'il n'y a pas de différence importante entre ces deux valeurs, selon les deux méthodes utilisées. La présence d'hétéroscédasticité ne semble donc pas avoir de conséquences importantes pour l'estimation de l'écart-type du coefficient de régression de la variable FRONT. Pour comprendre ce résultat, il peut être intéressant de considérer le graphique suivant (graphique 5).

G₅**Analyse des résidus pour les valeurs prédites du logarithme des taux de salaire horaire**

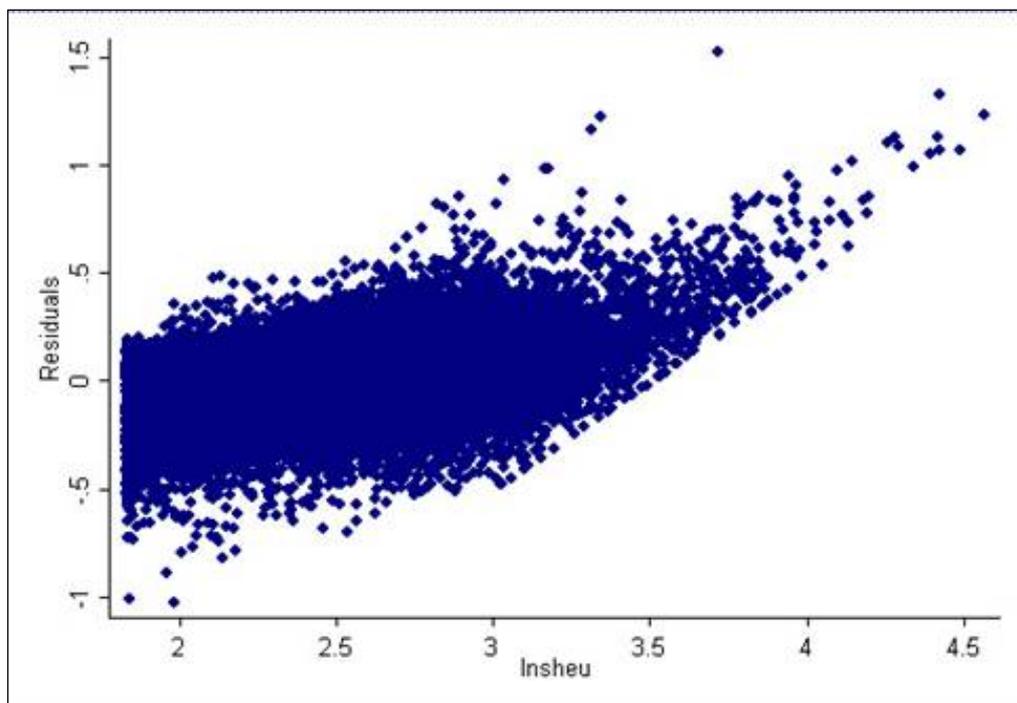
Source : STATEC, Enquête sur la structure des salaires – calculs CEPS/INSTEAD ; résidus = résidus du modèle ; Insheu = logarithme du taux de salaire horaire exprimé en euros. Situation au 31 octobre 1995.

Le graphique 5, qui présente la relation entre les résidus du modèle 3, définies par $y_i - \hat{y}_i$, et les valeurs prédites de la régression, donne une représentation visuelle des données qui sont utilisées par le test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg. Au vu de ce graphique, la raison pour laquelle le test rejette l'hypothèse nulle d'une variance constante des résidus pour les différentes valeurs prédites du modèle apparaît plus clairement. En effet, nous observons une variance moins prononcée pour les faibles valeurs de l'espérance du logarithme du taux de salaire horaire que pour les autres valeurs. Ceci est surtout le résultat de l'existence d'un taux de salaire minimum en dessous duquel la variable dépendante ne peut passer. De ce fait il existe, pour chacune des 800 observations environ dans notre base de données pour lesquelles le taux de salaire est égal au minimum légal, une relation linéaire entre la perturbation du modèle et la valeur prédite de la variable dépendante. En effet, pour le taux de salaire minimum, les perturbations sont égales à la différence entre ce taux minimum (y_{\min}) et la valeur estimée du taux de salaire (\hat{y}) : $e = y_{\min} - \hat{y}$, ce qui explique la relation linéaire de pente -1 sur le graphique.

Cette analyse graphique pourrait donc nous rassurer, parce qu'elle suggère que le problème d'hétéroscédasticité est le résultat de la nature des données plutôt que d'une mauvaise spécification du modèle. Or, une deuxième analyse graphique (graphique 6), qui fait référence à la relation entre les résidus du modèle 3 et les valeurs observées (et non plus prédites) du logarithme du taux de salaire horaire, relativise la conclusion que nous venons de tirer.

G6

Analyse des résidus pour les valeurs observées du logarithme du taux de salaire horaire



Source : STATEC, Enquête sur la structure des salaires – calculs CEPS/INSTEAD. Situation au 31 octobre 1995 ; residuals = résidus du modèle ; Insheu = logarithme du taux de salaire horaire exprimé en euros.

Ce graphique montre qu'il existe une relation positive entre les résidus du modèle 3 et la variable dépendante de ce modèle. En effet, pour les faibles valeurs du logarithme du taux de salaire horaire, les résidus sont en grande partie inférieurs à zéro, alors qu'ils sont supérieurs à zéro pour les valeurs élevées de la variable dépendante.

De façon générale, nous pouvons donc conclure que nous surestimons les faibles taux de salaire et que nous sous-estimons les taux de salaire élevés. Ceci pourrait bien être la conséquence d'une variable omise qui jouerait en interaction avec une des variables explicatives introduites dans le modèle.

Tout en étant conscients de ces quelques problèmes, nous retenons que les résultats d'estimation du coefficient de la variable FRONT ne varient guère lorsque nous changeons la spécification du modèle. Nous retenons par ailleurs que l'estimation de la variance de ce coefficient est pratiquement la même quelle que soit la méthode utilisée. Nous pouvons donc conclure qu'en 1995, toutes choses égales par ailleurs, les taux de salaire des salariés transfrontaliers sont plus faibles de 5,8 %, en moyenne, que ceux des salariés résidant au Luxembourg.

Cette première analyse repose sur la base de données du STATEC, qui a l'avantage de contenir notamment des informations détaillées sur plusieurs caractéristiques de l'emploi du salarié ; mais cette base est maintenant un peu ancienne, et ne concerne de plus qu'un échantillon de salariés. C'est pour pallier ces deux inconvénients que nous reproduisons l'analyse sur la base de données de l'IGSS.

3.3. Résultats pour 2001 (sur données de l'IGSS)

Dans le tableau 7, nous présentons les résultats partiels d'estimation des régressions multiples pour les données de l'IGSS relatives à l'année 2001. De nouveau, nous proposons plusieurs spécifications pour la fonction des gains.

Résultats partiels d'estimation des régressions multiples

Modèle	=coefficient de la variable FRONT	écart-type de β	valeur de t	intervalle de confiance à 95%	R ² ajusté
1	-0,0248	0,00135	-18,36	[-0,028 ; -0,022]	0,582
2	-0,0285	0,00134	-21,26	[-0,031 ; -0,026]	0,590
3	-0,0319	0,00134	-23,83	[-0,035 ; -0,029]	0,586
4	-0,0328	0,00134	-24,41	[-0,035 ; -0,030]	0,586
5	-0,0320	0,00135	-23,77	[-0,035 ; -0,029]	0,586
6	-0,0311	0,00134	-23,14	[-0,034 ; -0,028]	0,588

Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001.

Modèle 1 : variable dépendante : LN(W) ; variables indépendantes : CONSTANTE, FRONT (le salarié est frontalier), OUVRIER (= référence ; le salarié est ouvrier), EMPLOYE (le salarié est employé), FONCT (le salarié est fonctionnaire), AGE (l'âge du salarié), ANCIEN (nombre d'années d'ancienneté du salarié dans l'entreprise), HSUP (le salarié fait des heures supplémentaires), TEMPART (le salarié travaille à temps partiel), ETAILLE (le nombre de personnes occupées dans l'entreprise où le salarié travaille), SEXE (le salarié est un homme), SECTEUR1 (agriculture, chasse, sylviculture), SECTEUR2 (pêche, aquaculture), SECTEUR3 (industries extractives), SECTEUR4 (industries manufacturières), SECTEUR5 (production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau), SECTEUR6 (construction), SECTEUR7 (commerce, réparation automobile et articles domestiques), SECTEUR8 (hôtels et restaurants), SECTEUR9 (transports et communications), SECTEUR10 (= référence ; intermédiation financière), SECTEUR11 (immobilier, location et services aux entreprises), SECTEUR12 (administration publique), SECTEUR13 (éducation), SECTEUR14 (santé et action sociale), SECTEUR15 (services collectifs sociaux et personnels), SECTEUR16 (services domestiques), SECTEUR17 (activités extraterritoriales). Nombre d'observations : 238 647.

Modèle 2 : comme modèle 1, mais en ajoutant AGESQ=AGE*AGE.

Modèle 3 : comme modèle 1, mais en remplaçant ANCIEN par trois variables dichotomiques ANCIEN1 (= référence ; ancienneté de plus de 0 ans et de moins de 2 ans), ANCIEN2 (2-5 ans), ANCIEN3 (6+ ans).

Modèle 4 : comme modèle 3, mais en remplaçant AGE par cinq variables dichotomiques : AGE1 (= référence ; <= 25), AGE2 (26-30), AGE3 (31-35), AGE4 (36-40), AGE5 (41+).

Modèle 5 : comme modèle 4, mais en remplaçant ETAILLE par 4 variables dichotomiques : ETAILLE1 (= référence ; 0-49 salariés), ETAILLE2 (50-249), ETAILLE3 (250-2999), ETAILLE4 (3000+)

Modèle 6 : comme modèle 3, mais en remplaçant ETAILLE par 4 variables dichotomiques : ETAILLE1 (= référence ; 0-49 salariés), ETAILLE2 (50-249), ETAILLE3 (250-2999), ETAILLE4 (3000+).

Avec les données de l'IGSS relatives à l'année 2001, les estimations du coefficient de la variable FRONT ne varient pas considérablement en fonction de la spécification de la régression. En effet, l'écart de taux de salaire entre salariés transfrontaliers et salariés résidant au Luxembourg se situe, toutes choses égales par ailleurs, entre 2,5 % et 3,3 %, au profit de ces derniers (comparé à 11,3 % si nous ne tenons pas compte des effets de structure).

Parmi les six spécifications proposées, nous retenons les résultats du modèle 6, qui donne la meilleure combinaison de la valeur du coefficient de détermination ajusté pour le nombre de variables explicatives retenues, d'une part, et la précision d'estimation du coefficient de la variable FRONT d'autre part. Selon ce modèle, les salariés transfrontaliers toucheraient des taux de salaire inférieurs de 3,1 % à ceux des salariés résidant au Luxembourg.

Fiabilité des résultats

Comme nous l'avons fait précédemment pour les données du STATEC, nous vérifions la fiabilité des résultats de régression à partir des données de l'IGSS en vérifiant :

- si le signe des coefficients des variables de contrôle correspond aux prévisions théoriques
- si les hypothèses de la méthode d'estimation par les moindres carrés ordinaires sont satisfaites.

Le tableau suivant présente les résultats d'estimation des coefficients de régression du modèle 6.

T8

Résultats d'estimation pour le modèle 6

Source	SS	df	MS	Number of obs = 248981		
Model	31981.1691	29	1102.79894	F(29,248951)	=	12263.46
Residual	22387.0586248951		.089925562	Prob > F	=	0.0000
Total	54368.2277248980		.218363835	R-squared	=	0.5882
				Adj R-squared	=	0.5882
				Root MSE	=	.29988

lnsheu	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
front	-.0310656	.0013425	-23.14	0.000	-.0336968	-.0284343
employe	.4186929	.0016037	261.08	0.000	.4155496	.4218361
fonct	.5442633	.0032808	165.89	0.000	.537833	.5506936
age	.0379055	.0004412	85.92	0.000	.0370408	.0387702
agesq	-.000343	5.49e-06	-62.47	0.000	-.0003537	-.0003322
ancien2	.0582008	.0016121	36.10	0.000	.055041	.0613605
ancien3	.1215457	.0015775	77.05	0.000	.1184538	.1246376
hsupcl	-.028973	.0016682	-17.37	0.000	-.0322426	-.0257034
tempart	-.0360224	.0017738	-20.31	0.000	-.0394989	-.0325458
etaille2	.0399715	.0015901	25.14	0.000	.0368549	.043088
etaille3	.0507096	.0017327	29.27	0.000	.0473136	.0541057
etaille4	.1526685	.0030464	50.11	0.000	.1466977	.1586393
sexe	.2185059	.0014301	152.79	0.000	.215703	.2213088
secteur1	-.3777567	.0091245	-41.40	0.000	-.3956405	-.359873
secteur2	-.6570122	.2120696	-3.10	0.002	-1.072663	-.2413614
secteur3	-.2524251	.0172894	-14.60	0.000	-.2863118	-.2185384
secteur4	-.1967825	.002595	-75.83	0.000	-.2018686	-.1916964
secteur5	.0142235	.0099979	1.42	0.155	-.0053721	.0338192
secteur6	-.2795565	.0029118	-96.01	0.000	-.2852635	-.2738495
secteur7	-.3765851	.0025341	-148.61	0.000	-.3815519	-.3716183
secteur8	-.3643589	.0037175	-98.01	0.000	-.3716451	-.3570726
secteur9	-.2626745	.0028422	-92.42	0.000	-.2682451	-.2571039
secteur11	-.2253453	.002438	-92.43	0.000	-.2301237	-.220567
secteur12	-.1602511	.0031419	-51.00	0.000	-.1664092	-.1540931
secteur13	-.0636438	.0089578	-7.10	0.000	-.0812008	-.0460868
secteur14	-.0364148	.0032121	-11.34	0.000	-.0427105	-.0301192
secteur15	-.2191958	.0042769	-51.25	0.000	-.2275785	-.2108131
secteur16	-.2326379	.0059942	-38.81	0.000	-.2443864	-.2208893
secteur17	-.1655933	.0110246	-15.02	0.000	-.1872013	-.1439853
_cons	1.511078	.0088087	171.54	0.000	1.493813	1.528343

Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001 ; voir la note du tableau 7 pour la description des variables.

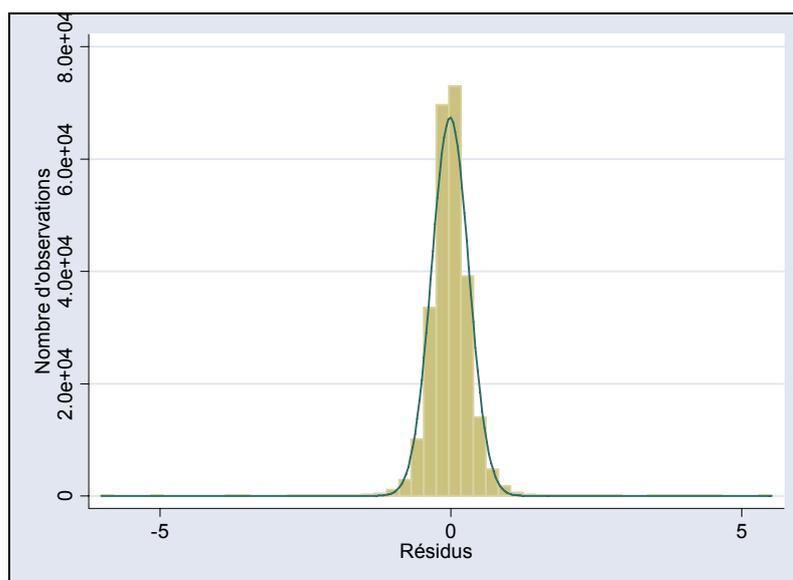
Pour les données de l'IGSS, comme pour celles du STATEC, la régression multiple donne des estimations des coefficients des variables de contrôle dont le signe est en accord avec les prédictions théoriques. En effet, le taux de salaire augmente avec la profession, avec l'expérience professionnelle (approximée ici par l'âge) et avec la taille de l'entreprise. Par ailleurs, il est plus important pour les hommes que pour les femmes.

Concernant les hypothèses sur lesquelles sont fondés les tests de significativité des coefficients de régression issus de la méthode des moindres carrés ordinaires, on retrouve des résultats comparables à ceux du paragraphe précédent.

D'après le *test de normalité des résidus* de Kolmogorov-Smirnov, les résidus ne suivent pas une loi normale ; or, vu la taille de la population, nous vérifions cette hypothèse également par une simple analyse graphique.

G7

La distribution des résidus du modèle 6 sur données de l'IGSS suit une loi proche de la loi normale



Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001.

La représentation graphique nous fait conclure que les résidus suivent une loi qui est suffisamment proche de la loi gaussienne pour ne pas mettre en cause l'utilisation des tests appliqués aux coefficients de régression. Par ailleurs, les valeurs des VIF nous montrent que l'estimation statistique n'est pas remise en cause par des problèmes de multicollinéarité (tableau 9). Le critère de l'*absence de forte multicollinéarité* trouve donc satisfaction à son tour.

Classement des variables explicatives par VIF décroissants

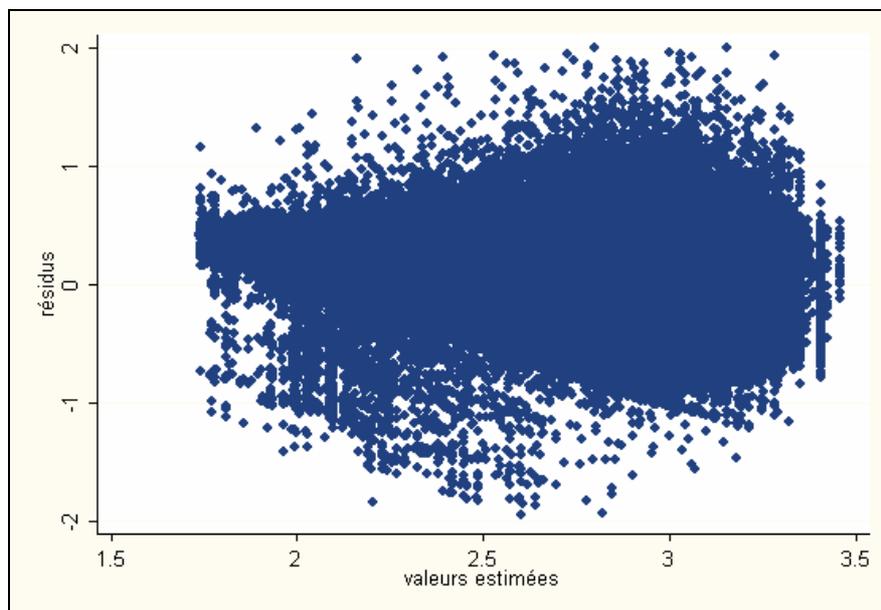
Variable	VIF	1/VIF
secteur12	2.93	0.3409640.66
etaille4	2.43	0.4116550.59
fonct	2.41	0.4142490.59
secteur6	2.21	0.4528270.55
secteur4	2.20	0.4549170.55
secteur7	2.05	0.4882170.51
secteur11	1.86	0.5367940.46
secteur9	1.80	0.5570080.44
tempart	1.79	0.5591410.44
employe	1.78	0.5623210.44
hsupcl	1.70	0.5888030.41
etaille3	1.62	0.6183790.38
ancien3	1.58	0.6327360.37
secteur8	1.52	0.6590730.34
secteur14	1.49	0.6722890.33
etaille2	1.37	0.7286330.27
homme	1.32	0.7594220.24
secteur16	1.27	0.7884400.21
secteur15	1.25	0.8022240.20
ancien2	1.23	0.8105830.19
front	1.17	0.8582810.14
secteur1	1.07	0.9378200.06
secteur13	1.04	0.9570160.04
secteur5	1.03	0.9668700.03
secteur17	1.03	0.9726890.03
secteur3	1.02	0.9842480.02
secteur2	1.00	0.9998070.00

Source: Inspection générale de la Sécurité sociale; calculs CEPS/INSTEAD; mois de référence: mars 2001.

Malgré ces bons résultats pour les tests de normalité des résidus et d'absence de multicolinéarité, les résultats d'estimation pourraient être mis en doute par des problèmes relatifs à l'*homoscédasticité des perturbations*. En effet, le test de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, et le test de Ramsey nous indique que ce problème pourrait résulter d'une spécification incomplète de la fonction des gains. Les deux graphiques suivants montrent que le problème semble être identique à celui observé pour les données du STATEC: il serait avant tout lié à la présence d'un taux de salaire minimum, qui impose une relation linéaire entre les résidus du modèle et la valeur prédite de la variable dépendante.

G8

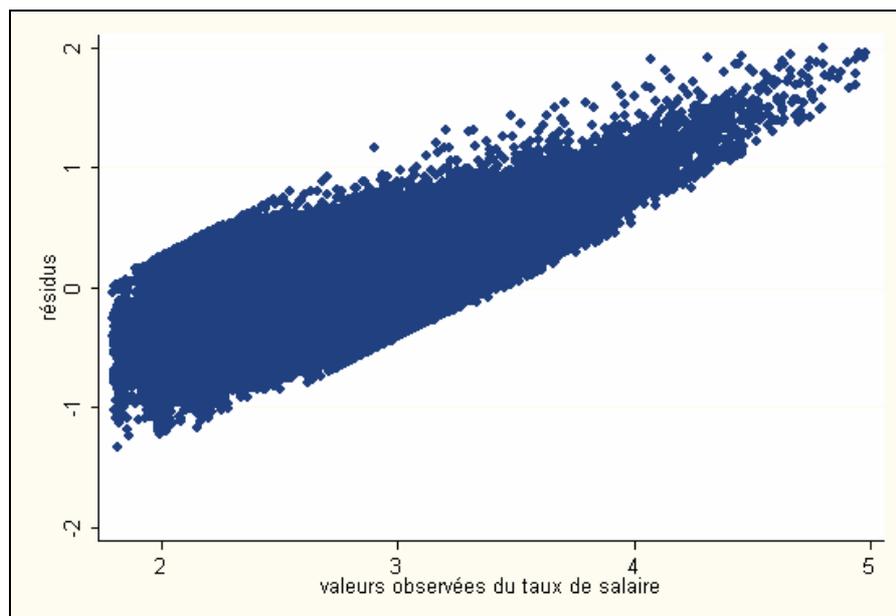
Analyse des résidus pour les valeurs prédites du logarithme du taux de salaire horaire



Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001.

G9

Analyse des résidus pour les valeurs observées du logarithme du taux de salaire horaire



Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001.

Concernant le graphique 9, il faut noter que les observations dans la partie droite du graphique sont beaucoup moins nombreuses que les observations dans la partie gauche. En effet, il n'y a que 14 600 observations (sur un total de 249 000 observations) qui se trouvent au-delà d'un logarithme du taux de salaire égal à 3,5.

Le recours à la méthode d'estimation de Huber/White, qui nous permet d'obtenir, pour les écarts-types estimés des coefficients, des résultats robustes en présence d'un problème d'hétéroscédasticité, nous rassure quant au fait que la valeur estimée de l'écart-type pour la variable FRONT n'est pas sensiblement influencée par la non-constance de la variance des résidus (tableau 10).

T10

Résultats des régressions pour le modèle 6, avec et sans estimation robuste de la variance

Méthode	coefficient de la variable FRONT	Écart-type de β	valeur de t	intervalle de confiance à 95%
MCO	-0,0311	0,00134	-23,14	[-0,0337 ; -0,0284]
Robuste	-0,0311	0,00133	-23,29	[-0,0337 ; -0,0285]

Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001 ; voir la note du tableau 7 pour la description des variables de contrôle.

Les tests que nous venons de présenter nous montrent que la variance du coefficient, bien qu'en principe mal estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires, ne s'écarte pratiquement pas de sa valeur correcte. Nous pouvons donc conclure que, selon les données de l'IGSS pour l'année 2001, les taux de salaire des salariés transfrontaliers sont inférieurs, ceteris paribus, de 3,1 %, en moyenne, à ceux des salariés résidant au Luxembourg.

Cette deuxième analyse étant faite, nous commentons, dans le paragraphe suivant, les différences de résultats obtenus selon la base de données utilisée.

3.4. La différence entre les résultats de deux estimations, l'une fondée sur l'échantillon de l'enquête STATEC-1995, l'autre sur la population des salariés inscrits à l'IGSS en 2001

Apparemment, les résultats obtenus à partir des deux sources de données que sont les bases STATEC-1995 et IGSS-2001 donnent, concernant l'écart de taux de salaire entre salariés transfrontaliers et salariés résidant au Luxembourg, des valeurs très différentes : 5,8 % et 3,1 % respectivement. On pourrait être tenté d'attribuer ces différences à une diminution de cet écart sur la période 1995-2001.

En réalité, ces divergences apparentes tiennent, pour l'essentiel, aux différences d'informations disponibles dans les deux bases. Ces différences sont les suivantes :

- En termes de champ couvert, l'échantillon retenu par l'enquête du STATEC se limite aux secteurs d'activité correspondant aux codes NACE 'C' à 'K', alors que le fichier de l'IGSS ne connaît aucune restriction étant donné qu'il reprend l'ensemble des salariés ayant un contrat au Luxembourg. Ainsi, l'enquête du STATEC ne fournit pas d'informations sur le taux de salaire dans le secteur de la fonction publique (peu accessible aux frontaliers), alors que ces renseignements figurent dans la base de données de l'IGSS.
- En termes de variables disponibles, l'enquête du STATEC fournit des informations sur le niveau de formation des salariés et leur profession, alors que ces renseignements ne sont pas disponibles dans le fichier de l'IGSS.

Pour vérifier que les divergences entre 1995 et 2001 sont essentiellement dues aux différences de bases de données, nous procédons à l'analyse de deux modèles supplémentaires :

- Lorsqu'on supprime, du modèle 3 estimé sur les données STATEC-1995, les variables indisponibles dans la base IGSS-2001 (à savoir le niveau de formation et la profession), on passe d'un écart de 5,8 % à 2,8 %, au profit des résidents. Et le pouvoir explicatif global du modèle (R^2) passe de 76 % à 62 %. Ces résultats sont étonnamment proches de ceux obtenus sur la base de données IGSS-2001 (écart de 3,1 % et R^2 de 59 %).
- Réciproquement, lorsque le modèle 6 que nous avons estimé sur les données IGSS-2001 est réestimé en excluant du champ les secteurs que ne couvrent pas les données STATEC, l'écart de taux de salaire entre salariés transfrontaliers et salariés résidant au Luxembourg passe de 3,1 % à 5,2 % au profit des résidents. Ce résultat est étonnamment proche de celui obtenu sur la base des données STATEC-1995 (écart de 5,8 %).

Somme toute, si les données dont nous disposons ne nous permettent pas de chiffrer l'évolution de l'écart de taux de salaire entre salariés transfrontaliers et salariés résidant au Luxembourg sur la période 1995-2001, elles nous permettent en revanche de cerner de façon très concordante l'ordre de grandeur de l'ampleur de cet écart : pour les secteurs C à K de la classification NACE, il est d'au moins 5 % en faveur des résidents, et sans doute de 5,8 % si l'on croit le modèle STATEC, mieux spécifié grâce aux informations concernant le niveau de formation et la profession.

Dans le paragraphe suivant, nous allons nuancer ce résultat global concernant l'écart de taux de salaire entre l'ensemble des résidents au Luxembourg et l'ensemble des frontaliers, en distinguant, au sein de ce dernier groupe, les frontaliers venant de France, de Belgique et d'Allemagne.

3.5. Seuls les frontaliers venant de France ont des taux de salaire inférieurs à ceux des résidents du Luxembourg

D'après nos résultats de régression précédents, le fait d'habiter un pays autre que le Luxembourg semble avoir un effet négatif sur le taux de salaire. Jusqu'ici, nous avons fait la distinction entre l'ensemble des salariés résidant au Luxembourg et l'ensemble des salariés résidant dans un pays limitrophe du Grand-Duché. L'objectif du présent paragraphe est de distinguer, au sein de ce second groupe, les salariés venant de France, de Belgique et d'Allemagne. Nous cherchons à savoir si les frontaliers sont sujets à des influences variables en fonction de leur région de résidence. A cette fin, nous réestimons la régression présentée dans le paragraphe 2.3.3, portant sur les données de l'IGSS, pour vérifier si l'écart de taux de salaire moyen de 3,1 % (au profit des résidents) se retrouve pour chacun des trois sous-groupes.

Nous estimons, par la méthode des moindres carrés ordinaires, la relation suivante : $\ln(w) = \alpha + \beta_1 \text{ FRONT_FR} + \beta_2 \text{ FRONT_BEL} + \beta_3 \text{ FRONT_ALL} + \gamma X + u$, où $\ln(w)$ est le logarithme du taux de salaire horaire, α est une constante, β_1 , β_2 et β_3 sont les coefficients des variables FRONT_FR (variable muette prenant la valeur 1 pour les frontaliers venant de France), FRONT_BEL (frontaliers venant de Belgique), FRONT_ALL (frontaliers venant d'Allemagne), γ est un vecteur de coefficients associés aux variables de contrôle qui sont regroupées dans la matrice X (voir modèle 6 du tableau 7 pour la description des variables de contrôle retenues), et u est un terme aléatoire.

Les données du STATEC ne fournissant pas d'information sur le pays de résidence des frontaliers, les résultats présentés dans le tableau suivant se rapportent donc aux seules données de l'IGSS pour l'année 2001. Ne sont retenus ici que les coefficients relatifs aux trois variables d'intérêt, l'ensemble des coefficients étant présenté dans le tableau 12.

T11

Résultats partiels d'estimation des écarts de taux de salaire entre résidents au Luxembourg et frontaliers venant de différentes régions de résidence

variable	β	écart-type de β	valeur de t	intervalle de confiance à 95%
Frontaliers de France	-0,0711	0,00164	-43,39	[-0,074 ; -0,068]
Frontaliers de Belgique	+0,0097	0,00209	4,64	[0,006 ; 0,014]
Frontaliers d'Allemagne	+0,0192	0,00244	7,88	[0,014 ; 0,024]

Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs CEPS/INSTEAD ; mois de référence : mars 2001.
Note : Le détail de la régression est présenté dans le tableau 12.

Résultats d'estimation des écarts de taux de salaire entre résidents au Luxembourg et frontaliers venant de différentes régions de résidence

Source	SS	df	MS	Number of obs = 248981		
Model	32141.7014	31	1036.82908	F(31,248949)	=	11613.04
Residual	22226.5263248949		.089281444	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5912
				Adj R-squared	=	0.5911
Total	54368.2277248980		.218363835	Root MSE	=	.2988

lnsheu	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
frontf	-.0710789	.0016382	-43.39	0.000	-.0742898	-.0678681
frontb	.0096861	.0020874	4.64	0.000	.0055948	.0137774
fronta	.0192179	.0024383	7.88	0.000	.0144388	.0239969
employe	.4142673	.0016022	258.57	0.000	.4111271	.4174075
fonct	.5444619	.0032694	166.53	0.000	.538054	.5508699
age	.0378576	.0004399	86.07	0.000	.0369955	.0387197
agesq	-.0003428	5.47e-06	-62.63	0.000	-.0003535	-.0003321
ancien2	.0562367	.0016071	34.99	0.000	.0530869	.0593866
ancien3	.1205182	.0015728	76.62	0.000	.1174355	.123601
hsup	-.0289163	.0016623	-17.40	0.000	-.0321744	-.0256583
tempart	-.0363605	.0017677	-20.57	0.000	-.039825	-.0328959
etaille2	.0442133	.0015879	27.84	0.000	.0411101	.0473256
etaille3	.0553962	.0017301	32.02	0.000	.0520053	.0587871
homme	.215307	.0014278	150.80	0.000	.2125086	.2181054
secteur1	-.3745942	.0090925	-41.20	0.000	-.3924153	-.356773
secteur2	-.6506386	.2113088	-3.08	0.002	-1.064798	-.2364789
secteur3	-.2453394	.0172285	-14.24	0.000	-.2791068	-.211572
secteur4	-.1920919	.002588	-74.22	0.000	-.1971643	-.1870194
secteur5	.0182643	.0099626	1.83	0.067	-.0012621	.0377907
secteur6	-.2755952	.0029053	-94.93	0.000	-.281285	-.2699054
secteur7	-.3701307	.0025303	-146.28	0.000	-.3750901	-.3651713
secteur8	-.3528811	.0037145	-95.00	0.000	-.3601614	-.3456009
secteur9	-.2643265	.0028349	-93.24	0.000	-.2698828	-.2587702
secteur11	-.2160295	.0024418	-88.47	0.000	-.2208154	-.2112437
secteur12	-.1597699	.0031308	-51.03	0.000	-.1659062	-.1536336
secteur13	-.0585598	.0089265	-6.56	0.000	-.0760555	-.0410641
secteur14	-.0339345	.0032012	-10.60	0.000	-.0402087	-.0276602
secteur15	-.2119262	.0042651	-49.69	0.000	-.2202857	-.2035666
secteur16	-.2281945	.0059739	-38.20	0.000	-.2399031	-.2164858
secteur17	-.1553624	.0109883	-14.14	0.000	-.1768993	-.1338255
_cons	1.510871	.0087798	172.09	0.000	1.493663	1.528079

Source : Inspection générale de la Sécurité sociale ; calculs par nos soins ; mois de référence : mars 2001.

Modèle : variable dépendante : LN(W) ; variables indépendantes : CONSTANTE, FRONTA (le salarié est un frontalier venant d'Allemagne), FRONTB (le salarié est un frontalier venant de Belgique), FRONTF (le salarié est un frontalier venant de France), OUVRIER (= référence ; le salarié est ouvrier), EMPLOYE (le salarié est employé), FONCT (le salarié est fonctionnaire), AGE (l'âge du salarié), AGESQ (l'âge du salarié au carré), ANCIEN1 (= référence ; ancienneté de plus de 0 ans et de moins de 2 ans), ANCIEN2 (2-5 ans), ANCIEN3 (6+ ans), HSUP (le salarié fait des heures supplémentaires), TEMPART (le salarié travaille à temps partiel), ETAILLE1 (= référence ; 0-49), ETAILLE2 (50-249), ETAILLE3 (250+), HOMME (le salarié est un homme), SECTEUR1 (agriculture, chasse, sylviculture), SECTEUR2 (pêche, aquaculture), SECTEUR3 (industries extractives), SECTEUR4 (industries manufacturières), SECTEUR5 (production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau), SECTEUR6 (construction), SECTEUR7 (commerce, réparation automobile et articles domestiques), SECTEUR8 (hôtels et restaurants), SECTEUR9 (transports et communications), SECTEUR10 (= référence ; intermédiation financière), SECTEUR11 (immobilier, location et services aux entreprises), SECTEUR12 (administration publique), SECTEUR13 (éducation), SECTEUR14 (santé et action sociale), SECTEUR15 (services collectifs sociaux et personnels), SECTEUR16 (services domestiques), SECTEUR17 (activités extraterritoriales) ; nombre d'observations : 238 647.

La distinction des salariés transfrontaliers selon leur pays d'origine nous fournit deux résultats intéressants. D'une part, nous constatons que, toutes choses égales par ailleurs²⁸, les frontaliers venant de France ont, en moyenne, des taux de salaire inférieurs de 7,1 % à ceux des résidents du Luxembourg. D'autre part, nous observons que les frontaliers venant de Belgique et d'Allemagne ont des taux de salaire en moyenne supérieurs à ceux des résidents du Luxembourg. Les écarts sont respectivement de 1,0 % et de 1,9 % au profit des frontaliers venant de Belgique et des frontaliers venant d'Allemagne.

Ce résultat nous montre qu'il importe de spécifier, au sein de l'ensemble des frontaliers, trois groupes distincts suivant qu'ils ont leur résidence en France, en Belgique ou encore en Allemagne. Malheureusement, nous ne disposons pas toujours d'une variable qui permet de faire la distinction entre ces trois groupes, dans les bases de données que nous utilisons.

²⁸ Rappelons que par « toutes choses égales par ailleurs », nous entendons le contrôle des autres influences sur le taux de salaire, influences dont nous disposons dans notre base de données. Avec les données de l'IGSS, il ne nous est pas donné de tenir compte du niveau de formation des salariés, ce qui relativise la portée de nos résultats.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons exploité deux bases de données qui fournissent des informations sur les taux de salaire au Luxembourg. L'objectif était d'analyser s'il existe, toutes choses égales par ailleurs, des écarts de taux de salaire entre frontaliers et résidents au Luxembourg.

D'après les résultats d'analyse, les taux de salaire des frontaliers seraient inférieurs d'environ 3 à 6 % à ceux des résidents, selon l'année d'analyse et les données utilisées. Cette différence observée avec des méthodes statistiques avancées est donc nettement plus faible que celle obtenue par une simple comparaison des taux de salaire moyens entre frontaliers et résidents, qui donne un écart de taux de salaire égal à 11 %. Ceci vient du fait que certaines différences salariales sont justifiées dans le sens où elles reflètent des différences de productivité dues à des différences de niveaux de formation, à des différences d'expérience professionnelle ou encore à des différences de moyens de production mis à la disposition des salariés.

Dans un prochain papier du CEPS/INSTEAD, nous allons analyser si les écarts de taux de salaire entre frontaliers et résidents s'expliquent par des différences de demandes salariales entre frontaliers et résidents, elles-mêmes influencées par des déterminants régionaux sur le marché du travail transfrontalier au Luxembourg.

Liste des publications du panel socio-économique des ménages
"Liewen zu Lëtzebuerg"

DICKES P., HAUSMAN, P. KERGER A. *Méthodologie générale et répertoire des variables - Année d'enquête : 1985 (Première vague)*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°1, 237p.

COURTOIS F., HAUSMAN P. *L'état de la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°2, 46p.

HAUSMAN P. *Description des niveaux de vie et de bien-être économique dans les ménages résidant au Luxembourg - Année 1985-1987. Série "Niveau de vie" 1*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°3, 383p.

HAUSMAN P. *Niveaux de vie et de bien-être économique des ménages en 1985 : principaux résultats en 1985. Série "Niveau de vie" 2*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°4, 49p.

DICKES P. *Un indicateur pour mesurer la pauvreté objective : théorie et application dans la première vague du panel socio-économique Luxembourgeois - 1985*. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°5, 59p.

DICKES P. *Un indicateur pour mesurer la pauvreté subjective. Théorie et application dans la première vague du panel socio-économique luxembourgeois : année d'enquête 1985 (première vague)*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°6, 54p.

DICKES P., TOURNOIS J. *Pratique de l'échelonnement multidimensionnel*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°7, 197p.

DICKES P. *Pauvreté et conditions d'existence : théories, modèles et mesures*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°8, 127p.

TOURNOIS J. *Logistique & documentation - Principes d'organisation de la documentation dans le panel*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°9, 74p.

TOURNOIS J. *Documentation transversale des variables 1985 : première vague*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°10, 398p.

WAGNER A. *Evolution d'un groupe de ménages pauvres entre 1985 et 1987*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°11, 157p.

KERGER A., DE WEVER R. *Description statistique des variables du questionnaire -1986- (deuxième vague)*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°12, 237p.

RAY J-C., JEANDIDIER B., CARVOYEUR S. *Activité féminine, isolement et prestations familiales: un premier parallèle Luxembourg- Lorraine. Annexes*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 13, 434p.

HAUSMAN P. *Le mode d'échantillonnage du panel "Liewen zu Lëtzebuerg" - Bilan des deux premières vagues*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°14, 75p.

DICKES P. *Analyse des données irlandaises (enquête pilote -1987) pour construire une échelle de pauvreté*. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°15, 47p.

KERGER A. *La collecte des données en 1986 - Elaboration du questionnaire, déroulement de l'enquête, opérations de chiffrage*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°16, 95p.

SCHMAUS G. *Organisation der Daten des Luxemburger Haushaltspanels. (Eingabe, Speicherung und Analyse von Paneldaten)*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°17, 36p. (version anglaise: 17a).

GAILLY B. *MNDr, partition évaluée selon la méthode de Roubens et Libert*. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°18, 30p.

GAILLY B., HAUSMAN P. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages en 1985 et 1986*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°19, 51p.

- AUBRUN A., HAUSMAN P. *Les modes de garde des jeunes enfants*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 20, 97p.
- HAUSMAN P. *Les indicateurs sociaux de pauvreté : Tableaux de base et documentation*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°21, 144p.
- HAUSMAN P., SCHABER G. *Les personnes âgées et/ou retraitées au Luxembourg : leur environnement familial et leurs réseaux de solidarité*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 22, 64p.
- HAUSMAN P., GAILLY B. *Examen des effets du phénomène d'attrition sur l'étude des revenus et de l'emploi - Années de références : 1985, 1986 et 1987*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 23, 48p.
- DE WEVER R. *La constitution des fichiers de référence, nécessaire à l'étude du phénomène d'attrition*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°24, 27p.
- GAILLY B., HAUSMAN P. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages en 1985 et 1987*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°25, 161p.
- GAILLY B., HAUSMAN P. *Bilan de l'attrition au cours des trois premières vagues d'enquêtes : 1985/1986/1987*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°26, 16p.
- HAUSMAN P. *Imputation des revenus manquants dans le panel socio-économique luxembourgeois*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°27, 24p.
- WESTER J-J., avec la collaboration de AUBRUN A. *"PSELLDOC" Système documentaire pour le panel Luxembourgeois*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°28, 27p.
- KERGER A. *Le déroulement de la collecte en 1987. Elaboration du questionnaire, déroulement de l'enquête, opération de chiffrement*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°29.
- KERGER A. *La production des données : Vague 1988-1990*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 30, 60p.
- DE WEVER R., KERGER A. *Description statistique des variables du questionnaire -1987- Troisième vague*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n°31, 247p.
- HAUSMAN P., AUBRUN A., KERGER A. *Les ménages de retraités et les ménages d'actifs - Comparaison des niveaux de vie et des niveaux de dépenses. Série "Niveau de vie " 3*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 34, 91p.
- SCHMAUS G. *Situation der Arbeitslosen in Luxemburg*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 35, 93p.
- WAGNER A. *La recherche sur la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL 36.
- DELVAUX B. *La distribution des revenus entre ménages en 1986 - Une comparaison de statistiques Luxembourg - Lorraine - Belgique*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 38, 61p.
- HAUSMAN P. *Efficacité de la sécurité sociale dans la lutte contre la pauvreté*. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°39, 45p.
- GAILLY B. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1988*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n°40, 210p.
- BROWN J-C., WAGNER A., avec la collaboration de HAUSMAN P., KERGER A., MENARD G. *Projet de recommandation du conseil portant sur les critères communs relatifs à des ressources et prestations suffisantes dans les systèmes de protection sociale. Rapport préparatoire relatif au dispositif de suivi*. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 42,70p.
- WAGNER A. *La loi sur le Revenu Minimum Garanti. Quelques avis du public*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n° 43, 64p.
- GAILLY B., HAUSMAN P. *L'endettement des ménages au Luxembourg 1985-1989. Série "Mode de vie"-I*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°45, 36p.

HAUSMAN P., avec la collaboration de LANGERS J. (STATEC) et du Ministère de la Famille et de la Solidarité. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : Démographie-Famille I*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°46, 54p.

HAUSMAN P., VECERNIK J. avec la collaboration du Ministère de la Famille et de la Solidarité. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : Revenus-Conditions de vie II*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°47, 63p.

GAILLY B. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1989*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°48, 241p.

GAILLY B., HAUSMAN P. *Luxembourg, 1985 à 1989, une vague d'endettement. Série "Mode de vie" - 2*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°49, 29p.

HAUSMAN P. *Les Effets de la Protection Sociale dans la Communauté Européenne. Contribution au programme "Convergence en matière de Protection Sociale" (Commission C.E., DG V)*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°50, 44p.

HAUSMAN P. *Situation démographique de l'Europe des Douze - EUR12*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°51, 53p.

HAUSMAN P. *Les phénomènes associés au vieillissement de la population*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°52, 40p.

GAILLY B. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1990*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°53, 274p.

GAILLY B. avec la collaboration de LAVALLEE P. (Statistics-Canada) *Insérer des nouveaux membres dans un panel longitudinal de ménages et d'individus: simulations*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°54, 49p. (Version anglaise disponible).

GAILLY B. *Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1991. Tome II*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°55, 55p.

HAUSMAN P. *Evolution générale du revenu des ménages : 1978-1990. Série "Niveau de vie" 4*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°56, 122p.

GAILLY B. *1985-1990. Endettement et risques de surendettement. Série "Mode de vie" - 3*. CEPS/INSTEAD 1994, coll : Cahier PSELL n°57, 41p.

SCHABER G., BOUSCH P. *L'intégration sociale des personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°58, 44p.

GAILLY B., LAVALLEE P. *Insérer un échantillon complémentaire dans un panel longitudinal de ménages et d'individus : simulations. (2e partie)*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°59, 41p.

GAILLY B. *Revenus et endettement. Série "Mode de vie" - 4*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°60, 32p.

JEANDIDIER B., POUSSING N. *Mesure de l'efficacité des transferts sociaux selon une approche en termes de sécurisation du niveau de vie des ménages : une analyse statique puis dynamique, appliquée au cas du Luxembourg et de la Lorraine*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°61, 58p.

AUBRUN A. *Budget temps des femmes : l'opinion des femmes*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°62, 42p.

GAILLY B. *Dispositif des pondérations des individus et des ménages de 1985 à 1992*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°63, 41p.

GAILLY B. *1985-1991. L'endettement au Luxembourg. Diffusion et concentration. Série "Mode de vie" - 5*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°64, 20p.

RIEBSCHLÄGER M. *La variance des estimateurs d'un panel ménage. La méthode des groupes aléatoires appliquée au panel luxembourgeois*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°65, 12p.

HAUSMAN P. *Etude comparative de l'efficacité de la protection sociale*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°66, 54p. (Version anglaise disponible).

SCHABER G., BOUSCH P. *Les politiques économiques et sociales et les personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg (Rapport national pour la Commission des Communautés Européennes)*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°67, 103p.

SCHABER G., BOUSCH P. *La mise en oeuvre des politiques sociales et économiques en faveur des personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg (Rapport national pour la Commission des Communautés Européennes et l'Observatoire Européen portant sur le vieillissement démographique et les personnes âgées)*. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°68, 29p.

LEJEALLE B. *Actives, mais à quel prix ?* CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°69, 33p.

LEJEALLE B. *Les Luxembourgeoises moins actives que leurs homologues européennes. Etude comparative de la structure des ménages et de l'activité féminine au Luxembourg et dans six autres pays européens -(Suède, Pays-Bas, Belgique, Allemagne de l'Ouest, Danemark et Grande-Bretagne)*. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°70, 21p.

GAILLY B. *Les conditions de travail des personnes actives*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°71, 13p.

LEJEALLE B. *Etre au chômage au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°72, 20p.

AUBRUN A. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : 4. Place et rôle de la femme dans la société*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°73, 50p.

HAUSMAN P. en collaboration avec VECERNIK J. et le Ministère de la Famille et de la Solidarité. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : 3. Revenus-Conditions de vie*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°74, 57p.

GAILLY B. *1985-1992. L'endettement au Luxembourg. Série "Mode de vie" - 6*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°75, 27p.

PELS M. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 5. Encadrement institutionnel de la femme luxembourgeoise : Conditions juridiques - Politiques visant la famille - Mesures relatives à la formation et à l'emploi - Services d'aide*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°76, 65p.

HAUSMAN P. *Le revenu des ménages. Evolution de 1985 à 1992. Série "Niveau de vie " 5*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°77, 61p.

LEJEALLE B. *Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 6. Les familles monoparentales au Luxembourg ou élever seule son enfant au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°78, 33p.

HAUSMAN P. *L'évolution du niveau de vie des personnes au Grand-Duché de Luxembourg entre 1985 et 1992. Série "Niveau de vie " 6*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°79, 33p.

HAUSMAN P. *Le suivi des diplômés du BAC technique E.C.G. : Promotions 1987 à 1994*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°80, 69p.

KERGER A. en collaboration avec ARENDT N., FALCHERO L., MERTENS M. *Les demandeurs d'une admission en maison de soins. Les demandeurs d'une allocation de soins. Année 1994*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL N° 81, 64p. (publication à diffusion restreinte)

KERGER A. *Le maintien à domicile des personnes âgées - Analyse du fichier des clients de longue durée du Service d'Aides familiales/Aides seniors des régions nord, ouest et est*. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n° 82, 44p.

HAUSMAN P. *Les dépenses : Structure et poids dans le revenu des ménages. Série "Mode de vie" 7*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 83, 97p.

GAILLY B. *Répertoire des poids individuels et des poids des ménages Psell 1985-1993*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°84, 12p.

GAILLY B. *Répertoire des poids individuels et des poids des ménages Psell 1985-1994*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°85, 12p.

GAILLY B. *Procédure de pondération de l'étude relative aux employées privées*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°86, 16p.

GAILLY B. *Revenu du travail des jeunes en 1993. Equivalents à ceux de leurs aînés ?* Document PSELL n°87, CEPS/INSTEAD, 1996, 11p.

AUBRUN A., LEJEALLE B., HAUSMAN P. *Les employées de statut privé occupées au Luxembourg. Enquête réalisée pour la Chambre des Employés Privés 1995-1996*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 88, 158p. (diffusion interne).

GAILLY B. *Les mariés de l'an 1989. Pondération de la cohorte de 1991 à 1994*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°89,19p.

HAUSMAN P. *Le mode de vie des jeunes adultes : cohabitation avec les parents et départ du foyer parental. Série Mode de vie n° 8*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL N°90, 27p.

WAGNER A., SCHABER G. *Les mesures dans le domaine de l'emploi en faveur des groupes de personnes particulièrement désavantagées sur le marché du travail. Rapport sur le séminaire de suivi sur les décisions du Conseil de l'Union Européenne dans le domaine de l'emploi (Sommet d'ESSEN 1994)*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 91, 15p.

ZANARDELLI M. avec la participation du STATEC. *Les comportements de consommation au Luxembourg. Impact des caractéristiques socio-économiques des ménages selon différents niveaux d'agrégation des dépenses. Paru dans les Cahiers Economiques du STATEC. (Enquête Budgets des Ménages).Mode de vie n° 9*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 92, 65p. (diffusion interne).

LEJEALLE B. avec la participation du STATEC. *Les femmes et le chômage en 1994. Enquête Forces et Travail 1994*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 93, 60p.

GAILLY B. *Fondements méthodologiques de l'échantillon du PSELL n°2*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°94, 20p.

BORSENBERGER M., PELS M. *La politique familiale au Luxembourg - évolution au cours des cinq dernières années*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°95, 95p.

HAUSMAN P., LEJEALLE B. *Entre famille et activité professionnelle. Mode d'organisation des employées privées*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°96, 57p.

GAILLY B. *L'évolution de l'habitat au Luxembourg. 1985-1994. Série "Mode de vie " n°10*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°97, 42p.

KERGER A. *La mesure de la dépendance. Potentialités et limites du CTMSP pour son application au Grand-Duché de Luxembourg. Compte rendu de l'expérience-pilote réalisée au cours des mois de mai et juin 1996*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°98, 50p.

ZANARDELLI M. *Les comportements de consommation au Luxembourg. Une typologie des ménages. Série "Mode de vie " n°11*. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°99, 28p.

Recueil d'études sociales 1996. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°100, 300p.

GAILLY B. *Compenser l'absence de nouveaux immigrants dans le PSELL.1 ?* Document PSELL n°101, 42p.

GAILLY B. *Représentativité et pondération des échantillons du PSELL2. 1994-1995*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°102, CEPS/INSTEAD, 1997, 42p.

GAILLY B. *Propriétaire ou locataire : quelles habitations ? 1985-1994*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°103, 45p.

LEJEALLE B. *Femmes au foyer*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°104, 54p.

GAILLY B. *L'endettement des ménages au Luxembourg en 1994. Série "Mode de vie n°13"*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°105, 39p.

GAILLY B. *Habiter au Luxembourg. Les travaux dans l'habitation. 1985-1994. Série "Mode de vie n°14"*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°106, 41p.

LEJEALLE B. en collaboration avec le SCRIPT/Ministère de l'Education Nationale et de la Formation Professionnelle. *Bacheliers, bachelères de la filière ECG*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°107, 41p.

AUBRUN A. *Les Luxembourgeois se sentent-ils en bonne santé et que font-ils pour la préserver ?* CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°108, 41p.

LEJEALLE B. *L'emploi du temps des femmes : un partage entre famille, ménage et activité professionnelle*. CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°109, 77p.

GAILLY B. *Représentativité et pondération des échantillons du PSELL 2. 1994-1996*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°110, 44p.

GAILLY B. *L'endettement des ménages au Luxembourg en 1996*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°111, 40p.

KLEIN C. *Eléments d'analyse économique des choix éducatifs au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°112, 40p.

HAUSMAN P., LANGERS J., LEJEALLE B. *La discrimination salariale entre hommes et femmes employés privés*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°113, 68p. (diffusion interne)

AUBRUN A. *Les perspectives familiales : les femmes peuvent-elles choisir librement entre leur vie familiale et leur vie professionnelle ? Envisagent-elles de concilier les deux ? Comment ?* CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°114, 49p.

BERGER F., HAUSMAN P. *Revenu disponible et niveau de vie des ménages en 1996 et quelques aspects d'évolution : 1985-1996*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°115. (pas disponible).

BERGER F. *Habiter ou ne plus habiter chez ses parents*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°116. (pas disponible).

GAILLY B. *Représentativité et pondérations des échantillons du Psell 2. 1994-1997*. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°117, 48p.

LEJEALLE B. *Entre activité professionnelle, activité familiale : les choix des femmes luxembourgeoises*. CEPS/INSTEAD, 1999, coll : Cahier PSELL n°118, 148p.

LEJEALLE B. *Les femmes du secteur des banques et des assurances*. CEPS/INSTEAD, 1999, coll : Cahier PSELL n°119, 62p.

BORSENBERGER M., LEJEALLE B. *La garde des enfants au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°120, 44p.

JEANDIDIER B. en collaboration avec HAUSMAN P., VLEMINCKX K., DE WEVER R., ZANARDELLI M. *Dans quelle mesure les transferts de politique familiale et sociale réduisent-ils la fréquence et l'intensité de la pauvreté des enfants. Une comparaison France – Luxembourg – Etats-Unis*. CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°121, 44p.

BORSENBERGER M., BOUSCH P. *Situation de l'emploi à Dudelange. Analyse descriptive et dynamique. Rapport détaillé*. CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°122, 136p.

BORSENBERGER M., BOUSCH P. *Situation de l'emploi à Dudelange. Analyse descriptive et dynamique. Rapport de synthèse et tableau de bord*. CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°123, 50p.

LEJEALLE B. *Les différences salariales en 1995*. CEPS/INSTEAD, 2001, coll : Cahier PSELL n°124, 103p.

ZANARDELLI M., REINSTADLER A. *Passé professionnel et durée de chômage en Europe. Mise en lumière des effets de structure et d'hétérogénéité*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°125a, 82p.

ZANARDELLI M., HAUSMAN P., RAY J-C., REINSTADLER A., *Passé professionnel et durée de chômage en Europe. Mise en lumière des effets de structure et d'hétérogénéité : Annexes*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°125b, 219p.

BROSIUS J. *A la recherche des déterminants de la durée du chômage au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 2001, coll : Cahier PSELL n°126, 64p.

KUEPIE M. *Evolution des configurations familiales des ménages au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°127, 68p.

LEJEALLE B. *Formation initiale, formation professionnelle et profession*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°129, 56p.

KLEIN C. *Rendement moyen de l'éducation et l'effet des interruptions involontaires des carrières professionnelles sur le rendement de l'éducation*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°131, 33p.

RAY J-C. (Université Nancy 2 et CNRS) *Les gains d'activité des jeunes adultes européens sont-ils liés à la générosité des transferts sociaux ? Une analyse au moyen de modèles multiniveaux*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°132, 98p.

RAY J-C. (Université Nancy 2 et CNRS) *Application de modèles multiniveaux à la mesure du lien entre la générosité des transferts sociaux et les gains d'activité des jeunes adultes européens*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°133, 58p.

REINSTADLER A., BORSENBERGER M., CANTILLON B. (UFSIA, Université de Anvers), HAUSMAN P., JEANDIDIER B. (ADEPS, Université Nancy 2), PASSOT L. (UFSIA, Université de Anvers), RAY J-C. (ADEPS, Université Nancy 2). *Analyse comparative des effets de la politique familiale dans certains pays francophones*. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°134, 110p.

REINSTADLER A., JEANDIDIER B. *Pauvreté des enfants dans l'Union Européenne et transferts sociaux : quels liens entre générosité, ciblage, efficacité, efficience et équité ?*, CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°135, 22p.

BORSENBERGER M. *Les solidarités des 45-64 ans avec leurs parents âgés*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°136, 75p.

KUEPIE M. *Le passage à l'âge adulte au Luxembourg : de la fin des études à la fondation de la famille*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°137, 39p.

REINSTADLER A., JEANDIDIER B., RAY J-C., KOP J-L. *Les enfants pauvres au Luxembourg et en Europe. Comment se positionne le Luxembourg, comparativement aux autres pays de l'Europe, du point de vue de la pauvreté des enfants ?* CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°138, 81p.

C. KLEIN. *La valorisation des compétences linguistiques sur le marché du travail luxembourgeois*. CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°139, 67p.

C. KLEIN. *Estimation du rendement du capital humain en Lorraine et au Luxembourg à partir de données de panels*. CEPS/INSTEAD, 2004, coll : Cahier PSELL n°140, 41p.

F. BERGER, C. BOURREAU-DUBOIS, B. JEANDIDIER. *Dynamique de pauvreté, événements matrimoniaux et événements d'emploi en Europe : y a-t-il une différence entre les hommes et les femmes ?* CEPS/INSTEAD, 2004, coll : Cahier PSELL n°141.

F. BERGER, B. JEANDIDIER. *Accompagner une réforme fiscale : avec une prime pour l'emploi ou avec une hausse des allocations familiales ?* CEPS/INSTEAD, 2005, coll : Cahier PSELL n°142.

J. BROSIUS. *Analyse théorique des écarts de taux de salaire entre salariés résidents et transfrontaliers au Luxembourg*. CEPS/INSTEAD, 2005, coll : Cahier PSELL n°143.

B. LEJEALLE. *Une typologie de trajectoires professionnelles féminines*. CEPS/INSTEAD, 2005, coll : Cahier PSELL n°144.

B. JEANDIDIER. *Pensions alimentaires pour enfants lors du divorce : les juges appliquent-ils implicitement un barème économiquement justifié ?*. CEPS/INSTEAD, 2005, coll : Cahier PSELL n°145.

(Septembre 2005)

