

INÉGALITÉ DES REVENUS ET OUVERTURE AU COMMERCE EXTÉRIEUR : UNE ANALYSE MICROÉCONOMIQUE DU CAS DE LA SUISSE

Giovanni FERRO LUZZI, Yves FLUCKIGER et José RAMIREZ

(Université de Genève)

Chapitre 1 : Survol de la littérature

Les théories qui ont été le plus souvent utilisées pour expliquer la relation entre commerce international et salaires se basent sur le fameux modèle d'Heckscher et Ohlin. Bien que les économistes spécialisés dans le commerce international soient assez sûrs des implications de ce modèle, ils ne le sont pas vraiment en ce qui concerne ses hypothèses de base. Bhagwati et Dehejias (1994) vont même jusqu'à tourner en ridicule l'hypothèse que la technologie de production est la même dans les pays riches et pauvres. De son côté, Wood (1994) remet en cause le théorème d'égalisation des prix des facteurs de production. Il suppose au contraire une convergence relative entre les prix des facteurs de production. De leur côté, les économistes du travail se réfèrent rarement au modèle d'Heckscher et Ohlin ou aux théorèmes qui lui sont associés (e.g., Murphy et Welch, 1991, Borjas, Freeman et Katz, 1992). En Suisse, peu d'études ont été réalisées à ce jour sur ce sujet, à notre connaissance. Suarez (1998) analyse l'impact des prix à l'importation sur les salaires et l'emploi dans sept industries manufacturières. Ses résultats ne font pas ressortir des effets importants.

Les économistes ont utilisé une grande variété d'approches pour appréhender l'influence du commerce international sur la distribution des salaires. Une des pistes les souvent utilisées depuis le début des années nonante est celle du « contenu factoriel » des importations et/ou exportations (e.g., Murphy et Welch, 1991, Borjas, Freeman et Katz, 1992, Bhagwati et Dehejias, 1994). De manière générale, ces études montrent que le changement du contenu factoriel des échanges internationaux déplace la demande de travail dans les pays riches en défaveur du travail non qualifiés et donc à l'avantage des travailleurs qualifiés.

Dans cette étude, nous avons choisi la voie adoptée par les économistes du travail, et tout particulièrement celle définie par la littérature récente sur l'analyse de la structure des salaires faite à partir de données fournissant de

l'information qui permet d'estimer de manière relativement précise le rôle des entreprises sur la distribution des salaires.

Diverses études ont tenté durant la dernière décennie d'estimer les impacts respectifs des caractéristiques des employés et de celles des entreprises qui les emploient sur la dispersion des salaires. Comme l'impact des caractéristiques individuelles (niveau d'éducation, ancienneté au travail et dans l'entreprise, etc.) sur le niveau des salaires est assez bien connu, ayant été l'objet de nombreuses analyses couvrant de vastes périodes et de nombreux pays, nous nous limiterons dans cette section à un résumé des conclusions des recherches ayant eu pour but l'examen de l'effet sur le salaire des employés des variables qui sont censées mesurer la spécificité des diverses entreprises et établissements.

Ces dernières années un certain nombre de travaux ont mis en évidence, d'une part, le rôle joué par les différences inter-industrielles et, d'autre part, montré qu'à l'intérieur des diverses industries, l'appartenance à une entreprise ou même à un établissement donné avait un effet significatif sur les salaires. Parmi les caractéristiques des entreprises ou des établissements qui semblent avoir un impact sur les salaires, on peut citer (cf. Groshen, 1991) la proportion d'employés du sexe masculin, l'existence d'un syndicat, la taille de l'entreprise ou de l'établissement, le type de salaire reçu (paiement à la pièce ou autres types d'incitations) et la structure socio-professionnelle de la main d'œuvre (ce que l'on appelle "occupation" en anglais).

L'introduction de ce genre de variables n'est pas aussi évidente que l'on pourrait le penser a priori. En ce qui concerne par exemple la corrélation positive entre salaire et taille de l'entreprise, Groshen (1996) pose deux questions fort pertinentes:

- si les petites entreprises payent des salaires moins élevés, comment se fait-il qu'elles ne perdent pas leurs employés?
- si les plus grandes entreprises paient des salaires plus élevés, pourquoi ne sont-elles pas remplacées par de plus petites entreprises qui devraient avoir un avantage compétitif?

Les réponses apportées à ces deux questions consistent en général à dire que dans les plus grandes entreprises les travailleurs sont plus productifs. Mais comme la littérature se basant sur la théorie du capital humain lie la productivité d'un employé aux caractéristiques de son capital humain, il faut maintenant expliquer pourquoi ces caractéristiques ne sont pas les mêmes dans les petites et les grandes entreprises. Pour expliquer un tel lien, certains ont suggéré que les entreprises sélectionnaient leurs employés sur la base de qualités qu'un économiste conduisant une recherche ne pouvait pas observer tandis que d'autres mettaient en avant le rôle des différences compensatoires, c'est-à-dire de la grande variation des conditions de travail d'une entreprise à l'autre. Une autre catégorie de chercheurs a préféré supposer que la compétition était loin d'être

parfaite sur les marchés de produits ou du travail et ce genre d'hypothèses est à la base des modèles de partage de la rente ou de ce que l'on appelle les salaires d'efficience (cf. les études de Ferro-Luzzi, 1993, et de Ramirez, 1999, sur l'existence de salaires d'efficience en Suisse).

L'existence d'un lien éventuel entre la taille de l'entreprise et le niveau moyen des salaires est une question différente de celle concernant la relation entre la taille de l'entreprise et la dispersion des salaires à *l'intérieur* de ses établissements. Les éléments suivants vont dans la direction d'une corrélation *positive* entre ces deux variables (voir Davis et Haltiwanger, 1996):

- dans les plus grandes entreprises, la variété des tâches à accomplir est plus élevée et on y trouve donc une main-d'œuvre plus diversifiée ;
- il est probable que plus une entreprise est grande, plus fréquente sera l'introduction d'un système de paiement qui lie le salaire à un système d'incitations souvent assez sophistiqué.

D'un autre côté, on peut aussi donner des raisons qui justifieraient l'existence d'une relation *négative* entre la taille de l'entreprise et la dispersion des salaires à *l'intérieur* de ses établissements (Davis et Haltiwanger, 1996):

- plus une entreprise est grande, plus fréquente est l'adoption de technologies qui impliquent l'existence d'une main d'œuvre homogène ;
- la présence de syndicats est plus courante dans les grandes que dans les petites entreprises et il est bien connu que les syndicats tendent à limiter la dispersion des salaires ;
- les grandes entreprises ont plus tendance à standardiser leur politique de salaires et à lier ces derniers à des caractéristiques bien observables.

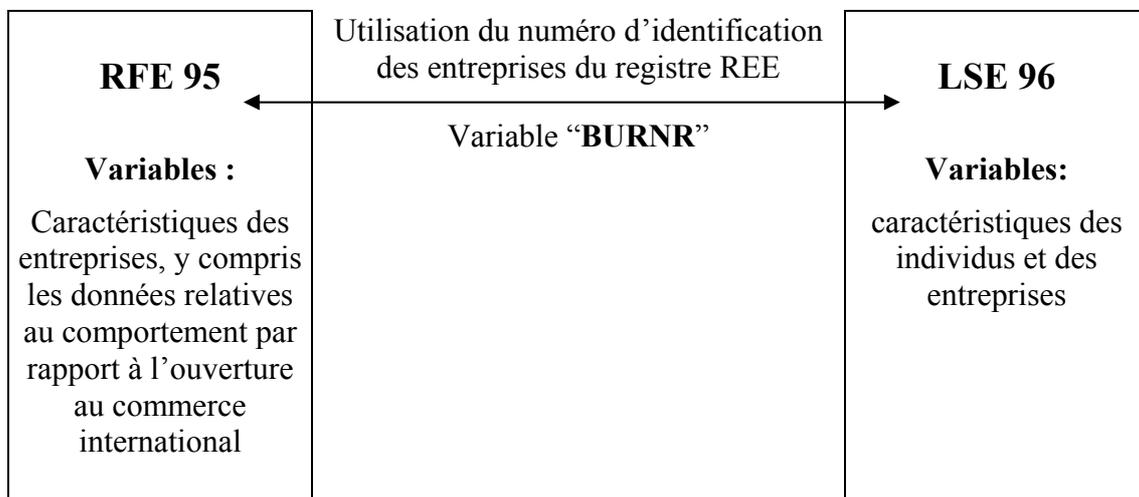
Finalement, on peut également mentionner que certains facteurs joueraient dans le sens d'une corrélation *négative* entre la taille de l'entreprise et la dispersion des salaires *entre* ses établissements:

- on observerait une plus grande variété de technologies chez les plus petits employeurs ;
- les syndicats qui sont plus actifs et présents dans les grandes que dans les petites entreprises veulent généralement diminuer la dispersion des salaires entre les établissements.

Dans l'étude que nous présentons ici nous allons tenter de tester un certain nombre de ces hypothèses. La méthodologie que nous avons adoptée reprend au départ l'approche suggérée par Kramarz et al. (1996) qui, eux aussi, ont combiné des données relatives aux employés et d'autres concernant les employeurs. Certaines techniques de décomposition que nous utilisons sont cependant nouvelles et elles seront décrites dans le chapitre 3 de cette seconde partie.

Chapitre 2 : Les bases de données

Les bases de données que nous avons utilisées conjointement sont l'Enquête sur la structure des salaires (LSE) de 1996 et le Recensement fédéral des entreprises (RFE) de 1995. Le RFE est une enquête réalisée sur l'ensemble des établissements en Suisse. Elle est effectuée de manière exhaustive tous les dix ans et, dans l'intervalle, partiellement tous les 3 ans. La LSE est une enquête réalisée tous les deux ans, depuis 1994, auprès d'un échantillon représentatif d'entreprises privées, ainsi qu'auprès de l'administration fédérale. En 1996, 8'258 entreprises et 552'015 salarié(e)s (dont environ 450'000 dans le secteur privé) furent ainsi inclus. Ce dernier nombre représente environ un cinquième de l'offre de travail en Suisse. La figure ci-dessous décrit comment le lien entre ces deux sources de données a pu être établi.



Le lien entre les deux bases de données a été rendu possible par l'utilisation de la variable BURNR qui est associée au numéro d'identification des entreprises dans le registre REE. À partir du RFE95, nous avons extrait relativement peu d'informations sur les entreprises. Les deux principales variables d'intérêt sont celles qui nous permettent, d'une part, de déterminer si les entreprises exportent ou non une partie de leur output et, d'autre part, si elles importent ou non des biens intermédiaires ou finaux. Les autres variables du RFE95 que nous avons utilisées dans ce rapport se rapportent aux parts d'emplois occupés dans l'entreprise par des femmes, par des travailleur(se)s étranger(e)s ainsi que la part d'emplois à temps partiel. Une dernière variable d'importance extraite du RFE95 nous permet de savoir si l'entreprise possède un ou plusieurs établissements.

Dans la LSE96, la rémunération pour le mois d'octobre ainsi que la rémunération annuelle sont collectées. Cette dernière peut être décomposée en un salaire de base, les 13^{ème} et 14^{ème} salaires, le paiement des heures

supplémentaires, des primes éventuelles pour le travail du dimanche ou en équipe, ainsi que les bonus et autres paiements spéciaux annuels. À partir de ces informations, l'OFS calcule un salaire brut mensuel standardisé à 40 heures de travail hebdomadaires. C'est cette dernière variable que nous avons utilisée comme variable principale dans nos estimations. Outre ces variables, on trouve dans la LSE des informations sur le type de permis de séjour des travailleur(se)s non suisses, sur l'âge, l'état civil, le type de formation acquise et l'ancienneté (en années) dans l'entreprise des travailleur(se)s. Une variable particulièrement intéressante nous indique dans quel domaine d'activité la personne est active au sein de l'entreprise. Cette variable nous a ainsi permis d'établir une distinction entre ce que l'on appelle les cols bleus (activité proche de la production) et les cols blancs. Une autre variable fort importante est celle indiquant le niveau des qualifications requises par le poste de travail qu'occupe la personne. Quatre niveaux de qualifications ont été répertoriés par l'enquête. Toutefois, en accord avec les statistiques des salaires établies par l'OFS, nous avons agrégé les deux niveaux de qualifications les plus élevés, limitant ainsi les niveaux de qualifications des emplois au nombre de trois. En plus de ces informations, la LSE nous permet également de savoir dans quelle branche d'activité l'entreprise est active, sa taille et si elle signataire ou non d'une convention collective de travail (d'entreprise ou d'association).

Dans cette recherche, nous nous sommes exclusivement concentrés sur le secteur privé et les travailleurs masculins âgés entre 20 et 60 ans. Le choix des hommes est principalement dicté par le souci d'éliminer le biais de sélection qui est généralement associé à la participation des femmes au marché du travail, mais également de réduire, dans la mesure du possible, l'impact des comportements discriminatoires sur la structure des salaires estimée. Une fois que toutes les observations comportant des variables d'analyse manquantes ont été éliminées dans la LSE96, nous avons finalement établi le lien entre cette dernière base de données et le RFE95. Au final, notre échantillon comporte 2'894 entreprises et 160'901 salariés.

Chapitre 3 : Méthodologie

Dans ce chapitre, nous commençons par présenter l'équation de salaire de base à partir de laquelle nous avons réalisé nos estimations. Dans une deuxième phase, nous expliciterons de manière plus précise le modèle d'estimation des salaires pour lequel nous avons opté. Celui-ci permet, d'une part, d'observer une structure des salaires différenciée selon que les entreprises sont ouvertes ou non au commerce international et, d'autre part, de prendre explicitement en compte le choix du type d'entreprise par les travailleurs. Nous finirons par présenter la décomposition de l'inégalité des salaires en fonction des différents déterminants du salaire.

3.1 Le modèle de base

L'hypothèse de base du modèle réside dans l'existence de différentiels de salaire non-compétitifs, non seulement au niveau des branches, mais également au niveau des entreprises dans une même branche d'activité. Par conséquent, le salaire d'un individu pris au hasard correspond à la somme de la rémunération de ses caractéristiques productives observables et inobservables, autrement dit son capital humain, et d'une composante associée à l'entreprise qui l'emploie. En ayant de l'information tant sur les caractéristiques des salariés que sur celles des entreprises, l'équation de salaire de base est la suivante

$$y_{jf} = \alpha_j + \sum_{k=1 \text{ to } K} b_k x_{kj} + \pi_f + u_j \quad (2)$$

où y_{jf} est le logarithme du salaire de l'employé j qui travaille dans l'entreprise f , x_{kj} est le vecteur des K caractéristiques observables du capital humain de cet employé j , b_k est le vecteur des taux de rendement de ces caractéristiques et α_j est son aptitude inobservable, c'est-à-dire l'effet fixe individuel. Le terme π_f représente l'effet fixe « pur » de l'entreprise f et u_j est le terme d'erreur aléatoire correspondant au travailleur j .

Cette équation ne peut malheureusement pas être estimée directement sous cette forme car, pour pouvoir identifier l'effet fixe individuel, nous devrions disposer de données en panel sur les travailleurs. Or, la LSE ne permet pas d'identifier les individus à travers le temps. Toutefois, en suivant Kramarz et al. (1996), nous pouvons estimer une version quelque peu modifiée de l'équation (2), à savoir :

$$y_{jf} = \sum_{k=1 \text{ to } K} b_k x_{kj} + \mu_f + u_j \quad (3)$$

où le terme μ_f correspond dès lors à l'effet fixe global de l'entreprise f . Ce terme correspond simplement à la somme de l'effet fixe « pur » de l'entreprise f et de l'aptitude inobservable moyenne des travailleurs employés par cette dernière. Dans ce qui suit, nous parlerons simplement de l'effet fixe d'entreprise. Ce dernier effet peut à son tour être décomposé comme suit :

$$\mu_f = \sum_{h=1 \text{ to } H} c_h z_{hf} + v_f \quad (4)$$

où z_{hf} est le vecteur des H caractéristiques observables des entreprises, c_h représente le vecteur des impacts marginaux de ces caractéristiques sur le logarithme du salaire du travailleur et v_f est le terme d'erreur aléatoire correspondant à l'entreprise f .

En combinant les équations (3) et (4) on obtient finalement l'équation complète suivante :

$$y_{jf} = \sum_{k=1 \text{ to } K} b_k x_{kj} + \sum_{h=1 \text{ to } H} c_h z_{hf} + u_j + v_f \quad (5)$$

qui nous permet de déduire que le salaire d'un individu peut être grossièrement décomposé en quatre parties :

- effet du travailleur : $\sum_{k=1 \text{ to } K} b_k x_{kj}$
- effet du terme d'erreur travailleur : u_j
- effet de l'entreprise : $\sum_{h=1 \text{ to } H} c_h z_{hf}$
- effet du terme d'erreur sur l'entreprise : v_f .

3.2 Equations estimées

Afin de tenir compte de l'éventuel impact de l'ouverture des entreprises au commerce international sur les salaires, nous pourrions simplement additionner à l'équation (5) une variable indiquant si l'entreprise est extravertie. Cette solution, forte attirante de prime abord, est toutefois basée sur deux hypothèses très restrictives. La première se base sur l'idée que le choix des entreprises par rapport à l'ouverture au commerce international, ainsi que celui des travailleurs par rapport au type d'entreprise, est le résultat d'un processus totalement aléatoire. Cela semble peu probable surtout lorsqu'il s'agit du choix des entreprises. La deuxième hypothèse implique que la structure des « prix », représentée par les vecteurs de paramètres b_k et c_h dans (5), est parfaitement identique entre les entreprises ouvertes au commerce international et celles qui ne le sont pas. Il n'y a toutefois aucune raison de supposer, par exemple, que la rémunération du capital humain des travailleurs est la même dans les deux types d'entreprises.

Si la structure des « prix » du capital humain et celle des effets marginaux associés aux caractéristiques des entreprises peuvent différer selon que ces dernières soient ouvertes ou non au commerce international, les équations (3) et (4) doivent être estimées séparément comme suit

$$y_{jo} = \sum_{k=1 \text{ to } K} b_{ko} x_{kjo} + \mu_o + u_{jo} \quad (6a)$$

$$\mu_o = \sum_{h=1 \text{ to } H} c_{ho} z_{ho} + v_o \quad (6b)$$

$$y_{jc} = \sum_{k=1 \text{ to } K} b_{kc} x_{kjc} + \mu_c + u_{jc} \quad (7a)$$

$$\mu_c = \sum_{h=1 \text{ to } H} c_{hc} z_{hc} + v_c \quad (7b)$$

où y_{jo} et y_{jc} sont respectivement le log du salaire dans les entreprises « ouvertes » et « fermées », et μ_o et μ_c sont respectivement les effets fixes des entreprises ouvertes et fermées.

Le système d'équations (6a) à (7b) donne ainsi la possibilité d'observer une structure des salaires pouvant différer d'un type d'entreprise à l'autre, mais suppose encore implicitement que le choix des entreprises et travailleurs est le

fruit d'un processus aléatoire. Si ce n'est effectivement pas le cas, les paramètres estimés à l'aide du système d'équations (6a)-(7b) souffriront d'un biais pouvant être relativement important. Afin de le corriger, nous utiliserons une méthodologie initialement développée par Lee (1978), puis étendue par Lee et al. (1980) dans le cas où il y aurait plus d'une équation par type d'entreprise ou secteur, comme c'est le cas ici.

Le marché du travail est composé de deux secteurs : un secteur *ouvert* au commerce international, et un autre *fermé* à ce dernier. Tant les entreprises que les travailleurs peuvent passer d'un secteur à l'autre. La distribution des entreprises et des travailleurs entre les deux secteurs est le fruit de comportements rationnels de la part des entreprises et des travailleurs. Dans ce cas, deux processus de sélection sont mis en pratique. En premier lieu, les entreprises choisissent leur secteur, étant données leurs caractéristiques (e.g. taille, secteur d'activité). Dans un deuxième temps, les travailleurs choisissent entre les entreprises *ouvertes* et celles *fermées*, étant données leurs propres caractéristiques. Dans l'idéal, nous devrions donc être en mesure de décrire d'abord le choix des entreprises puis celui des travailleurs. L'information dont nous disposons ne permet malheureusement pas de distinguer la distribution des entreprises de celle des travailleurs¹. Nous supposons par conséquent que le processus de sélection se résume de la manière suivante : les entreprises « annoncent » les salaires et autres conditions de travail associées aux secteurs ouvert et fermé, puis les salariés choisissent dans quel type d'entreprise ils désirent travailler.

Étant donné les caractéristiques observables et inobservables d'un travailleur, la probabilité qu'il soit employé dans une entreprise ouverte dépend dès lors du coût relatif associé à ce type d'emploi (e.g. niveau d'effort, heures de travail, ...) et de ses bénéfices escomptés, résumés ici par le différentiel de salaire espéré entre les deux types d'entreprises. Comme l'a montré Lee (1978), un tel critère peut s'écrire sous la forme d'un probit : le travailleur sera actif dans une entreprise ouverte si $I^* > 0$, avec

$$I^* = \xi_0 + \xi_1 (y_{jo} - y_{je}) + \Omega L - \varepsilon \quad (8)$$

où L est un vecteur de variables, autres que le différentiel de salaires, qui sont associées avec la probabilité que le travailleur j soit dans une entreprise ouverte et ε est un terme d'erreur reflétant les facteurs aléatoires inobservables. Cette équation structurelle résume le processus de sélection simplifié décrit plus haut. La variable I^* , mesurant les coûts et bénéfices du travailleur associé à un emploi

¹ Pour cela, il faudrait disposer non seulement de données en panel pour les entreprises mais également de pouvoir identifier un nombre relativement conséquent de ces dernières ayant changé de secteur d'une période à l'autre.

dans une entreprise ouverte, ne peut être directement observée. On connaît simplement qui est et qui n'est pas dans une entreprise ouverte. Une variable binaire, I , qui est égale à 1 si le travailleur est employé dans une entreprise ouverte et 0 autrement, a ainsi été construite.

En utilisant la matrice des variances-covariances des termes d'erreurs ε , $(u_{jc}+v_c)$ et $(u_{jo}+v_o)$, nous obtenons les équations de salaire suivantes *corrigées du biais de sélection* :

si $I = 1$:

$$y_{jo} = \sum_{k=1 \text{ to } K} \beta_{ko} x_{kjo} + \mu_o - \sigma_{ou} \lambda_o + \varepsilon_{jo} \quad (9a)$$

$$\mu_o = \sum_{h=1 \text{ to } H} \chi_{ho} z_{ho} + \varepsilon_o \quad (9b)$$

si $I = 0$:

$$y_{jc} = \sum_{k=1 \text{ to } K} \beta_{kc} x_{kjc} + \mu_c + \sigma_{cu} \lambda_c + \varepsilon_{jc} \quad 10a)$$

$$\mu_c = \sum_{h=1 \text{ to } H} \chi_{hc} z_{hc} + \varepsilon_c \quad 10b)$$

où les termes d'erreurs ont, par construction, tous une espérance nulle. Les termes λ_o et λ_c dans (9a) et (10a) correspondent aux *ratios inverses de Mill* associés à chaque régime ou secteur, permettant de corriger les équations de salaire du biais de sélection. Si la sélection des travailleurs entre entreprises ouvertes et fermées est effectivement le fruit d'un processus aléatoire, les paramètres associés aux ratios inverses de Mill ne devraient pas être significativement différents de zéro. Si, comme on pourrait s'y attendre, les travailleurs s'orientent vers le secteur dans lequel ils ont un avantage comparatif, alors nous devrions pouvoir observer les signes suivants : $\sigma_{ou} < 0$ et $\sigma_{cu} > 0$. Autrement dit, nous n'observerions que le haut de la distribution des salaires dans chaque secteur, étant donné les caractéristiques des travailleurs et des effets fixes d'entreprises.

La procédure d'estimation pour le système d'équations (8) à (10b) en trois étapes proposée par Lee et al. (1980) est la suivante. Premièrement, nous estimons les ratios inverses de Mill par un probit en utilisant toutes les variables exogènes du système. Ensuite, en utilisant les valeurs prédites de ces derniers, nous estimons les équations (9a) et (9b) par les moindres carrés ordinaires. Finalement, les déterminants des effets fixes d'entreprises, c'est-à-dire les équations (10a) et (10b), peuvent être estimées également par les moindres carrés ordinaires.

3.3 Contribution des variables d'une régression à la dispersion de la variable endogène

Une fois les structures des rémunérations estimées, nous nous intéresserons à la décomposition de l'inégalité salariale par déterminant du salaire. Cela nous

permettra de déduire quelle est la contribution des diverses variables intégrées dans l'équation de salaire dans la dispersion totale des salaires par secteur, mais également de savoir dans quelle mesure l'ouverture au commerce international modifie la contribution de ces variables à l'inégalité des salaires.

La méthode de décomposition que nous avons utilisée est généralement appliquée à la décomposition de l'inégalité des revenus par sources de revenu (du travail, du capital, transferts gouvernementaux, etc.). Nous commencerons par résumer cette technique avant de revenir aux équations de salaire.

3.3.1 La décomposition de l'inégalité des revenus par source de revenu

Soit Z_{jk} le revenu que l'individu j obtient de la source k . Définissons maintenant $Z_{.k}$ et $Z_{.j}$ comme étant égaux à :

$$Z_{.k} = \sum_{j=1 \text{ to } n} Z_{jk} \quad (11)$$

et

$$Z_{.j} = \sum_{k=1 \text{ to } K} Z_{jk} \quad (12)$$

où K représente le nombre total de sources de revenu tandis que n est le nombre d'individus. Définissons également P_{jk} , $P_{.k}$ et $P_{.j}$ comme étant égaux à

$$P_{jk} = Z_{jk} / Z \quad (13)$$

$$P_{.k} = Z_{.k} / Z \quad (14)$$

$$P_{.j} = Z_{.j} / Z \quad (15)$$

où Z représente le revenu total de la population analysée (toutes sources de revenu combinées). $P_{.k}$ représente par conséquent le poids de la source de revenu k dans le revenu total Z tandis que $P_{.j}$ représente la part de l'individu j dans le revenu total de la société.

En appliquant la décomposition de l'inégalité des revenus par source de revenu proposée par Silber (1989), on peut alors définir l'indice de Gini de l'inégalité des revenus comme étant égal à :

$$I_G = [e'] G [Z] \quad (16)$$

où $[e']$ est le vecteur ligne des parts ($1/n$) des divers individus dans la population totale, $[Z]$ est le vecteur colonne des n parts $P_{.j}$ des revenus des différents individus dans le revenu total de la société tandis que G est une matrice carrée de taille n , que l'on appelle G-matrice, (cf. Silber, 1989). L'élément typique g_{fl} de cette matrice est égal à zéro si $f = l$, à -1 si $f < l$ et à $+1$ si $f > l$. Remarquons que dans l'expression (13) les parts $P_{.j}$ sont classées par niveau décroissant du revenu total (toutes sources de revenu combinées) des différents individus et qu'en calculant l'indice de Gini dans l'expression (16) le même poids ($1/n$) a été donné à chaque individu.

Comme la part P_j de l'individu j peut être également exprimée de la façon suivante :

$$P_j = \sum_{k=1 \text{ to } K} P_{jk} \quad (17)$$

l'expression (17) peut être également écrite sous la forme :

$$I_G = e' G \{ [P_{j1}] + \dots + [P_{jk}] + \dots + [P_{jK}] \} \quad (18)$$

Dans cette expression (18), les termes $[P_{jk}]$ qui se trouvent du côté droit de la G-matrice sont en fait des vecteurs colonnes dont l'élément typique est égal à P_{jk} . En d'autres termes l'expression (18) peut s'écrire également sous la forme :

$$I_G = [e'] G \{ \sum_{k=1 \text{ à } K} [P_{jk}] \} \quad (19)$$

où $[P_{jk}]$ est le vecteur colonne des n parts ($= Z_{jk} / Z$) correspondant à la source de revenu k .

Définissons maintenant W_{jk} comme étant égal à la part (Z_{jk} / Z_k) de l'individu j dans le revenu total que la société retire de la source de revenu k . L'expression (19) peut alors s'écrire de la façon suivante :

$$I_G = [e'] G \{ \sum_{k=1 \text{ to } K} P_{.k} [W_{jk}] \} \quad (20)$$

$$I_G = \sum_{k=1 \text{ to } K} P_{.k} \{ [e'] G [W_{jk}] \} \quad (21)$$

où $[W_{jk}]$ représente le vecteur colonne des n parts W_{jk} . Il faut rappeler ici que dans ce vecteur $[W_{jk}]$ les parts W_{jk} sont classées, non par ordre décroissant des parts (Z_{jk} / Z_k) , mais par ordre décroissant des parts $P_{jk} = (Z_j / Z)$. Ces parts W_{jk} ne sont donc pas nécessairement décroissantes et c'est pourquoi l'expression :

$$H_k = [e'] G [W_{jk}] \quad (22)$$

est connue sous le nom d'indice Pseudo-Gini de la source k .

Appelons maintenant $[X_{jk}]$ le vecteur des parts (Z_{jk} / Z) lorsque ces dernières sont classées par ordre décroissant. L'expression :

$$G_k = [e'] G [X_{jk}] \quad (23)$$

représente alors l'indice de Gini qui mesure l'inégalité de la distribution de la source de revenu k entre les différents individus.

L'impact d'une source de revenu donnée sur l'inégalité de la distribution des revenus totaux des divers individus peut alors être défini de la façon suivante. Appelons C_k la contribution de la source de revenu k à l'inégalité des revenus totaux avec :

$$C_k = P_{.k} H_k \quad (24)$$

On peut alors exprimer l'indice de Gini comme étant égal à la somme des contributions C_k des diverses sources de revenu k , c'est-à-dire que :

$$I_G = \sum_{k=1 \text{ to } K} C_k \quad (25)$$

Une telle approche a été utilisée auparavant par exemple par Fei, Kuo et Ranis (1980), Lerman et Yitzhaki (1985) ou Silber (1989).

Ce même genre de décomposition peut être utilisé quand on analyse la différence moyenne Δ plutôt que l'indice de Gini I_G . Rappelons que l'indice de Gini I_G est défini comme étant égal à :

$$I_G = (1/2) (\Delta/yb) \quad (26)$$

où yb représente le revenu moyen des différents individus tandis que la différence moyenne Δ des revenus est définie comme étant égale à :

$$\Delta = (1/(n^2)) \sum_{i=1 \text{ à } n} \sum_{j=1 \text{ à } n} /y_i - y_j/ \quad (27)$$

$/y_i - y_j/$ représentant la valeur absolue de la différence de revenu entre l'individu i et j et n le nombre total d'individus. On en déduit alors que :

$$\Delta = 2 yb \quad (28)$$

On peut de la même façon utiliser l'expression (22) pour définir la différence moyenne Δ_k correspondant à la source de revenu k avec :

$$\Delta_k = 2 yb_k G_k \quad (29)$$

où yb_k représente la moyenne des revenus provenant de la source k tandis que G_k est égal à l'indice de Gini mesurant l'inégalité de la distribution de la source de revenu k .

Finalement, nous pouvons définir, sur la base de l'expression (21), une "Pseudo différence moyenne" $P\Delta_k$ avec :

$$P\Delta_k = 2 yb_k H_k \quad (30)$$

En combinant les expressions (24) à (30) on peut conclure, après quelques opérations algébriques, que

$$\Delta = \sum_{k=1 \text{ à } K} P\Delta_k \quad (31)$$

Appelons maintenant $G\Delta_k$ (le coefficient de Gini-Corrélation) le rapport $(P\Delta_k / \Delta_k)$ entre la "pseudo différence moyenne" et la différence moyenne correspondant à la source de revenu k . On peut alors réécrire l'expression (31) de la façon suivante :

$$\Delta = \sum_{k=1 \text{ à } K} [(G \Delta_k) \times \Delta_k] \quad (32)$$

Dans ce qui suit nous présentons comment passer de la décomposition de l'inégalité des revenus par source de revenu à l'analyse de la contribution des diverses variables d'une régression à la dispersion de la variable endogène.

3.3.2 La décomposition de l'inégalité des salaires estimés

Supposons que nous analysons les déterminants des (log)salaires y en estimant une régression dont les k variables exogènes sont représentées par le vecteur des caractéristiques individuelles x_k . En d'autres termes, reprenons l'équation (3) sans tenir compte pour l'instant de l'effet fixe des entreprises :

$$y_j = \sum_{k=1 \text{ à } K} b_k x_{kj} + u_j \quad (33)$$

où y_j représente la valeur du salaire pour l'individu j , x_{kj} représente la valeur prise par la variable exogène x_k chez l'individu j , u_j est l'erreur aléatoire correspondant à l'individu j et b_k est la valeur du coefficient correspondant à la variable x_k que l'on obtiendrait en estimant la régression (33). On peut maintenant appliquer la décomposition de la différence moyenne par source de revenu qui a été présentée précédemment et conclure, sur la base des expressions (31) et (33), que la différence moyenne Δ des salaires y peut être exprimée de la façon suivante :

$$\Delta = \sum_{k=1 \text{ à } K} P\Delta_k + P\Delta_u \quad (34)$$

où $P\Delta_k$ représente la "Pseudo différence moyenne" des éléments $(b_k x_{kj})$ tandis que $P\Delta_u$ est égal à la "Pseudo différence moyenne" de l'erreur aléatoire u_j . Comme on peut prouver que la "Pseudo différence moyenne" des éléments $(b_k x_{kj})$ est égale au produit de b_k par la "Pseudo différence moyenne" $P\Delta(x_k)$ des éléments du vecteur x_{kj} , on en conclut que :

$$\Delta = \sum_{k=1 \text{ à } K} b_k [P\Delta(x_k)] + P\Delta_u \quad (35)$$

En combinant (32) et (35) on dérive finalement

$$\Delta = \sum_{k=1 \text{ à } K} b_k [G\Delta(x_k) \times \Delta(x_k)] + [G\Delta_u \times \Delta_u] \quad (36)$$

où $\Delta(x_k)$ et Δ_u représentent respectivement les différences moyennes des variables x_k et de l'erreur aléatoire u tandis que $G\Delta(x_k)$ et $G\Delta_u$ correspondent au coefficient de Gini-Corrélation de la variable x_k et de l'erreur aléatoire u .

La décomposition de l'inégalité des salaires incluant les effets fixes d'entreprises, c'est-à-dire les caractéristiques des entreprises et de leur impact marginal sur les salaires, est reportée dans l'annexe méthodologique afin de ne pas alourdir la présentation.

Chapitre 4 : Variables d'analyse et statistiques descriptives

De la LSE96, nous avons tiré le salaire mensuel brut standardisé. Comme nous l'avons souligné auparavant, la principale variable pour caractériser les travailleurs est le niveau de qualifications requises par le poste de travail. Trois niveaux ont ainsi été utilisés, tout en faisant la distinction entre cols bleus et cols blancs. Par conséquent nous avons six types de travailleurs : les cols blancs non qualifiés, les cols blancs qualifiés, les cols blancs très qualifiés, les cols bleus non qualifiés, les cols bleus qualifiés et finalement les cols bleus très qualifiés. Selon le descriptif du questionnaire LSE envoyé aux entreprises, les travailleurs non qualifiés occupent un poste comportant des activités simples et/ou répétitives. Les travailleurs qualifiés occupent par contre un poste requérant des connaissances professionnelles spécialisées, généralement attestées par un certificat de capacité fédéral. La dernière catégorie, celles des travailleurs les plus qualifiés, occupe un poste requérant un travail indépendant, très qualifié et comportant les tâches les plus difficiles au sein de l'entreprise.

Pour chacune de ces six catégories de travailleurs, nous nous intéressons à leur profil salarial en fonction, d'une part, de l'âge et, d'autre part, de leur ancienneté (en années) dans l'entreprise. En fonction de l'âge, le profil salarial estimé nous permettra de déduire comment les entreprises rémunèrent un capital humain dit général, qui peut-être a priori transférable d'une entreprise à l'autre dans une même branche d'activité, voire partiellement dans une autre branche. En fonction de l'ancienneté, le profil salarial estimé nous permettra par contre de savoir comment les entreprises rémunèrent un capital humain spécifique à leur établissement, peu transférable dans une autre entreprise de la branche et probablement pas transférable du tout dans une autre branche d'activité.

Afin de contrôler pour les éventuels comportements discriminatoires des entreprises envers la population étrangère, nous avons également introduit dans les équations de salaire des variables binaires indiquant le type de permis des travailleurs étrangers. Une dernière variable binaire que nous avons introduite comme caractéristique des travailleurs nous indique si le travailleur n'a jamais été marié. Diverses études sur l'analyse des salaires en Suisse, et ailleurs, ont montré que cette variable avait généralement un impact négatif sur le salaire. Le Tableau 1 décrit l'ensemble de ces variables individuelles. Les deuxième et troisième colonnes indiquent les moyennes et écarts-types des variables lorsque le critère d'ouverture se base sur les exportations, alors que les deux dernières colonnes présentent ces données lorsque l'ouverture est définie sur la base des importations.

Le salaire moyen (pondéré selon le poids fourni par la LSE) est plus élevé dans les entreprises ouvertes soit à l'exportation, soit aux importations, d'environ 10 pour-cent. On peut également constater que la proportion de salariés d'origine

suisse actifs dans les entreprises ouvertes est relativement moindre que dans celles fermées au commerce international. L'inverse est vrai pour les frontaliers et les travailleurs étrangers détenant un permis d'établissement. Notons également que le travailleur moyen dans l'entreprise ouverte est plus âgé et a passé davantage d'années au sein de l'entreprise qui l'employait en 1996.

Comme on pouvait s'y attendre, étant donné l'importance des industries manufacturières par rapport à l'ouverture au commerce en Suisse, les cols bleus sont relativement plus nombreux à travailler pour le compte d'entreprises qui exportent ou importent. Cette tendance est toutefois moins marquée pour les individus occupant un poste qui requiert de hautes qualifications. Comme nous allons estimer pour chaque catégorie de travailleurs les profils salariaux en fonction de l'âge et de l'ancienneté, il nous a semblé opportun de présenter les moyennes de ces variables pour chacune des catégories de travailleur. On peut se rendre compte que l'âge moyen des travailleurs occupés dans les entreprises ouvertes est en moyenne plus élevé pour l'ensemble des catégories de travailleurs. Il en va de même en ce qui concerne les années d'ancienneté. Bien entendu, le fait que les travailleurs actifs soient, en moyenne, davantage attaché à leurs entreprises ne signifie aucunement que ces dernières valorisent davantage ce type de capital humain plutôt qu'un capital humain plus général. Finalement, nous pouvons voir que lorsque les exportations sont utilisées comme critère d'ouverture, il y a autant de travailleurs employés dans les entreprises ouvertes que fermées. Cela n'est pas le cas lorsque l'on considère les importations puisque près des deux tiers des travailleurs sont alors actifs dans une entreprise exportant directement des produits finis ou semi-finis.

Bien entendu, certaines entreprises intégrées dans notre échantillon exportent et importent simultanément, comme le tableau 2 ci-dessous permet de le voir. Ces dernières représentent en fait près de la moitié des 2'894 entreprises que compte notre échantillon². Par contre, près de 40 pour-cent des entreprises analysées sont totalement concentrées sur le marché intérieur³. Contrairement à ce que nous avons pu observer pour les travailleurs, il y a relativement plus d'entreprises qui exportent que d'entreprises qui importent. Les entreprises exportatrices sont donc en moyenne plus petites que celles qui importent. Une déduction confirmée par les moyennes présentées dans le tableau 3.

² À ce stade, il nous semble important de souligner que seules les entreprises employant trois salariés au moins ont été intégrées dans notre échantillon. La raison est purement méthodologique. En effet, étant donné que nous ne pouvons distinguer dans notre équation de salaire de base l'effet fixe « pur » d'entreprise de l'aptitude inobservable moyenne des travailleurs employés, l'inclusion d'entreprises employant moins de 3 personnes réduirait l'importance de l'effet fixe « pur » d'entreprise dans l'effet fixe d'entreprise que nous estimons.

³ Le tableau A7 en annexe présente le nombre d'entreprises incluses dans notre échantillon par branche d'activité et par type d'ouverture aux échanges.

Tableau 1 : Moyennes et écarts-types (entre parenthèses) des caractéristiques individuelles selon le régime d'ouverture

Variable	Exportations		Importations	
	oui	Non	Oui	Non
Salaire mensuel brut standardisé*	6'404.215 (2'823.872)	5'820.832 (2'600.543)	6'565.426 (2'720.826)	5'848.892 (2'690.917)
Suisse	0.673	0.738	0.686	0.742
Saisonnier	0.005	0.011	0.003	0.017
Permis annuel	0.040	0.041	0.037	0.046
Etabli	0.184	0.154	0.178	0.152
Frontalier	0.074	0.034	0.069	0.026
Autres permis	0.022	0.020	0.024	0.015
Jamais marié	0.236	0.298	0.248	0.303
Age	41.595 (10.406)	39.201 (10.516)	41.037 (10.467)	39.212 (10.543)
Ancienneté	12.404 (10.075)	10.165 (8.772)	11.757 (9.764)	10.404 (8.958)
Col bleus non qualifiés	0.158	0.083	0.139	0.086
Age	41.125 (10.324)	39.005 (10.232)	40.880 (10.355)	38.942 (10.165)
Ancienneté	11.798 (9.555)	9.146 (7.995)	11.427 (9.427)	9.258 (7.982)
Col bleus qualifiés	0.270	0.143	0.236	0.152
Age	41.403 (10.705)	39.437 (10.674)	41.159 (10.667)	39.456 (10.827)
Ancienneté	12.872 (10.442)	11.09 (9.075)	12.564 (10.226)	11.356 (9.361)
Col bleus très qualifiés	0.048	0.036	0.043	0.041
Age	43.329 (9.446)	41.525 (9.929)	42.986 (9.486)	41.714 (10.040)
Ancienneté	14.973 (10.548)	13.228 (9.794)	14.684 (10.448)	13.33 (9.846)
Col blancs non qualifiés	0.054	0.133	0.088	0.103
Age	41.81 (11.136)	38.706 (10.869)	40.411 (11.159)	38.33 (10.719)
Ancienneté	11.366 (10.042)	8.045 (7.644)	9.94 (9.068)	7.531 (7.399)
Cols blancs qualifiés	0.205	0.343	0.256	0.308
Age	40.504 (10.851)	37.503 (10.984)	39.554 (10.828)	37.195 (11.183)
Ancienneté	11.624 (9.886)	9.443 (8.464)	10.811 (9.365)	9.407 (8.559)
Cols blancs très qualifiés	0.263	0.259	0.236	0.306
Age	42.561 (9.656)	41.303 (9.271)	42.489 (9.539)	41.15 (9.357)
Ancienneté	12.635 (9.941)	11.587 (9.209)	12.315 (9.786)	11.828 (9.318)
Nombre d'observations	80'132	80'769	104'170	56'731

Note: * Estimations pondérées en utilisant le poids correspondant dans la LSE (poids probabiliste).

Tableau 2 : Répartition des entreprises retenues selon critère d'ouverture

Exportations	Importations		Total
	Oui	Non	
Oui	1'375	466	1'841
Non	165	888	1'053
Total	1'540	1'354	2'894

Tableau 3 : Moyennes des caractéristiques des entreprises

	Ensemble	Exportations		Importations	
		oui	non	oui	Non
Taille entreprise	189.5	222.1	170.9	243.0	142.6
Signataire CCT d'entreprise	0.264	0.224	0.287	0.224	0.299
Signataire CCT d'association	0.074	0.079	0.071	0.078	0.071
Langue allemande	0.804	0.843	0.782	0.838	0.774
Langue française	0.151	0.115	0.171	0.124	0.175
Part main-d'œuvre étrangère	0.258	0.268	0.253	0.266	0.252
Part main-d'œuvre féminine	0.317	0.321	0.315	0.315	0.318
Part emplois temps partiel	0.173	0.164	0.178	0.163	0.182
Part cols bleus non qualifiés*	0.122	0.158	0.083	0.139	0.086
Part cols bleus qualifiés*	0.208	0.270	0.144	0.236	0.153
Part cols bleus très qualifiés*	0.043	0.049	0.037	0.043	0.042
Part cols blancs non qualifiés*	0.094	0.054	0.133	0.088	0.104
Part cols blancs qualifiés*	0.274	0.205	0.343	0.256	0.308
Part cols blancs très qualifiés*	0.261	0.263	0.260	0.236	0.307
Établissement unique	0.577	0.559	0.588	0.577	0.579

Note : *Estimations pondérées en utilisant le nombre d'observations par entreprise comme poids.

Le tableau 3 nous permet également de constater que la taille des entreprises ouvertes au commerce international est en moyenne relativement plus élevée. Ce phénomène est encore plus perceptible lorsque le critère d'ouverture est défini par rapport aux importations. Au niveau des contrats collectifs, les entreprises ouvertes semblent relativement moins enclines à négocier des CCT d'entreprise. Ce ne sont, toutefois, que des moyennes tirées d'un échantillon d'entreprises. Les différences entre entreprises ouvertes et fermées observées par ce biais sont donc probablement, en grande partie, le fruit des caractéristiques des branches dans lesquelles celles-ci sont actives. C'est uniquement par le biais d'une analyse multivariée, telle que celle que nous présenterons dans le chapitre suivant, qu'il est possible de déduire effectivement si oui ou non les entreprises

ouvertes au commerce international sont relativement moins enclines à signer des CCT d'entreprises, *toutes choses égales par ailleurs*. Dans le même ordre d'idée, le fait que les entreprises ouvertes emploient relativement moins de cols blancs qualifiés et très qualifiés, et plus de cols bleus qualifiés et très qualifiés, est certainement lié à leur branche d'activité. Ces statistiques ont, comme indiqué plus haut, un caractère purement descriptif. Pour en savoir véritablement plus sur les comportements des entreprises, il nous faut passer à l'analyse des résultats économétriques qui sont présentés de manière plus détaillée dans le chapitre qui suit.

Chapitre 5 : Les résultats

La quasi-totalité des tableaux des résultats de notre analyse économétrique sont présentés en annexe afin de ne pas alourdir la présentation. A des fins de comparaisons, nous avons intégré les tableaux montrant les résultats des estimations avec et sans correction du biais de sélection. Les tableaux A1 à A4 correspondent ainsi aux résultats des estimations du système d'équations (5a)-(6b) présenté au chapitre 4. Nous ne nous attarderons pas sur ces résultats mais bien davantage sur ceux corrigés du biais de sélection, présentés dans les tableaux A5 à A10. Nous examinerons également plus en détail les tableaux A11 et A12 présentant les résultats de la décomposition de l'inégalité salariale par déterminant du salaire. Ajoutons encore que c'est sur le critère d'ouverture aux exportations que nous concentrerons nos commentaires.

5.1. Considérations générales

Le premier fait à relever est que, indépendamment du critère d'ouverture et du type d'entreprise, les équations de salaire que nous avons estimées se caractérisent par un pouvoir explicatif relativement élevé, d'autant plus qu'il s'agit d'estimations en coupe transversale. De manière générale, le modèle utilisé permet ainsi d'expliquer plus de deux tiers de la variance des salaires observés, et ce, quel que soit le critère d'ouverture et le type d'entreprise considéré⁴.

Au regard des écarts-types associés aux effets fixes globaux d'entreprises qui ont été estimés, on peut en déduire que l'inégalité de salaire inter-entreprises est relativement importante en comparaison de celle associée aux caractéristiques totalement inobservables, i.e., aux termes d'erreurs associés aux travailleurs. Le tableau A6, par exemple, nous permet de voir que l'écart-type des effets fixes

⁴ Cette haute significativité statistique des estimations d'équations de salaires basées sur la LSE a déjà pu être observée auparavant, et ce, indépendamment du modèle de détermination des salaires choisi. Voir, par exemple, Flückiger et Ramirez (2000).

globaux a été estimé à 0.1989 parmi les entreprises fermées à l'exportation, alors que l'écart-type du terme d'erreur parmi les individus actifs dans ces entreprises est de 0.1843. Cela signifie que l'inégalité des salaires « générée » par les différences inter-entreprises est de près de 8% plus importante que l'inégalité associée à des facteurs individuels que nous n'avons pas pu prendre en compte, faute d'informations suffisantes (e.g., maîtrise des langues). Ajoutons encore sur ce point que l'inégalité des salaires inter-entreprises apparaît systématiquement plus importante parmi les entreprises fermées, et ce, quel que soit le critère d'ouverture considéré. De manière générale, et comme nous le verrons plus en détail par la suite, les différences inter-entreprises apparaissent bel et bien comme une source potentielle d'inégalité salariale non négligeable.

5.2 Comparaison des résultats avec et sans correction du biais de sélection

La prise en compte du processus de sélection des individus et des entreprises selon que ces dernières sont ouvertes ou non au commerce international modifie sensiblement les paramètres associés à certains déterminants individuels des salaires. L'ampleur de cet effet est toutefois différente si l'on prend en considération les exportations ou les importations comme critère d'ouverture. Comme il a généralement été observé toutefois, l'introduction des ratios inverses de Mill dans les équations de salaire affecte principalement l'ordonnée à l'origine des fonctions de salaire estimées, comme par exemple la pénalité infligée à la population active étrangère. Les paramètres associés aux différents ratios inverses de Mill que nous avons estimés confirment bel et bien l'existence d'une sélection non aléatoire entre entreprises ouvertes et fermées, particulièrement dans le cas où les entreprises sont différenciées sur la base des exportations.

Si l'on considère les exportations comme critère d'ouverture (cf. tableaux A1 et A6), on s'aperçoit que la distribution des salaires individuels, tant dans les entreprises fermées qu'ouvertes, est tronquée par le bas. Ce qui signifie que les moyennes associées aux distributions observées des salaires sous chaque régime sont supérieures à ce qu'elles seraient si la sélection des individus s'était faite de manière totalement aléatoire. Autrement dit, les individus actifs dans les entreprises ouvertes ont, en moyenne, un avantage comparatif à travailler dans ce type d'entreprise. De la même manière, les individus travaillant dans les entreprises fermées ont un avantage comparatif à être employés dans celles-ci puisqu'ils obtiennent, en moyenne, un salaire plus élevé que celui qu'ils gagneraient en travaillant dans une entreprise ouverte aux exportations.

En ce qui concerne les importations (cf. tableaux A2 et A7), les résultats diffèrent de ceux obtenus avec les exportations. En effet, les individus actifs dans les entreprises fermées aux importations semblent posséder un avantage absolu par rapport aux employés des entreprises importatrices, dans le sens qu'ils obtiendraient, en moyenne, un salaire plus élevé dans les deux régimes.

Autrement dit, la moyenne de la distribution observée des salaires dans le régime ouvert est inférieure à celui qui prévaudrait si les tous les travailleurs étaient actifs sous un tel régime, alors que le salaire moyen dans le régime ouvert diminuerait dans un tel cas de figure.

5.3 Sélection entre secteurs ouvert et fermé

Le tableau A5 montre les effets marginaux des déterminants de la probabilité d'ouverture au commerce international. Les deuxième et troisième colonnes se réfèrent aux exportations, alors que les deux dernières sont associées aux importations. L'équation estimée correspond à la forme réduite de l'équation de sélection (8) (cf. chap. 4) où l'ensemble des caractéristiques des entreprises et des travailleurs sont incluses comme variables explicatives. Une variable supplémentaire, permettant l'identification du système, a été ajoutée. Il s'agit d'une variable binaire qui est égale à 1, si l'entreprise n'est composée que d'un seul établissement, et à 0 dans le cas contraire. A nouveau, nous pouvons souligner la qualité statistique de l'estimation au regard de la significativité statistique des paramètres estimés.

Les entreprises à établissement unique ont une probabilité d'exporter inférieure aux entreprises détenant plusieurs établissements, alors que l'inverse semble vrai en ce qui concerne les importations. Ainsi, une entreprise ne possédant qu'un seul établissement a une probabilité d'exporter qui est d'environ 7.5% inférieure aux entreprises à établissements multiples, toutes choses égales par ailleurs. Comme on pouvait s'y attendre, la deuxième partie du tableau A5 confirme que la probabilité que l'entreprise soit ouverte au commerce international est nettement supérieure pour les industries manufacturières. Pour les exportations, cette probabilité est, par exemple, près de 50% plus élevée dans l'industrie chimique que dans l'industrie énergétique (branche de référence dans les estimations). Alors que par rapport à cette dernière, la plupart des industries de services ont une probabilité moindre ou identique d'exporter leur output. Quel que soit le critère d'ouverture, les deux branches extrêmes par rapport à la probabilité d'ouverture de l'entreprise sont la métallurgie et les banques et services financiers.

En ce qui concerne les parts des différentes catégories de travailleurs employés par les entreprises, il apparaît très clairement – et contrairement à ce que laissaient entrevoir les statistiques descriptives – que la probabilité d'ouverture est significativement plus grande dans les entreprises employant une part relativement importante de cols blancs très qualifiés, toutes choses égales par ailleurs, et ceci, indépendamment du critère d'ouverture au commerce international utilisé. Les entreprises établies dans le canton du Tessin semblent plus ouvertes que dans les autres régions linguistiques. La taille de l'entreprise apparaît également comme un élément d'importance par rapport à l'ouverture de l'entreprise aux marchés extérieurs. Remarquons également que les CCT

d'association ne semblent pas avoir d'effet négatif sur la probabilité qu'une entreprise exporte. L'effet estimé est au contraire positif ce qui ne semble pas être le cas des CCT d'entreprises. Si l'on considère que les conditions de travail généralement établies par le biais des CCT d'association sont meilleures pour les travailleurs que celles établies par le biais des CCT d'entreprises, le fait qu'une entreprise exporte n'apparaît pas comme une cause de la dégradation des conditions de travail. Sur ce point, nous pouvons encore ajouter que la part des emplois payés à l'heure (non incluses dans les estimations) est significativement plus faible dans les entreprises exportatrices que dans celles n'exportant pas, puisqu'elle est respectivement de 3.7% et de 12.2%. Or, les travaux réalisés sur la base de la LSE⁵ ont montré que cette part était un bon indicateur de la part d'emplois dit « secondaires » offerts par l'entreprise.

Au niveau de l'impact des caractéristiques individuelles, nous pouvons voir que la probabilité qu'un travailleur suisse soit employé dans une entreprise exportatrice est significativement plus faible qu'elle ne l'est pour un travailleur de nationalité étrangère, et ce, quel que soit le permis de travail détenu par ce dernier. Il semble donc que la demande relative de travailleurs suisses par les entreprises exportatrices est plus faible que dans les entreprises vendant leurs produits exclusivement sur le marché intérieur. Bien entendu, cela peut en partie s'expliquer par le fait que les travailleurs étrangers ont des compétences linguistiques ou des connaissances relatives aux marchés extérieurs visés par l'entreprise relativement plus importantes, en moyenne, que les travailleurs suisses. Par rapport à un col blanc non qualifié, les cols bleus, quel que soit le niveau des qualifications requises par le poste qu'ils occupent, et les cols blancs non qualifiés ont tous une probabilité moindre d'être actif dans une entreprise ouverte aux échanges internationaux. Par contre, cette probabilité pour les cols blancs qualifiés ne diffère pas significativement de celle de leurs homologues occupant un poste demandant des qualifications généralement attestées par un CFC, toutes choses égales par ailleurs. Remarquons encore que pour les cols blancs très qualifiés, la probabilité d'être actif dans une entreprise ouverte décroît de manière non linéaire avec leur âge. Autrement dit, les jeunes universitaires ont une probabilité plus élevée que les universitaires plus âgés de travailler dans une entreprise exportatrice.

5.4 Équations de salaires

Dans cette section, nous présentons les paramètres des équations de salaires corrigées du biais de sélection. Nous commencerons par analyser l'impact du capital humain sur les salaires avant de discuter des effets liés aux caractéristiques des entreprises. Notons que comme cela peut être observé sur la base des tableaux A6 et A9, la structure des salaires est différente entre

⁵ Voir Flückiger et Ramirez (2000) et Ramirez (2000).

entreprises ouvertes et fermées. Cette distinction est confirmée par les tests statistiques habituels pour ce type d'hypothèse (tests de Fisher et du chi-carré).

5.4.1 Capital humain

Focalisons donc notre attention sur l'analyse des « prix » estimés du capital humain. En premier lieu, il peut être observé que, indépendamment du type d'entreprise, les travailleurs étrangers obtiennent un salaire significativement inférieur à leurs homologues de nationalité suisse, toutes choses étant égales par ailleurs⁶. De manière générale, les détenteurs d'un permis de travail de courte durée sont les plus pénalisés. Ceci étant dit, il est intéressant de voir que la pénalité infligée aux travailleurs étrangers est systématiquement plus élevée dans les entreprises dites fermées, indépendamment du critère d'ouverture utilisé.

A partir des pénalités estimées qui sont associées à chaque type de travailleurs étrangers, nous avons déduit le différentiel de salaire que peut espérer un travailleur étranger en s'orientant vers une entreprise ouverte aux échanges internationaux plutôt que vers une entreprise fermée. Le tableau 4 synthétise ces différentiels de salaire selon les deux critères d'ouverture. On peut ainsi voir qu'un frontalier travaillant dans une entreprise en concurrence sur les marchés extérieurs gagne, en moyenne et toutes choses égales par ailleurs, près de 5.5% de plus que s'il était actif dans une entreprise concentrée sur le marché intérieur. Une des explications probables à l'existence d'une moindre discrimination envers la population étrangère dans les entreprises ouvertes est, comme nous l'avons souligné auparavant, que la demande relative entre main-d'œuvre étrangère et suisse est plus forte dans ces dernières que dans les entreprises fermées aux échanges. Une hypothèse plausible en ce qui concerne une bonne partie des détenteurs de permis annuels (i.e., les plus qualifiés). Il est toutefois difficile de se prononcer de manière plus précise sur ce point, étant donné que nous n'avons aucune information tant sur la nationalité des salariés que sur les pays avec lesquels leurs employeurs commercent. Bien entendu, il est aussi possible que cette différence de traitement, entre entreprises ouvertes et fermées à l'égard des travailleurs étrangers, soit purement associée à un comportement discriminatoire plus marqué parmi les employeurs moins ouverts vers l'extérieur.

⁶ Un phénomène connu, et déjà observé sur la base de la LSE ou d'autres bases de données suisses sur les salaires, comme par exemple l'enquête suisse sur la population active (ESPA). Voir, par exemple, de Coulon (1999).

Tableau 4 : Différentiel de salaire entre entreprises dites ouvertes et entreprises fermées pour la main-d'œuvre étrangère (en %)

(estimations corrigées du biais de sélection)

Type de permis	Critère d'ouverture	
	Exportations	Importations
Saisonnier	7.63	0.64
Permis annuel	7.27	2.62
Etabli	2.82	1.46
Frontalier	5.58	4.08
Autres permis	11.66	3.60

Note : Ces différentiels ont été calculés en faisant la différence, pour chaque type de permis, entre les coefficients estimés dans les entreprises ouvertes et ceux estimés dans l'équation des entreprises fermées (cf. tableaux A6 et A7).

Concentrons nous maintenant sur les profils salariaux en fonction de l'âge et de l'ancienneté des diverses catégories de travailleurs. En annexe, nous présentons toute une série de figures sur les profils salariaux construits à partir des paramètres estimés sur l'âge et l'ancienneté qui sont décrits dans les tableaux A6 et A7. Les figures A1 à A20 se rapportent aux profils salariaux lorsque le critère d'ouverture considéré est l'exportation (tableau A6), alors que les figures A21 à A40 montrent des profils basés sur les importations (tableau A7). De plus, les figures A1 à A10 et celles numérotées de A21 à A30 sont associées aux profils salariaux en fonction de l'âge, alors que les autres le sont en fonction de l'ancienneté. Par simplicité, nous ne commenterons ici – à quelques exceptions près – que les profils salariaux basés sur le critère d'exportation⁷.

Comme le montrent les figures A1 à A4, le différentiel de salaire entre travailleurs très qualifiés et les autres travailleurs est positif et en grande partie croissant sur l'ensemble du cycle de vie (sur le marché du travail)⁸. La figure A5 met en évidence que le différentiel de salaire entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés est relativement plus important dans les entreprises exportatrices. Il est ainsi d'environ 10% à l'âge de 20 ans et de plus de 60% pour les cols bleus âgés de 60 ans dans les entreprises exportatrices, toutes choses égales par ailleurs. Ce différentiel est bien entendu moins important entre cols bleus qualifiés et non qualifiés, comme le démontre le figure A6. En ce qui concerne les cols blancs, le différentiel de salaire sur le cycle de vie entre très qualifiés et

⁷ Le lien entre les paramètres estimés et la construction des figures est expliqué dans l'annexe méthodologique.

⁸ Pour l'ensemble des figures, nous avons placé les légendes sur la droite. Celles-ci apparaissent dans l'ordre dans lequel les courbes touchent « l'ordonnée » de droite.

non qualifiés est, comme on pouvait s'y attendre, plus important que pour les cols bleus. Par contre, il ne paraît pas y avoir de différence significative entre entreprises ouvertes et fermées à ce niveau, alors que cela semble être le cas entre qualifiés et non qualifiés (cf. figures A7 et A8).

La question que l'on peut se poser à ce stade est de savoir finalement pour quelle(s) catégorie(s) de travailleurs l'ouverture aux marchés extérieurs a un impact négatif sur leur profil salarial en fonction de l'âge. Il s'agit donc de comparer, pour chaque catégorie, le profil salarial estimé dans une entreprise exportatrice par rapport à celui estimé dans une entreprise fermée. Comme le montrent les figures A9 et A10, ce sont avant tout les travailleurs les plus qualifiés, et davantage les cols bleus, qui sont les « gagnants » de l'ouverture.

Qu'en est-il des profils salariaux en fonction de l'ancienneté ? L'image est bien différente de celle déduite par rapport à l'âge. En effet, les figures A11 et A14 nous montrent que la rémunération du capital humain spécifique est relativement plus faible pour les cols bleus les plus qualifiés, surtout dans les entreprises ouvertes. Ce dernier fait est confirmé en prenant les différentiels de profils estimés entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés, et entre qualifiés et non qualifiés comme cela peut être observé à partir des figures A15 et A16. Les figures A19 et A20 nous permettent de déduire que seuls les cols bleus non qualifiés gagneraient sur ce point à travailler dans une entreprise exportatrice, toutes choses égales par ailleurs.

De manière globale, ces profils estimés suggèrent deux choses. La première est que les profils salariaux et les différentiels de profils entre niveaux de qualifications sont différents entre cols bleus et cols blancs, que l'entreprise exporte ou non. Deuxièmement, au regard des rendements observés, les entreprises semblent davantage préférer l'acquisition d'un capital humain général par leurs travailleurs plutôt qu'un capital humain spécifique, surtout pour leur main-d'œuvre la plus qualifiée. Cette tendance est significativement plus marquée parmi les entreprises exportatrices. Autrement dit, ces dernières valorisent davantage un capital humain plus versatile, plus flexible, pouvant plus facilement (i.e., à moindres coûts) s'adapter aux éventuels changements affectant la technologie de production de la branche d'activité, voire l'organisation du travail dans l'entreprise.

5.4.2 Caractéristiques des entreprises

Les effets associés aux caractéristiques des entreprises sont présentés dans les tableaux A8 et A9⁹. Concentrons nous une fois encore sur le critère d'ouverture aux échanges basé sur les exportations. Un accroissement de 10% de la taille de

⁹ Bien que cela ne soit pas visible sur ces tableaux, les variables binaires associées aux branches d'activité (82 digits) ont été incluses dans les estimations.

l'entreprise augmente de 0.2% en moyenne le salaire des travailleurs actifs dans une entreprise exportatrice. Alors que pour les travailleurs actifs dans les entreprises fermées, la taille ne semble pas avoir d'impact significatif sur leurs salaires. Nous pouvons également déduire que les entreprises ouvertes établies au Tessin paient un salaire moindre, toutes choses égales par ailleurs. Ce différentiel de salaire négatif est bien moins significatif parmi les entreprises fermées à l'exportation.

Les paramètres associés aux parts des différentes catégories de main-d'œuvre employées par les entreprises suggèrent qu'il existe quelques effets du type « spillover » au sein de l'entreprise (Kremer et Maskin, 1995). Ces effets sont, une fois encore, plus prononcés parmi les entreprises ouvertes aux échanges internationaux. Ainsi, un col bleu non qualifié travaillant dans une entreprise exportatrice employant relativement plus de cols blancs très qualifiés que la moyenne obtient un salaire plus élevé que s'il était actif dans le même type d'entreprise, mais employant relativement moins de cols blancs très qualifiés. À l'inverse, une part relativement plus élevée de cols bleus très qualifiés au sein de l'entreprise a un impact négatif sur le salaire des autres catégories de travailleurs, toutes choses égales par ailleurs.

À partir des primes (ou pénalités) de salaire par branche que nous avons estimées par type d'entreprise, et selon les deux critères d'ouvertures retenus, nous avons déduit des différentiels de salaire entre entreprises ouvertes et fermées par branche. Celles-ci sont présentées dans le tableau A10. Pour l'industrie des produits alimentaires, ce différentiel est par exemple de 18.23%. Ce résultat signifie que, dans cette branche particulière, les entreprises exportatrices paient, en moyenne, 18.23% de plus que celles vendant leurs produits uniquement sur le marché intérieur. Les primes les plus significatives se retrouvent bien entendu parmi les industries manufacturières. À l'inverse, les pénalités salariales les plus importantes se retrouvent dans les industries de services.

5.5 Décomposition de l'inégalité des salaires

Dans cette dernière étape de notre analyse, nous nous intéressons à la contribution de chaque déterminant du salaire à l'inégalité totale des salaires. Les résultats de notre décomposition sont présentés dans les tableaux A12 et A15. Comme on peut facilement s'en rendre compte, l'inégalité salariale est plus importante parmi les entreprises fermées qu'ouvertes, et ce, indépendamment du critère d'ouverture choisi.

Les quatre grandes composantes des salaires que nous avons identifiées sont en gras dans les tableaux. On peut ainsi voir que les caractéristiques observables des entreprises expliquent près de 10% de l'inégalité salariale totale dans le secteur ouvert aux exportations (i.e. 0.03578/0.3680). Conjointement, les caractéristiques observables et inobservables des entreprises expliquent environ

18% de l'inégalité parmi les entreprises exportatrices. Le reste de la dispersion est associé aux caractéristiques individuelles. Cela confirme une fois encore l'importance du capital humain comme déterminant des salaires.

Si l'on affine quelque peu la décomposition, on se rend compte que c'est surtout le « stock » de capital humain général et sa rémunération qui crée le plus d'inégalité salariale, surtout dans le secteur exportateur. En tenant compte de l'impact des ordonnées à l'origine (i.e. le poste « qualifications » dans la première colonne¹⁰), la part de la dispersion expliquée par la composante capital humain général est de 57% $((0.39884-0.18760)/0.368)$ dans le secteur ouvert (défini à partir du critère d'exportation), et proche de 50% $((0.33458-12609)/0.40236)$ parmi les entreprises concentrées sur le marché intérieur. Au contraire, le capital humain spécifique réduit l'inégalité salariale dans les deux types d'entreprises puisque le signe associé à cette composante du salaire est négatif. Ajoutons encore que, bien que cela ne soit visible sur les tableaux A11 et A14, un affinement de la décomposition nous a permis d'observer que l'inégalité salariale générée par le capital humain général était avant tout dû à la rémunération de ce dernier parmi les cols blancs très qualifiés, surtout dans les entreprises exportatrices.

¹⁰ Le signe négatif associé à cette composante est purement artificiel, dans le sens où il correspond au salaire de chaque qualification à la naissance du travailleur !

CONCLUSIONS GÉNÉRALES

Arrivés au terme de cette analyse microéconomique, il nous faut brièvement en synthétiser les principaux résultats obtenus. Cette analyse nous a permis de constater tout d'abord que la sélection des travailleurs entre les entreprises ouvertes et fermées n'était pas purement aléatoire. En particulier, il est apparu que les moyennes associées aux distributions observées des salaires dans chaque type d'entreprises sont supérieures à ce qu'elles seraient si la sélection des individus s'était faite de manière totalement aléatoire. Autrement dit, les individus actifs dans les entreprises ouvertes ont, en moyenne, un avantage comparatif à travailler dans ce type d'entreprise. De la même manière, les individus travaillant dans les entreprises fermées ont un avantage comparatif à être employés dans celles-ci puisqu'ils obtiennent, en moyenne, un salaire plus élevé que celui qu'ils gagneraient en travaillant dans une entreprise ouverte aux exportations.

D'autre part, nous avons pu observer également que la demande relative de travailleurs suisses par les entreprises exportatrices est plus faible que dans les entreprises vendant leurs produits exclusivement sur le marché intérieur. Bien entendu, cela peut en partie s'expliquer par le fait que les travailleurs étrangers ont des compétences linguistiques ou des connaissances relatives aux marchés extérieurs visés par l'entreprise relativement plus importantes, en moyenne, que les travailleurs suisses. Mais ce résultat est en soi intéressant dans l'optique de l'ouverture des frontières suisses à la libre circulation de la main-d'œuvre européenne. Cette conclusion est de surcroît confirmée par le fait que les pénalités salariales infligées aux travailleurs étrangers sont systématiquement et significativement plus élevées dans les entreprises fermées ce qui pourrait signifier sans doute que les établissements ouverts aux échanges extérieurs reconnaissent plus facilement et plus naturellement les titres et les diplômes acquis à l'étranger que cela n'est le cas auprès des entreprises tournées exclusivement vers le marché interne. Le capital humain semble donc plus facilement transférable d'un pays à l'autre dans une économie ouverte, conclusion intéressante également dans l'optique de la mise en œuvre des accords bilatéraux.

L'analyse des données descriptives des entreprises ouvertes et fermées nous a permis de constater également que les salaires mensuels moyens étaient significativement plus élevés dans les entreprises extraverties qu'ils ne le sont dans les entreprises tournées vers le marché domestique. Cette observation provient sans doute d'une productivité du travail qui est en moyenne plus élevée dans les industries exportatrices suisses en raison d'une part de la pression concurrentielle qu'elles subissent sur les marchés mondiaux laquelle est encore renforcée par l'appréciation tendancielle du franc suisse qui les oblige à

accroître leur productivité. Cette caractéristique provient également du fait que l'avantage comparatif de l'économie suisse réside clairement dans des secteurs à forte valeur ajoutée relativement intensifs en main-d'œuvre qualifiée. Les données descriptives relatives aux entreprises ouvertes relativement à celles qui sont fermées confirment en tous les cas cette assertion. Elle peut s'expliquer finalement par le fait que les entreprises exportatrices appliquent plus fréquemment des politiques de salaire d'efficience.

Si les entreprises ouvertes offrent des rémunérations attractives en moyenne, en revanche, il apparaît qu'elles créent également des différences de salaires plus élevées que les entreprises fermées. Si l'on considère l'écart de rétribution entre les cols bleus très qualifiés et non qualifiés, on constate ainsi qu'il est relativement plus important dans les entreprises exportatrices puisqu'il y atteint environ 10% à l'âge de 20 ans et qu'il dépasse même les 60% pour les cols bleus âgés de 60 ans et plus, toutes choses égales par ailleurs. En ce qui concerne les cols blancs, le différentiel de salaire sur le cycle de vie entre très qualifiés et non qualifiés est, comme on pouvait s'y attendre, plus important que pour les cols bleus. Par contre, il ne paraît pas y avoir de différence significative entre entreprises ouvertes et fermées sur ce plan.

La question que l'on peut également se poser à propos de l'effet de la « globalisation » est de savoir pour quelle(s) catégorie(s) de travailleurs l'ouverture aux marchés extérieurs a un impact négatif sur leur profil salarial en fonction de l'âge. Sur ce plan la réponse est dépourvue d'ambiguïtés : ce sont avant tout les travailleurs les plus qualifiés, et davantage encore les cols bleus, qui sont les grands « gagnants » de la « mondialisation ».

Finalement, nous mentionnerons encore le fait que l'analyse des profils salariaux estimés démontre qu'au regard des rendements observés, les entreprises semblent davantage préférer l'acquisition d'un capital humain général par leurs travailleurs plutôt qu'un capital humain spécifique, surtout par leur main-d'œuvre la plus qualifiée. Or, cette tendance est significativement plus marquée parmi les entreprises exportatrices ce qui signifie que ces dernières valorisent davantage un capital humain plus versatile, plus flexible, pouvant plus facilement (i.e., à moindres coûts) s'adapter aux éventuels changements affectant la technologie de production de la branche d'activité, voire l'organisation du travail dans l'entreprise.

ANNEXES MÉTHODOLOGIQUES

Annexe 1 : Estimation paramétrique des courbes de Lorenz

Dans son étude comparant les avantages respectifs des méthodes paramétriques et non paramétriques d'estimation de l'inégalité des revenus, Slottje (1990) a mentionné quatre raisons qui devraient nous faire préférer l'approche paramétrique lorsqu'un choix entre les deux méthodes est possible. Premièrement, l'information perdue quand on utilise une méthode non paramétrique est en générale bien supérieure aux économies, en termes de coûts d'estimation, que l'on peut faire. Deuxièmement de nouvelles méthodes existent aujourd'hui qui permettent de faire des tests faciles et rapides concernant la qualité de l'ajustement obtenu ("goodness-of-fit tests"). Troisièmement la méthode paramétrique est bien plus flexible surtout lorsque les données sont analysées à différents niveaux d'agrégation. Quatrièmement enfin les propriétés statistiques des mesures estimées sur la base de méthodes paramétriques sont supérieures à celles des mesures obtenues en adoptant une approche non paramétrique. Slottje (1990) recommande cependant d'utiliser les deux méthodes de façon à comparer la compatibilité des résultats obtenus.

Diverses estimations paramétriques ont été proposées dans la vaste littérature concernant la courbe de Lorenz (voir Ryu et Slottje, 1999, pour un survol des diverses techniques). Nous résumerons ici la méthode proposée par Kakwani et Podder (1973), approche qui a été adoptée dans cette étude.

Appelons respectivement z et L les valeurs cumulées des parts dans la population totale et dans le revenu total des diverses tranches de revenus, ces tranches étant classées par revenu moyen croissant. Kakwani et Podder (1973) proposent alors d'estimer la courbe de Lorenz sur la base de l'équation suivante:

$$\ln L = \alpha \ln z - \gamma (1-z) \quad (\text{A1-1})$$

On peut montrer (voir, Kakwani, 1980) que cette équation permet de dériver une courbe qui a toutes les propriétés de la courbe de Lorenz (e.g., lorsque $z=0$, $L=0$; lorsque $z=1$, $L=1$; la pente de cette courbe est positive et croît avec z ;...)

Les coefficients α et γ peuvent être estimés d'abord sur la base de la méthode des moindres carrés et les résultats du tableau A1 ont été dérivés à partir de cette méthode.

Mais comme l'équation (A2-1) est équivalente à l'équation suivante

$$L = z^\alpha e^{-\gamma(1-z)} \quad (\text{A1-2})$$

on peut aussi utilisant des techniques non linéaires pour estimer les coefficients α et γ . La solution non linéaire est en fait obtenue en utilisant un processus itératif où

$$b_{t+1} = b_t + (X'X)^{-1} X' e \quad (\text{A1-3})$$

où b_t est le vecteur de taille 2×1 des coefficients α et γ à l'itération t tandis que X est une matrice de taille $n \times 2$ des dérivées partielles $\delta L_i / \delta \alpha$, $\delta L_i / \delta \gamma$ où $i=1,2,\dots,n$ tandis que e est égal au résidu $L - \hat{L}$. La variance asymptotique de b est égale à $\hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$, où $\hat{\sigma}^2$ est égal à $\sum e^2 / n$. L'itération est interrompue quand la différence entre les valeurs des paramètres obtenues dans deux itérations successives est suffisamment faible pour qu'on puisse supposer qu'il y ait convergence. Les résultats du tableau A2 ont été obtenus à partir de cette méthode non linéaire.

Annexe 2 : Analyse de la dispersion des salaires lorsqu'on combine des données sur les individus et les entreprises

Reprenons la régression que nous avons analysée dans l'expression (4)

$$y_{jf} = \sum_{k=1 \text{ to } K} b_k x_{kj} + u_j + \sum_{h=1 \text{ to } H} c_h z_{hf} + v_f \quad (\text{A2-1})$$

où les symboles utilisés sont les mêmes que ceux que nous avons définis précédemment lorsque nous avons dérivé l'expression (4). En combinant (A3-1) et l'expression (35), on obtient

$$\Delta = \sum_{k=1 \text{ to } K} b_k [G\Delta(x_k) \times \Delta(x_k)] + [G\Delta_u \times \Delta_u] + \sum_{h=1 \text{ to } H} c_h [G\Delta(z_h) \times \Delta(z_h)] + [G\Delta_v \times \Delta_v] \quad (\text{A2-2})$$

Supposons maintenant que l'on applique cette décomposition à deux catégories d'entreprises, celles de type A et celles de type B, les sous-indices A et B indiquant à quelle catégorie une entreprise donnée appartient. La différence entre la dispersion des salaires dans ces deux catégories d'entreprises peut alors être exprimée sous la forme suivante :

$$\begin{aligned} \Delta_A - \Delta_B = & \sum_{k=1 \text{ to } K} \{ b_{kA} [G\Delta_A(x_{kA}) \times \Delta_A(x_{kA})] - b_{kB} [G\Delta_B(x_{kB}) \times \Delta_B(x_{kB})] \} \\ & + \{ [G\Delta_{uA} \times \Delta_{uA}] - [G\Delta_{uB} \times \Delta_{uB}] \} \\ & + \sum_{h=1 \text{ to } H} \{ c_{hA} [G\Delta_A(z_{hA}) \times \Delta_A(z_{hA})] - c_{hB} [G\Delta_B(z_{hB}) \times \Delta_B(z_{hB})] \} \\ & + \{ [G\Delta_{vA} \times \Delta_{vA}] - [G\Delta_{vB} \times \Delta_{vB}] \} \end{aligned} \quad (\text{A2-3})$$

$$\Leftrightarrow \Delta_A - \Delta_B = M + N + O + P + Q + R + S + T \quad (\text{A2-4})$$

où :

$$M = \sum_{k=1 \text{ to } K} ((b_{kA} + b_{kB})/2) \{ [G\Delta_A(x_{kA}) \times \Delta_A(x_{kA})] - [G\Delta_B(x_{kB}) \times \Delta_B(x_{kB})] \} \quad (\text{A2-5})$$

$$N = \sum_{k=1 \text{ to } K} \{ ([G\Delta_A(x_{kA}) \times \Delta_A(x_{kA})] + [G\Delta_B(x_{kB}) \times \Delta_B(x_{kB})]) / 2 \} [b_{kA} - b_{kB}] \quad (\text{A2-6})$$

$$O = \{ ([G\Delta_{uA} + G\Delta_{uB}] / 2) (\Delta_{uA} - \Delta_{uB}) \} \quad (\text{A2-7})$$

$$P = ((\Delta_{uA} + \Delta_{uB}) / 2) [G\Delta_{uA} - G\Delta_{uB}] \quad (\text{A2-8})$$

$$Q = \sum_{h=1 \text{ to } H} ((c_{hA} + c_{hB})/2) \{ [G\Delta_A(z_{hA}) \times \Delta_A(z_{hA})] - [G\Delta_B(z_{hB}) \times \Delta_B(z_{hB})] \} \quad (\text{A2-9})$$

$$R = \sum_{h=1 \text{ to } H} \{ ([G\Delta_A(z_{hA}) \times \Delta_A(z_{hA})] + [G\Delta_B(z_{hB}) \times \Delta_B(z_{hB})]) / 2 \} [c_{hA} - c_{hB}] \quad (\text{A2-10})$$

$$S = \{([G\Delta_{vA} + G\Delta_{vB}]/2) (\Delta_{vA} - \Delta_{vB})\} \quad (\text{A2-11})$$

$$T = ((\Delta_{vA} + \Delta_{vB})/2) [G\Delta_{vA} - G\Delta_{vB}] \quad (\text{A2-12})$$

On remarquera que :

$$M = M1 + M2 \quad (\text{A2-13})$$

avec :

$$M1 = \sum_{k=1 \text{ to } K} ((b_{kA} + b_{kB})/2) \{[G\Delta_A(x_{kA}) + G\Delta_B(x_{kB})]/2\} [\Delta_A(x_{kA}) - \Delta_B(x_{kB})] \quad (\text{A2-14})$$

$$M2 = \sum_{k=1 \text{ to } K} ((b_{kA} + b_{kB})/2) \{[\Delta_A(x_{kA}) + \Delta_B(x_{kB})]/2\} [G\Delta_A(x_{kA}) - G\Delta_B(x_{kB})] \quad (\text{A2-15})$$

et que :

$$Q = Q1 + Q2 \quad (\text{A2-16})$$

avec :

$$Q1 = \sum_{h=1 \text{ to } H} ((c_{hA} + c_{hB})/2) \{[G\Delta_A(z_{hA}) + G\Delta_B(z_{hB})]/2\} [\Delta_A(z_{hA}) - \Delta_B(z_{hB})] \quad (\text{A2-17})$$

$$Q2 = \sum_{h=1 \text{ to } H} ((c_{hA} + c_{hB})/2) \{[\Delta_A(z_{hA}) + \Delta_B(z_{hB})]/2\} [G\Delta_A(z_{hA}) - G\Delta_B(z_{hB})] \quad (\text{A2-18})$$

On obtient donc finalement :

$$\Delta_A - \Delta_B = M1 + M2 + N + O + P + Q1 + Q2 + R + S + T \quad (\text{A2-19})$$

où les composantes $M1$, $Q1$, N , R , O , S , $M2$, $Q2$, P et T mesurent respectivement l'impact des différences qui existent entre les entreprises de type A et B

- dans la dispersion des caractéristiques du capital humain des travailleurs (M1)
- dans la dispersion des caractéristiques spécifiques des entreprises telles que leur taille, etc. (Q1)
- dans les taux de rendement sur le capital humain (ses diverses caractéristiques) des travailleurs (N)
- dans les effets marginaux de ces caractéristiques des entreprises sur le salaire des travailleurs (R)
- dans la dispersion des caractéristiques non observées dans la régression analysant l'impact des caractéristiques individuelles (O)
- dans la dispersion des caractéristiques non observées des entreprises dans la régression analysant les déterminants des effets fixes spécifiques aux diverses entreprises (S)
- dans la valeur du coefficient de Gini-corrélation entre les caractéristiques individuelles du capital humain et le logarithme des salaires individuels (M2)
- dans la valeur du coefficient de Gini-corrélation entre les variables qui ont un impact sur l'effet fixe spécifique à chaque entreprise et le logarithme des salaires individuels (Q2)
- dans le coefficient de Gini-corrélation entre les caractéristiques individuelles non observées et le logarithme des salaires individuels (P)

- dans la valeur du coefficient de Gini-corrélation entre les caractéristiques non observées des entreprises et le logarithme des salaires individuels (T)

Annexe 3 : Paramètres estimés et profils salariaux

L'équation de salaire à partir de laquelle nous avons réalisé nos estimations est la suivante:

$$y_{jf} = \sum_{s=1 \text{ à } 6} (b_{1s} + b_{2s} \text{age} + b_{3s} \text{age}^2 + b_{4s} \text{ancienneté} + b_{5s} \text{ancienneté}^2) + \mu_f + u_j$$

où y_{jf} est le logarithme du salaire brut mensuel standardisé du travailleur j dans l'entreprise f , μ_f est l'effet fixe (global) de l'entreprise f et u_j est le terme d'erreur associé à l'individu j . Les autres termes de droite de cette équation permettent de déduire les profils salariaux en fonction de l'âge et de l'ancienneté pour chacune des six catégories de travailleurs. Étant données les autres caractéristiques individuelles et l'effet fixe d'entreprise, le profil salarial en fonction de l'âge pour la catégorie de travailleurs s est simplement donné par l'expression suivante¹¹:

$$b_{1s} + b_{2s} \text{age} + b_{3s} \text{age}^2$$

et pour le profil en fonction de l'ancienneté nous avons

$$b_{4s} \text{ancienneté} + b_{5s} \text{ancienneté}^2$$

A3.1 Profils simples

Considérons uniquement les exportations comme critère d'ouverture. Les figures A1 à A4 montrent les représentations graphiques des profils salariaux en fonction de l'âge pour les six catégories de travailleurs et selon le type d'entreprise. De manière similaire, les figures A11 à A14 représentent les profils salariaux en fonction du nombre d'années d'ancienneté dans l'entreprise.

Par exemple, les trois profils représentés sur la figure A1 ont été construits à partir des paramètres tirés de la deuxième colonne du tableau A6 comme suit :

Cols bleus non qualifiés :	$0.0857 + 0.0185 \text{age} - 0.0002073 \text{age}^2$
Cols bleus qualifiés :	$-0.0599 + 0.0308 \text{age} - 0.0003236 \text{age}^2$
Cols bleus très qualifiés :	$-0.1159 + 0.0403 \text{age} - 0.0003741 \text{age}^2$

¹¹ Le paramètre constant associé au type de travailleur s , b_{1s} , doit être pris en compte pour déduire le profil salarial en fonction de l'âge car les deux autres paramètres associés à l'âge, b_{2s} et b_{3s} , prennent comme valeur initiale: $\text{age} = 0$.

De la même manière, les profils représentés sur la figure A14 par exemple ont été construits à partir des paramètres tirés de la quatrième colonne du tableau A6 comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Cols blancs non qualifiés :} & \quad 0.0106\text{ancienneté} - 0.0001603\text{ancienneté}^2 \\ \text{Cols blancs qualifiés :} & \quad 0.0040\text{ancienneté} - 0.0000623\text{ancienneté}^2 \\ \text{Cols blancs très qualifiés :} & \quad -0.0012\text{ancienneté} - 0.0000869\text{ancienneté}^2 \end{aligned}$$

A3.2 Différentiels de profils entre niveaux de qualifications

Les figures A5 à A8 et A15 à A18 représentent par contre des différentiels de profils salariaux (ou rendements), respectivement en fonction de l'âge et de l'ancienneté, entre deux niveaux de qualifications pour chaque type d'entreprises.

Par exemple, les deux différentiels de profils entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés représentés sur la figure A5 ont été construits à partir des paramètres tirés respectivement des deuxième et quatrième colonnes du tableau A6 comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Entreprises ouvertes:} & \quad (-0.1159+0.0857) + (0.0403-0.0185) \text{ age} + (-0.0003741+0.0002073) \text{ age}^2 \\ \text{Entreprises fermées:} & \quad (0.1961-0.2262) + (0.0297-0.0159) \text{ age} + (-0.0002734+0.0001656) \text{ age}^2 \end{aligned}$$

De la même manière, les différentiels de profils entre cols blancs très qualifiés et non qualifiés représentés sur la figure A17 par exemple ont été construits à partir des paramètres tirés respectivement des deuxième et quatrième colonnes du tableau A6 comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Entreprises ouvertes:} & \quad (0.0015-0.0084) \text{ ancienneté} + (-0.0000656+0.0001782) \text{ ancienneté}^2 \\ \text{Entreprises fermées:} & \quad (-0.0012-0.0106) \text{ ancienneté} + (0.0000869+0.0001603) \text{ ancienneté}^2 \end{aligned}$$

A3.3 Différentiels de profils entre types d'entreprises

La dernière forme de représentation graphique est associée aux figures A9, A10, A19 et A20. Celles-ci représentent des différentiels de profils salariaux, respectivement en fonction de l'âge et de l'ancienneté, entre les entreprises ouvertes et fermées pour chacune des six catégories de travailleurs.

Par exemple, les différentiels de profils entre entreprises ouvertes et fermées pour les cols bleus qui sont représentés sur la figure A9 ont été construits à partir des paramètres tirés respectivement des deuxième et quatrième colonnes du tableau A6 comme suit¹² :

¹² Dans ce cas, la constante associée à la catégorie de travailleur n'a pas été prise en considération car la constante de base n'est pas prise en compte. Il s'agit donc d'un différentiel de profils salariaux entre entreprises ouvertes et fermées "net" (i.e. toutes choses égales par ailleurs, y compris le différentiel associé aux constantes de base).

Non qualifiés: $(0.0185-0.0159) \text{ age} + (-0.0002073+0.0001656) \text{ age}^2$
Qualifiés: $(0.0308-0.0257) \text{ age} + (-0.0003236+0.0002676) \text{ age}^2$
Très qualifiés: $(0.0403-0.0297) \text{ age} + (-0.0003741+0.0002734) \text{ age}^2$

ANNEXE : TABLEAUX

**Tableau A1 : Equations de salaire estimées. Critère d'ouverture :
Exportations**
(estimations non corrigées du biais de sélection)

Variables	Entreprises « ouvertes »		Entreprises « fermées »	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Suisse		(réf)		(réf)
Saisonnier	-0.0511	-4.93	-0.1139	-16.06
Permis annuel	-0.0197	-5.47	-0.0798	-21.71
Etabli	-0.0379	-20.09	-0.0592	-28.73
Frontalier	-0.0431	-14.41	-0.0765	-18.27
Autres permis	-0.0589	-9.67	-0.1194	-20.26
Jamais marié	-0.0519	-27.87	-0.0626	-35.03
Col bleu non qualifié	0.1108	2.28	0.2007	4.70
Age	0.0184	13.70	0.0159	8.62
Age au carré/1000	-0.2068	-12.67	-0.1668	-7.24
Ancienneté	0.0082	12.86	0.0085	8.62
Ancienneté au carré/1000	-0.1323	-7.42	-0.1717	-5.52
Col bleu qualifié	-0.0383	-0.85	0.1155	3.21
Age	0.0307	30.02	0.0258	18.24
Age au carré/1000	-0.3229	-26.05	-0.2685	-15.36
Ancienneté	0.0050	10.63	0.0062	8.73
Ancienneté au carré/1000	-0.0623	-4.87	-0.0877	-4.13
Col bleu très qualifié	-0.0660	-0.89	0.1356	1.94
Age	0.0388	12.58	0.0318	9.51
Age au carré/1000	-0.3599	-9.95	-0.2934	-7.36
Ancienneté	0.0025	2.37	0.0034	2.52
Ancienneté au carré/1000	-0.0531	-1.80	-0.0494	-1.25
Col blanc non qualifié		(réf)		(réf)

Age	0.0216	10.06	0.0235	17.49
Age au carré/1000	-0.2252	-8.72	-0.2544	-15.23
Ancienneté	0.0082	7.76	0.0107	13.64
Ancienneté au carré/1000	-0.1769	-5.91	-0.1606	-6.38
Col blanc qualifié	-0.4201	-9.05	-0.5109	-17.67
Age	0.0509	44.21	0.0574	67.93
Age au carré/1000	-0.5169	-36.93	-0.6313	-59.72
Ancienneté	-0.0005	-1.06	0.0041	9.02
Ancienneté au carré/1000	0.0502	3.26	0.0580	4.17
Col blanc très qualifié	-0.5870	-11.98	-0.4858	-13.05
Age	0.0659	49.36	0.0669	47.76
Age au carré/1000	-0.5922	-37.95	-0.6474	-39.18
Ancienneté	0.0012	2.44	-0.0008	-1.71
Ancienneté au carré/1000	-0.0593	-4.18	0.0796	5.40
Constante	7.9588	192.05	7.874	312.87
Ecart-type terme d'erreur	0.1806		0.1843	
Ecart-type effets fixes	0.1769		0.1991	
R carré	0.7197		0.7507	
Nombre observations	80'132		80'769	

Notes : La valeur du test de Fisher sur les effets fixes d'entreprises est $F(1'052, 79'044) = 36.56$ pour les entreprises ouvertes et $F(1'840, 78'893) = 26.89$ pour les entreprises fermées.

**Tableau A2 : Equations de salaire estimées. Critère d'ouverture :
Imports**

(estimations non corrigées du biais de sélection)

Variables	Entreprises « ouvertes »		Entreprises « fermées »	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Suisse		(réf)		(réf)
Saisonnier	-0.0871	-8.46	-0.0968	-13.43
Permis annuel	-0.0391	-12.11	-0.0676	-15.82
Etabli	-0.0446	-26.63	-0.0570	-22.64
Frontalier	-0.0530	-19.65	-0.0680	-11.84
Autres permis	-0.0829	-17.05	-0.1080	-12.52
Jamais marié	-0.0546	-33.77	-0.0623	-29.06
Col bleu non qualifié	0.1285	3.56	0.2421	4.56
Age	0.0186	14.74	0.0145	6.72
Age au carré/1000	-0.2071	-13.48	-0.1526	-5.65
Ancienneté	0.0085	14.06	0.0073	6.50
Ancienneté au carré/1000	-0.1443	-8.40	-0.1473	-4.17
Col bleu qualifié	0.0190	0.59	0.0882	1.94
Age	0.0287	29.71	0.0280	17.26
Age au carré/1000	-0.3029	-25.81	-0.2916	-14.50
Ancienneté	0.0064	14.34	0.0047	5.83
Ancienneté au carré/1000	-0.0895	-7.28	-0.0649	-2.74
Col bleu très qualifié	0.0238	0.37	0.0615	0.77
Age	0.0350	12.11	0.0370	10.08
Age au carré/1000	-0.3183	-9.35	-0.3547	-8.13
Ancienneté	0.0030	2.92	0.0029	1.93
Ancienneté au carré/1000	-0.0565	-1.99	-0.0460	-1.08
Col blanc non qualifié		(réf)		(réf)

Age	0.0228	16.00	0.0227	12.22
Age au carré/1000	-0.2434	-13.94	-0.2420	-10.45
Ancienneté	0.0099	12.97	0.0105	9.81
Ancienneté au carré/1000	-0.1988	-8.76	-0.1457	-4.16
Col blanc qualifié	-0.4252	-13.53	-0.5392	-13.88
Age	0.0520	58.20	0.0589	56.15
Age au carré/1000	-0.5500	-50.22	-0.6377	-48.29
Ancienneté	0.0020	4.75	0.0036	6.42
Ancienneté au carré/1000	0.0512	4.02	0.0183	1.06
Col blanc très qualifié	-0.5461	-14.95	-0.5033	-10.97
Age	0.0656	52.76	0.0680	43.92
Age au carré/1000	-0.5900	-40.51	-0.6666	-36.59
Ancienneté	-0.0002	-0.50	0.0008	1.58
Ancienneté au carré/1000	-0.0101	-0.76	0.0310	1.95
Constante	7.923	291.99	7.8776	227.52
Ecart-type terme d'erreur	0.1819		0.1845	
Ecart-type effets fixes	0.1663		0.2140	
R carré	0.7269		0.7546	
Nombre observations	104'170		56'731	

Notes : La valeur du test de Fisher sur les effets fixes d'entreprises est $F(1'353, 102'781) = 39.66$ pour les entreprises ouvertes et $F(1'539, 55'156) = 23.92$ pour les entreprises fermées.

Tableau A3 : Déterminants des effets-fixes globaux d'entreprises
Critère d'ouverture : Exportations
(estimations non corrigées du biais de sélection)

Variables	Entreprises « ouvertes »		Entreprises « fermées »	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Taille de l'établissement	0.0153	5.55	0.0080	3.33
Signataire CCT d'entreprise	-0.0132	-1.47	0.0073	0.78
Signataire CCT d'association	-0.0115	-1.03	-0.0052	-0.56
Langue allemande	0.1441	6.18	0.0294	1.69
Langue romande	0.1765	7.10	0.0046	0.25
Part main-d'œuvre étrangère	-0.0123	-0.90	-0.0497	-3.78
Part de femmes	0.0576	0.36	0.0157	1.12
Part d'emplois à temps partiels	0.0693	3.52	-0.0024	-0.12
Part cols bleus non qualifiés	-0.0099	-0.38	0.0716	2.61
Part cols bleus qualifiés	-0.0288	-1.17	-0.0394	-1.68
Part cols bleus très qualifiés	-0.3277	-6.90	-0.2064	-5.31
Part cols blancs non qualifiés	-0.1712	-3.06	-0.0147	-0.63
Part cols blancs qualifiés	-0.0085	-0.30	0.0357	-1.81
Constante*	-0.1476	-3.57	0.0664	2.12
R carré-ajusté	0.4390		0.4111	
Nombre observations	1'053		1'841	

Notes : Les estimations sont basées sur des régressions pondérées. Le poids utilisé est le nombre d'observations par entreprise. Les autres variables introduites sont les variables binaires correspondantes aux secteurs économiques (2 digits). * La constante représente ici la prime (ou pénalité) salariale associée au secteur d'activité de référence, soit le secteur de l'électricité, eau. gaz.

Tableau A4 : Déterminants des effets-fixes globaux d'entreprises.
Critère d'ouverture : Importations
(estimations non corrigées du biais de sélection)

Variables	Entreprises « ouvertes »		Entreprises « fermées »	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Taille de l'établissement	0.0134	5.29	0.0054	2.02
Signataire CCT d'entreprise	-0.0162	-1.94	-0.0079	-0.76
Signataire CCT d'association	0.0009	0.10	0.0124	-0.99
Langue allemande	0.1074	5.47	0.0317	0.15
Langue romande	0.1356	6.54	-0.0053	-0.24
Part main-d'œuvre étrangère	-0.0150	-1.23	-0.0449	-3.00
Part de femmes	0.0237	1.65	-0.0058	-0.37
Part d'emplois à temps partiels	0.0149	0.81	0.0370	1.69
Part cols bleus non qualifiés	-0.0465	-1.95	0.1387	4.75
Part cols bleus qualifiés	-0.0640	-2.86	0.0430	1.64
Part cols bleus très qualifiés	-0.3294	-7.77	-0.1566	-3.71
Part cols blancs non qualifiés	-0.2612	-7.40	0.1296	4.96
Part cols blancs qualifiés	-0.0095	-0.44	0.0699	3.02
Constante*	-0.0663	-1.72	0.0209	0.61
R carré-ajusté	0.4672		0.3833	
Nombre observations	1'354		1'540	

Notes : Les estimations sont basées sur des régressions pondérées. Le poids utilisé est le nombre d'observations par entreprise. Les autres variables introduites sont les variables binaires correspondantes aux secteurs économiques (2 digits). * La constante représente ici la prime (ou pénalité) salariale associée au secteur d'activité de référence, soit le secteur de l'électricité, eau, gaz.

Tableau A5 : Déterminants de la probabilité d'ouverture (effets marginaux)

Variables	Exportations		Importations	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Saisonnier	0.0888	5.24	-0.1683	-10.69
Permis annuel	0.0882	9.87	-0.0193	-2.68
Etabli	0.0500	10.13	0.0155	3.93
Frontalier	0.1613	19.77	0.1230	18.99
Autres permis	0.2792	29.35	0.0775	8.51
Jamais marié	0.0192	4.19	-0.0027	-0.72
Col bleu non qualifié	-0.3147	-3.24	-0.1848	-1.99
Age	0.0009	0.23	0.0046	1.42
Age au carré/1000	-0.0040	-0.08	-0.0496	-1.24
Ancienneté	0.0048	2.50	-0.0009	-0.56
Ancienneté au carré/1000	-0.0174	-0.30	0.0798	1.63
Col bleu qualifié	-0.2858	-3.16	-0.1683	-2.12
Age	0.0014	0.48	0.0040	1.62
Age au carré/1000	-0.0124	-0.35	-0.0457	-1.53
Ancienneté	-0.0001	-0.08	-0.0002	-0.14
Ancienneté au carré/1000	0.0711	1.80	0.0271	0.83
Col bleu très qualifié	-0.4761	-4.29	-0.3958	-2.60
Age	0.0216	2.92	0.0143	2.25
Age au carré/1000	-0.2062	-2.35	-0.1585	-2.11
Ancienneté	-0.0085	-2.95	-0.0044	-1.79
Ancienneté au carré/1000	0.1951	2.40	0.1249	1.81
Col blanc non qualifié		(réf.)		(réf.)
Age	-0.0144	-3.43	-0.0068	-2.08
Age au carré/1000	0.1732	3.34	0.0739	1.83
Ancienneté	0.0016	0.71	0.0118	6.50

Ancienneté au carré/1000	-0.0039	-0.05	-0.2214	-3.84
Col blanc qualifié	-0.4395	-5.37	-0.2692	-3.65
Age	0.0097	3.89	0.0086	4.38
Age au carré/1000	-0.0892	-2.90	-0.0941	-3.89
Ancienneté	0.0017	1.41	0.0015	1.48
Ancienneté au carré/1000	-0.0520	-1.41	-0.0641	-2.16
Col blanc très qualifié	-0.1223	-1.19	-0.1439	-1.66
Age	-0.0084	-2.46	0.0025	0.88
Age au carré/1000	0.1101	2.74	-0.0133	-0.39
Ancienneté	0.0041	3.32	-0.0010	-0.97
Ancienneté au carré/1000	-0.0859	-2.32	-0.0255	-0.83
Etablissement unique	-0.0704	-19.24	0.0396	13.15
Taille de l'établissement	0.0925	66.54	0.0953	80.69
Signataire CCT d'entreprise	-0.0553	-11.26	-0.0112	-2.82
Signataire CCT d'association	0.0254	4.79	-0.1714	-38.36
Langue allemande	-0.0747	-5.81	-0.0873	-9.07
Langue romande	-0.1939	-14.79	-0.1345	-12.07
Part main-d'œuvre étrangère	-0.3174	-42.50	-0.1053	-17.22
Part de femmes	-0.0825	-9.65	-0.0827	-11.84
Part d'emplois à temps partiels	-0.1055	-9.69	0.0428	4.53
Part cols bleus non qualifiés	-0.7256	-46.91	-0.2527	-19.48
Part cols bleus qualifiés	-0.2906	-20.56	-0.0203	-1.68
Part cols bleus très qualifiés	-0.6102	-26.12	-0.3444	-16.95
Part cols blancs non qualifiés	-0.8049	-41.99	-0.3250	-21.42
Part cols blancs qualifiés	-0.6321	-51.00	-0.3986	-38.00

(Suite et fin du tableau A5)

Variables	Exportations		Importations	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Industrie des produits alimentaires	0.3646	32.38	0.2844	40.61
Industrie des boissons	0.1521	7.54	0.2951	30.85
Industrie du tabac	0.5080	10.24	0.2964	11.74
Industrie textile	0.4852	22.01	0.2938	22.36
Industrie de l'habillement	0.4643	17.40	0.2985	12.93
Industrie du bois et du meuble en bois	0.4617	38.08	0.2964	40.00
Industrie du papier	0.5143	36.32	0.3051	30.14
Arts graphiques	0.4428	36.26	0.2574	29.85
Industrie du cuir et de la chaussure	0.5147	17.33	0.2987	14.56
Industrie chimique	0.5286	53.53	0.3310	43.28
Industrie des matières plastiques et caoutchouc	0.5194	18.35	0.2916	27.31
Produits minéraux non métalliques	0.4047	31.21	0.2857	37.39
Métallurgie	0.5601	65.39	0.3295	54.03
Construction de machines et véhicules	0.4663	46.20	0.2841	39.54
Electrotechnique, électronique, optique	0.4850	49.54	0.2664	35.92
Horlogerie, bijouterie	0.5013	46.21	0.3093	38.05
Autres industries manufacturières	0.4871	31.76	0.2764	24.98
Construction	-0.0458	-3.18	-0.0015	-0.12
Aménagement et parachèvement	-0.0534	-3.66	0.1014	9.23
Commerce de gros (code 51)	0.2198	16.82	0.3105	49.66
Commerce de gros (code 52)	0.0836	6.49	0.3272	59.00
Commerce de gros (code 53)	0.4870	5.71	--	--
Intermédiaires du commerce	-0.4297	-20.04	0.2564	21.13
Commerce de détail (code 55)	0.1815	11.66	0.2807	34.72
Commerce de détail (code 56)	-0.3861	-33.47	0.2946	38.38

Restauration et hébergement	-0.2087	-10.62	-0.0922	-5.25
Réparation	0.0077	0.40	0.1389	10.75
Transport ferroviaire	-0.3450	-8.19	-0.1492	-5.48
Transport routier	-0.0164	-0.89	0.0017	0.11
Navigation	0.3836	14.45	0.2885	21.74
Transport aérien	-0.0986	-2.82	-0.0529	-1.7
Intermédiaire des transports	-0.3661	-27.69	-0.0406	-3.29
Communications	0.5040	23.30	0.2928	18.03
Banques, services financiers	-0.5672	-68.94	-0.6785	-57.18
Assurances	-0.0583	-4.25	0.0896	8.23
Affaires immobilières	-0.4712	-10.62	--	--
Location de biens mobiliers, crédit-bail	0.3785	10.55	0.2566	11.46
Conseils, services commerciaux, informatique	0.2496	19.79	0.2235	25.83
Services personnels	-0.1459	-4.27	0.0355	1.52
Enseignement (privé)	-0.1668	-6.44	-0.0724	-2.89
Recherche et développement	0.2370	10.04	0.2595	19.53
Services de santé (privé, sans les hôpitaux)	-0.4342	-20.92	-0.4013	-17.94
Voirie, assainissement (privé)	0.1011	2.69	0.1502	5.91
Œuvres sociales	-0.1554	-4.86	-0.1693	-5.11
Organisations religieuses	-0.0788	-1.72	0.1223	3.51
Services à la collectivité	-0.2660	-11.42	-0.0753	-3.3
Culture, sports, loisirs, divertissements	-0.1714	-6.64	0.0490	2.4
Log de vraisemblance		-58'045.496		-64'612.909
Pseudo R carré		0.479		0.377
Probabilité moyenne observée		0.498		0.649
Probabilité moyenne prédite		0.487		0.703
Nombre d'observations		160'870		160'195

Tableau A6 : Equations de salaire estimées. Critère d'ouverture : Exportations
(estimations corrigées du biais de sélection)

Variables	Entreprises « ouvertes »		Entreprises « fermées »	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Suisse		(réf)		(réf)
Saisonnier	-0.0456	-4.33	-0.1219	-16.51
Permis annuel	-0.0147	3.74	-0.0874	-21.02
Etabli	-0.0352	-16.96	-0.0634	-27.25
Frontalier	-0.0354	-9.24	-0.0912	-16.18
Autres permis	-0.0349	-3.62	-0.1515	-14.95
Jamais marié	-0.0508	-26.78	-0.0643	-35.01
Col bleu non qualifié	0.0857	1.74	0.2262	5.24
Age	0.0185	13.76	0.0159	8.55
Age au carré/1000	-0.2073	-12.71	-0.1656	-7.19
Ancienneté	0.0085	13.19	0.0081	8.09
Ancienneté au carré/1000	-0.1353	-7.57	-0.1728	-5.56
Col bleu qualifié	-0.0599	-1.31	0.1358	3.74
Age	0.0308	30.09	0.0257	18.14
Age au carré/1000	-0.3236	-26.10	-0.2676	-15.30
Ancienneté	0.0051	10.66	0.0063	8.79
Ancienneté au carré/1000	-0.0595	-4.63	-0.0966	-4.52
Col bleu très qualifié	-0.1159	-1.53	0.1961	2.74
Age	0.0403	12.91	0.0297	8.76
Age au carré/1000	-0.3741	-10.27	-0.2734	-6.80
Ancienneté	0.0021	1.87	0.0043	3.10
Ancienneté au carré/1000	-0.0416	-1.40	-0.0688	-1.73
Col blanc non qualifié		(réf)		(réf)
Age	0.0206	9.48	0.0245	17.91

Age au carré/1000	-0.2131	-8.16	-0.2662	-15.68
Ancienneté	0.0084	7.87	0.0106	13.45
Ancienneté au carré/1000	-0.1782	-5.95	-0.1603	-6.37
Col blanc qualifié	-0.4555	-9.55	-0.4799	-16.01
Age	0.0517	44.04	0.0568	66.07
Age au carré/1000	-0.5237	-37.01	-0.6260	-58.71
Ancienneté	-0.0005	-0.84	0.0040	8.67
Ancienneté au carré/1000	0.0465	3.01	0.0623	4.46
Col blanc très qualifié	-0.5969	-12.16	-0.4817	-12.93
Age	0.0654	48.54	0.0677	47.85
Age au carré/1000	-0.5850	-37.11	-0.6572	-39.32
Ancienneté	0.0015	2.97	-0.0012	-2.34
Ancienneté au carré/1000	-0.0656	-4.57	0.0869	5.85
Ratio de Mill inverse	-0.0637	-3.23	0.0932	3.89
Constante	7.9498	191.41	7.8240	276.86
Ecart-type terme d'erreur	0.1806		0.1843	
Ecart-type effets fixes	0.1807		0.1989	
R carré	0.7197		0.7508	
Nombre observations	80'132		80'769	

Notes : La valeur du test de Fisher sur les effets fixes d'entreprises est $F(1'052, 79'043) = 36.06$ pour les entreprises ouvertes et $F(1'840, 78'892) = 26.46$ pour les entreprises fermées.

Tableau A7 : Equations de salaire estimées. Critère d'ouverture : Importations
(estimations corrigées du biais de sélection)

Variables	Entreprises « ouvertes »		Entreprises « fermées »	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Suisse		(réf)		(réf)
Saisonnier	-0.0550	-4.81	-0.0614	-7.54
Permis annuel	-0.0364	-11.17	-0.0626	-14.54
Etabli	-0.0465	-27.32	-0.0611	-23.93
Frontalier	-0.0662	-19.51	-0.1070	-15.12
Autres permis	-0.0928	-18.18	-0.1288	-14.48
Jamais marié	-0.0543	-33.55	-0.0616	-28.64
Col bleu non qualifié	0.1500	4.14	0.2904	5.45
Age	0.0182	14.35	0.0131	6.04
Age au carré/1000	-0.2021	-13.14	-0.1367	-5.05
Ancienneté	0.0086	14.13	0.0076	6.70
Ancienneté au carré/1000	-0.1502	-8.72	-0.1721	-4.86
Col bleu qualifié	0.0407	1.25	0.1329	2.92
Age	0.0282	29.08	0.0268	16.43
Age au carré/1000	-0.2970	-25.23	-0.2767	-13.73
Ancienneté	0.0065	14.38	0.0048	5.93
Ancienneté au carré/1000	-0.0924	-7.51	-0.0754	-3.18
Col bleu très qualifié	0.0719	1.11	0.1598	2.00
Age	0.0332	11.40	0.0329	8.91
Age au carré/1000	-0.2974	-8.70	-0.3101	-7.07
Ancienneté	0.0036	3.44	0.0043	2.81
Ancienneté au carré/1000	-0.0714	-2.50	-0.0821	-1.92
Col blanc non qualifié		(réf)		(réf)
Age	0.0238	16.56	0.0244	13.06

Age au carré/1000	-0.2534	-14.45	-0.2606	-11.22
Ancienneté	0.0084	10.50	0.0078	6.95
Ancienneté au carré/1000	-0.1672	-7.20	-0.0928	-2.61
Col blanc qualifié	-0.3897	-12.22	-0.4792	-12.18
Age	0.0509	55.67	0.0569	53.19
Age au carré/1000	-0.5369	-48.21	-0.6157	-45.93
Ancienneté	0.0019	4.38	0.0032	5.63
Ancienneté au carré/1000	0.0591	4.61	0.0365	2.10
Col blanc très qualifié	-0.5273	-14.39	-0.4698	-10.22
Age	0.0652	52.43	0.0674	43.48
Age au carré/1000	-0.5880	-40.36	-0.6628	-36.40
Ancienneté	-0.0001	-0.18	0.0011	2.05
Ancienneté au carré/1000	-0.0080	-0.60	0.0357	2.24
Ratio de Mill inverse	0.1210	6.42	0.1779	9.39
Constante	7.9556	288.17	7.7484	208.09
Ecart-type terme d'erreur	0.1818		0.1844	
Ecart-type effets fixes	0.1766		0.2232	
R carré	0.7270		0.7580	
Nombre observations	104'170		56'731	

Notes : La valeur du test de Fisher sur les effets fixes d'entreprises est $F(1'353, 102'780) = 39.46$ pour les entreprises ouvertes et $F(1'539, 55'155) = 24.08$ pour les entreprises fermées.

Tableau A8 : Déterminants des effets-fixes globaux d'entreprises.
Critère d'ouverture : Exportations
(estimations corrigées du biais de sélection)

Variables	Entreprises « ouvertes »		Entreprises « fermées »	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
(Log)Taille de l'établissement	0.0214	7.72	0.0020	1.06
Signataire CCT d'entreprise	-0.0152	-1.68	0.0095	1.00
Signataire CCT d'association	0.0146	1.29	-0.0063	-0.66
Langue allemande	0.1419	6.05	0.0350	1.99
Langue romande	0.1668	6.67	0.0200	1.04
Part main-d'œuvre étrangère	-0.0314	-2.28	-0.0168	-1.49
Part de femmes	-0.0015	-0.09	0.0219	1.53
Part d'emplois à temps partiels	0.0623	3.14	0.0083	0.38
Part cols bleus non qualifiés	-0.0509	-1.93	0.1376	4.86
Part cols bleus qualifiés	-0.0477	-1.93	-0.0157	-0.75
Part cols bleus très qualifiés	-0.3698	-7.74	-0.1505	-4.02
Part cols blancs non qualifiés	-0.2316	-4.11	0.0453	1.76
Part cols blancs qualifiés	0.0510	1.81	0.0906	4.40
Constante*	-0.1816	-4.36	0.0384	1.23
R carré-ajusté	0.4910		0.4210	
Nombre observations	1'053		1'841	

Notes : Les estimations sont basées sur des régressions pondérées. Le poids utilisé est le nombre d'observations par entreprise. Les autres variables introduites sont les variables binaires correspondantes aux secteurs économiques (2 digits). * La constante représente ici la prime (ou pénalité) salariale associée au secteur d'activité de référence, soit le secteur de l'électricité, eau, gaz.

Tableau A9 : Déterminants des effets-fixes globaux d'entreprises.
Critère d'ouverture : Importations
(estimations corrigées du biais de sélection)

Variables	Entreprises « ouvertes »		Entreprises « fermées »	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
Taille de l'établissement	0.0006	0.24	-0.0116	-4.39
Signataire CCT d'entreprise	-0.0153	-1.81	-0.0083	-0.81
Signataire CCT d'association	0.0208	2.24	0.0465	3.78
Langue allemande	0.1221	6.15	0.0218	1.06
Langue romande	0.1523	7.26	0.0224	1.04
Part main-d'œuvre étrangère	-0.0022	-0.19	-0.0143	-0.97
Part de femmes	0.0321	2.21	0.0049	0.31
Part d'emplois à temps partiels	0.0206	1.10	0.0310	1.44
Part cols bleus non qualifiés	-0.0136	-0.57	0.1818	6.33
Part cols bleus qualifiés	-0.0588	-2.60	0.0357	1.39
Part cols bleus très qualifiés	-0.2706	-6.33	-0.0749	-1.80
Part cols blancs non qualifiés	-0.2112	-5.94	0.1813	7.05
Part cols blancs qualifiés	0.0510	2.34	0.1320	5.79
Constante*	0.0279	0.71	0.0804	2.40
R carré-ajusté	0.4826		0.5710	
Nombre observations	1'354		1'540	

Notes : Les estimations sont basées sur des régressions pondérées. Le poids utilisé est le nombre d'observations par entreprise. Les autres variables introduites sont les variables binaires correspondantes aux secteurs économiques (2 digits). * La constante représente ici la prime (ou pénalité) salariale associée au secteur d'activité de référence, soit le secteur de l'électricité, eau. gaz.

**Tableau A10 : Différentiels de salaire sectoriels estimés entre entreprises
ouvertes et fermées (avec correction du biais de sélection)**

Secteurs	Exportations	Importations
Industrie des produits alimentaires	18.23%	10.99%
Industrie des boissons	12.52%	26.82%
Industrie du tabac	2.20%	4.04%
Industrie textile	8.58%	10.50%
Industrie de l'habillement	14.83%	12.38%
Industrie du bois et du meuble en bois	5.53%	2.82%
Industrie du papier	27.25%	25.61%
Arts graphiques	14.76%	3.21%
Industrie du cuir et de la chaussure	16.92%	13.31%
Industrie chimique	2.51%	23.24%
Industrie des matières plastiques et caoutchouc	33.27%	12.61%
Produits minéraux non métalliques	10.98%	5.14%
Métallurgie	28.56%	16.38%
Construction de machines et véhicules	13.61%	3.87%
Electrotechnique, électronique, optique	9.87%	0.84%
Horlogerie, bijouterie	3.46%	10.54%
Autres industries manufacturières	27.68%	15.41%
Construction	-1.74%	-2.48%
Aménagement et parachèvement	-11.48%	-4.14%
Commerce de gros (code 51)	-1.55%	7.73%
Commerce de gros (code 52)	4.63%	8.08%
Commerce de gros (code 53)	35.12%	--
Intermédiaires du commerce	-43.29%	-11.89%
Commerce de détail (code 55)	0.49%	1.06%
Commerce de détail (code 56)	-15.73%	3.78%
Restauration et hébergement	-2.89%	4.32%

Réparation	2.52%	0.06%
Transport ferroviaire	-6.77%	1.49%
Transport routier	-23.19%	-11.01%
Navigation	4.86%	-9.53%
Transport aérien	-10.22%	-12.47%
Intermédiaire des transports	-8.24%	-5.19%
Communications	5.66%	-5.11%
Banques, services financiers	5.92%	12.05%
Assurances	-16.56%	-25.31%
Affaires immobilières	-18.04%	--
Location de biens mobiliers, crédit-bail	5.93%	-11.73%
Conseils, services commerciaux, informatique	5.18%	-5.83%
Services personnels	0.36%	6.65%
Enseignement (privé)	2.54%	-5.27%
Recherche et développement	6.68%	3.20%
Services de santé (privé, sans les hôpitaux)	-22.05%	-0.51%
Voirie, assainissement (privé)	22.95%	14.17%
Œuvres sociales	-2.95%	-0.10%
Organisations religieuses	-15.35%	-14.95%
Services à la collectivité	6.80%	-13.29%
Culture, sports, loisirs, divertissements	0.73%	4.44%

Note : Ces différentiels ont été calculés à partir des paramètres associés à chaque variable binaire sectorielle qui ont été estimés dans la seconde étape (avec correction du biais de sélection, cf. tableaux A10 et A11). Ces paramètres ont ensuite été transformés de telle manière à ce qu'ils représentent des différentiels de salaire sectoriels par rapport à la moyenne, et non pas par rapport au secteur omis dans l'estimation. De plus, ils ont été pondérés en utilisant la part d'emplois associé à chaque secteur.

Tableau A11 : Nombre d'entreprises par secteur économique et type d'ouverture

Secteur	Exportations		Importations	
	oui	non	oui	Non
Economie énergétique, extraction minéraux	30	3	29	4
Industrie des produits alimentaires	30	33	22	41
Industrie des boissons	8	7	6	9
Industrie du tabac	1	3	1	3
Industrie textile	4	21	4	21
Industrie de l'habillement	7	11	1	17
Industrie du bois et du meuble en bois	48	45	34	59
Industrie du papier	8	21	4	25
Arts graphiques	31	33	36	28
Industrie du cuir et de la chaussure	1	7	1	7
Industrie chimique	11	33	4	40
Industrie des matières plastiques et caoutchouc	2	25	3	24
Produits minéraux non métalliques	43	23	23	43
Métallurgie	31	96	31	96
Construction de machines et véhicules	32	115	26	121
Electrotechnique, électronique, optique	35	107	27	115
Horlogerie, bijouterie	6	16	9	13
Autres industries manufacturières	6	12	6	12
Construction	141	18	123	36
Aménagement et parachèvement	144	20	130	34
Commerce de gros (code 51)	31	26	11	46
Commerce de gros (code 52)	91	62	15	138
Commerce de gros (code 53)	1	1		2
Intermédiaires du commerce	9	6	6	9

Commerce de détail (code 55)	95	19	46	68
Commerce de détail (code 56)	71	13	35	49
Restauration et hébergement	104	9	99	14
Réparation	84	9	72	21
Transport ferroviaire	22	1	20	3
Transport routier	40	13	38	15
Navigation	9	9	10	8
Transport aérien	9	4	9	4
Intermédiaire des transports	36	22	36	22
Communications	5	3	4	4
Banques, services financiers	48	16	50	14
Assurances	33	16	34	15
Affaires immobilières	31	1	32	0
Location de biens mobiliers, crédit-bail	10	5	8	7
Conseils, services commerciaux, informatique	161	113	175	99
Services personnels	54	5	48	11
Enseignement (privé)	26	3	26	3
Recherche et développement	15	22	21	16
Services de santé (privé, sans les hôpitaux)	96	3	91	8
Voirie, assainissement (privé)	15	1	14	2
Œuvres sociales	39	5	39	5
Organisations religieuses	6	2	5	3
Services à la collectivité	41	9	42	8
Culture, sports, loisirs, divertissements	31	6	25	12
TOTAL	1'841	1'053	1'540	1'354

Tableau A12 : Contribution à la dispersion totale des salaires
Critère d'ouverture: Exportations

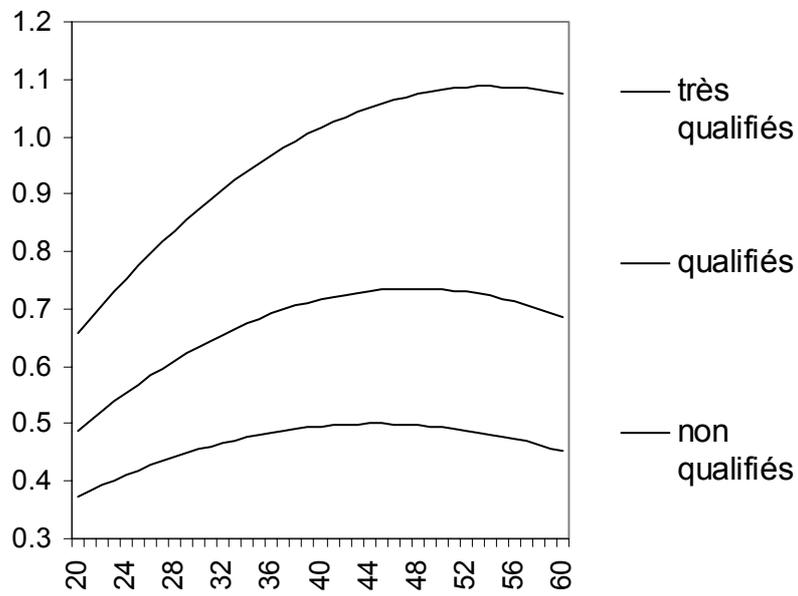
	Ouvertes	Fermées
Parts des types de travailleurs dans entreprises	0.00242	-0.02661
Taille de l'entreprise	0.00014	0.00043
Conventions collectives	0.00245	0.00079
Langue	-0.00057	-0.00011
Parts étrangers, femmes, tps partiels dans entreprises	0.00248	0.01581
Secteurs	0.02886	0.05856
Sous-total entreprises (<i>observables</i>)	0.03578	0.04887
Erreurs entreprises (<i>inobservables</i>)	0.02994	0.02948
Types de permis	0.00572	0.01373
Jamais mariés	0.00668	0.01048
Qualifications	-0.18760	-0.12609
Capital humain général (profil âge)	0.39884	0.33458
Capital humain spécifique (profil ancienneté)	-0.01322	-0.00471
Ratio inverse de Mill	0.00359	0.00932
Sous-total travailleurs (<i>observables</i>)	0.21401	0.23731
Erreurs travailleurs (<i>inobservables</i>)	0.08827	0.08669
Total	0.36800	0.40236

Tableau A13 : Contribution à la dispersion totale des salaires
Critère d'ouverture: Importations

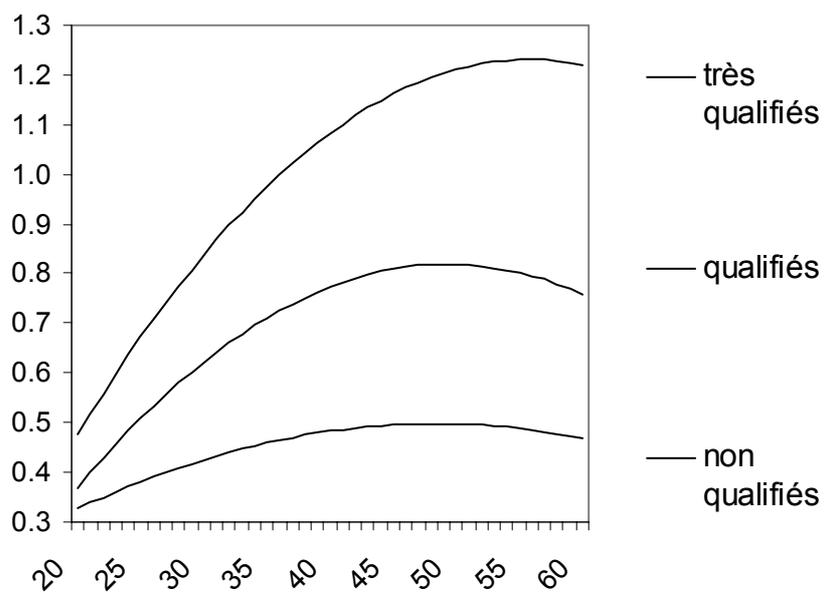
	Ouvertes	Fermées
Parts des types de travailleurs dans entreprises	-0.00141	-0.01067
Taille de l'entreprise	-0.00008	0.00169
Conventions collectives	0.00209	0.00077
Langue	-0.00180	-0.00108
Parts étrangers, femmes, temps partiels dans entreprises	0.00196	0.00748
Secteurs	0.03554	0.07917
Sous-total entreprises (<i>observables</i>)	0.03631	0.07735
Erreurs entreprises (<i>inobservables</i>)	0.03949	0.01884
Types de permis	0.00725	0.01095
Jamais mariés	0.00751	0.00976
Qualifications	-0.15194	-0.13700
Capital humain général (profil âge)	0.35475	0.35262
Capital humain spécifique (profil ancienneté)	-0.00980	0.00031
Ratio inverse de Mill	0.00403	-0.00840
Sous-total travailleurs (<i>observables</i>)	0.21178	0.22825
Erreurs travailleurs (<i>inobservables</i>)	0.08937	0.08449
Total	0.37697	0.40893

ANNEXE : FIGURES

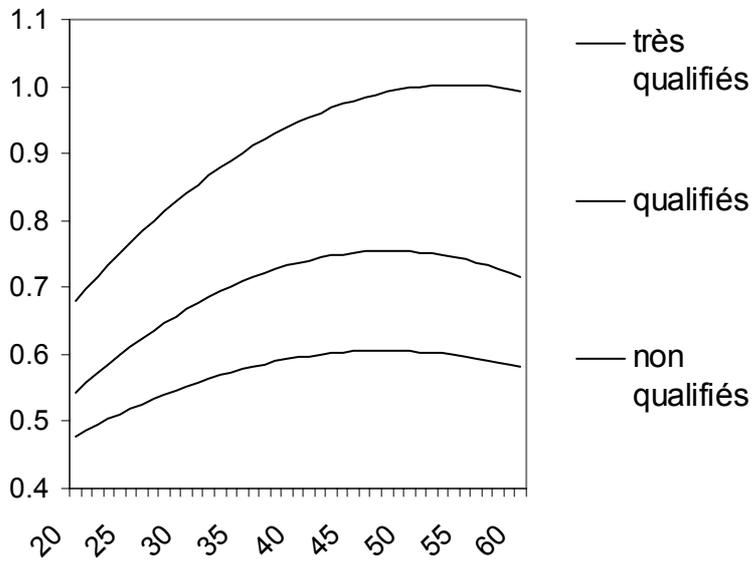
**Figure A1: Colis bleus
Entreprises ouvertes**



**Figure A2: Colis blancs
Entreprises ouvertes**



**Figure A3: Cols bleus
Entreprises fermées**



**Figure A4: Cols blancs
Entreprises fermées**

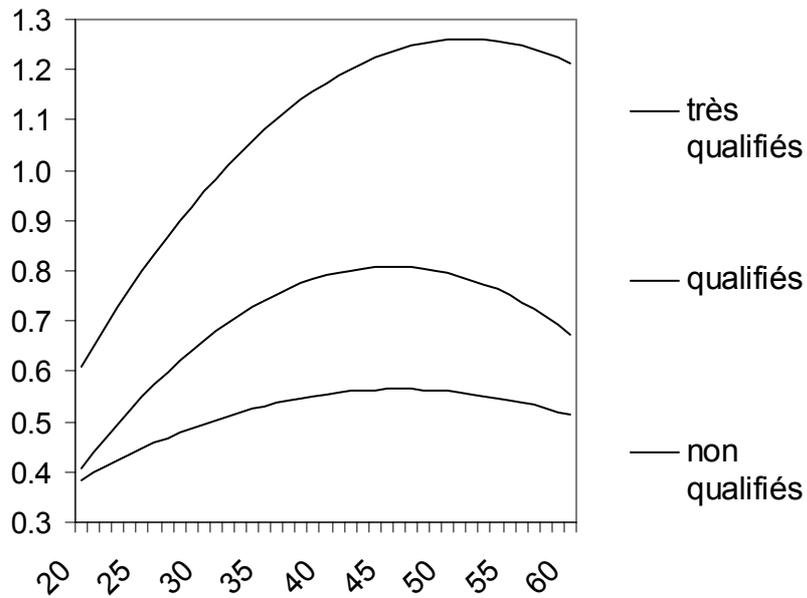


Figure A5: Différentiel de rendement entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés

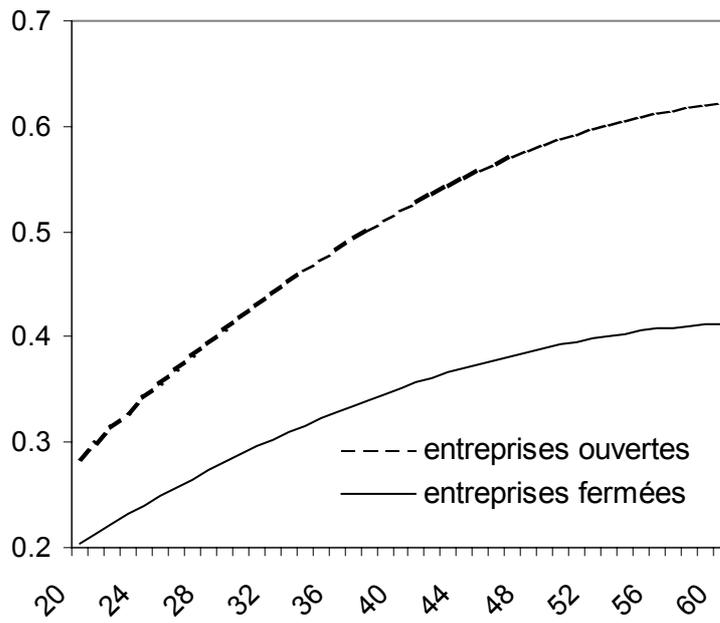


Figure A6: Différentiel de rendement entre cols bleus qualifiés et non qualifiés

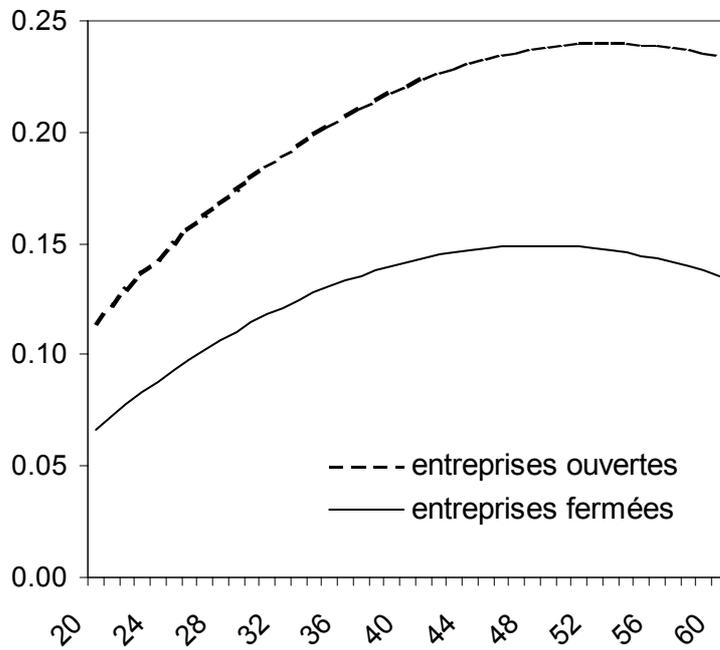


Figure A7: Différentiel de rendement entre cols blancs très qualifiés et non qualifiés



Figure A8: Différentiel de rendement entre cols blancs qualifiés et non qualifiés

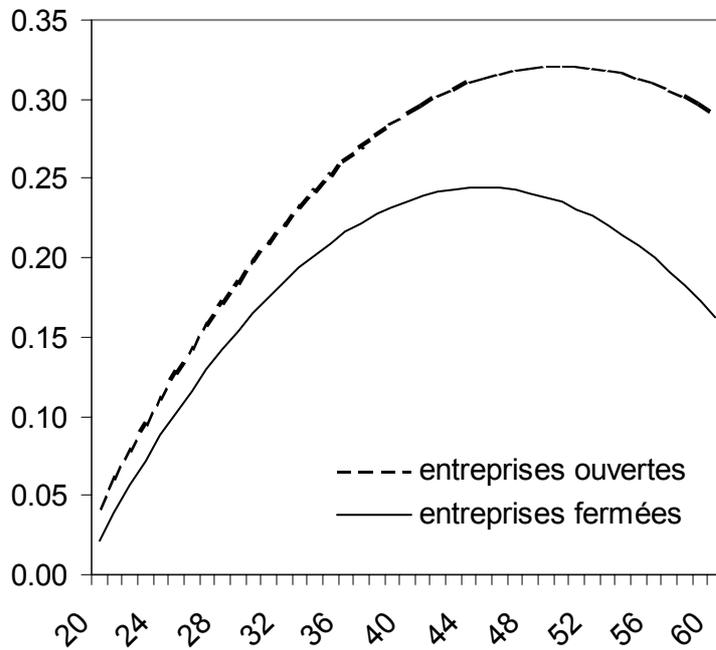


Figure A9: Différentiel de rendement entre entreprises ouvertes et fermées - Cols bleus

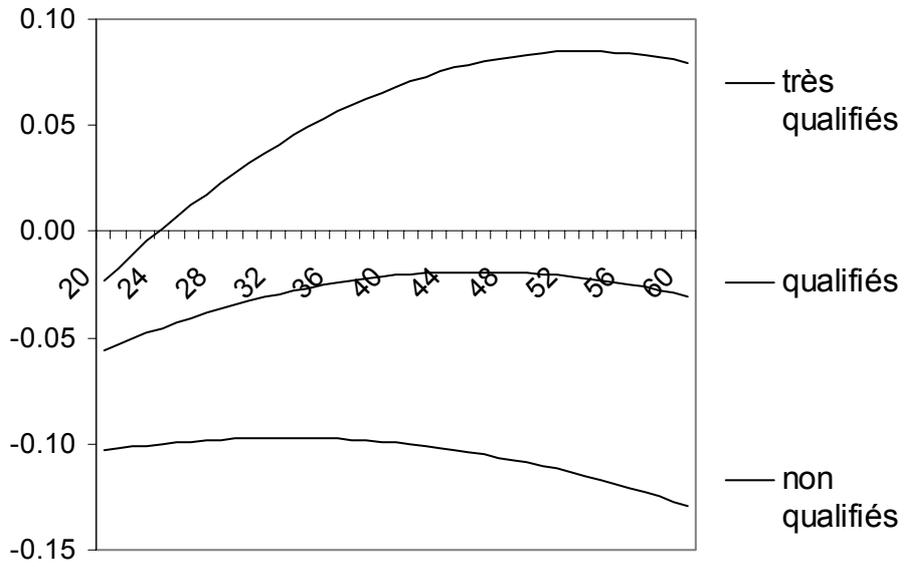
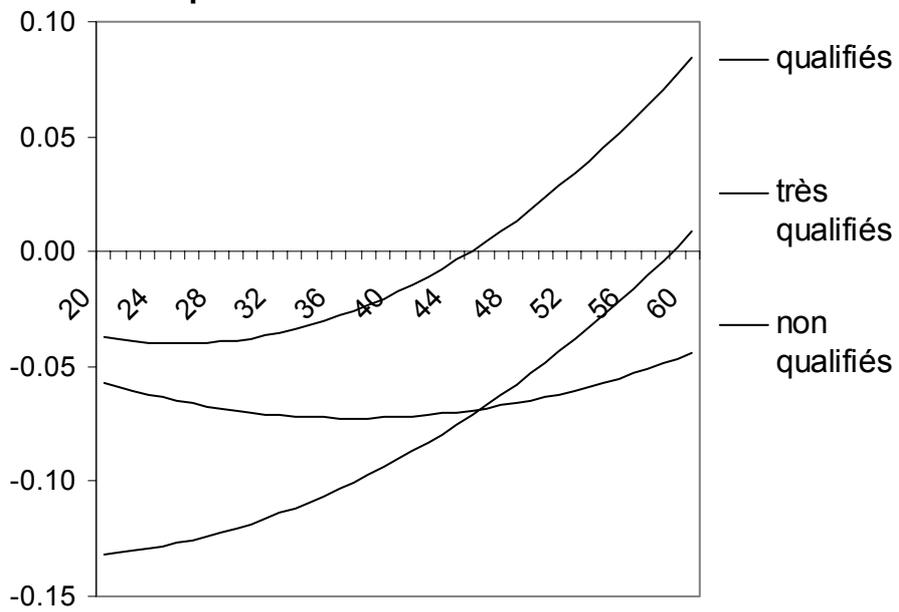
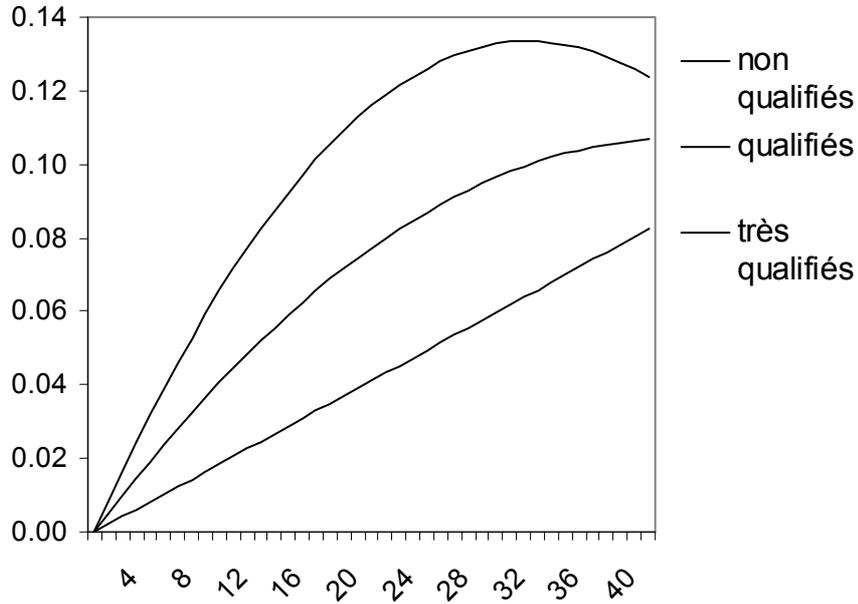


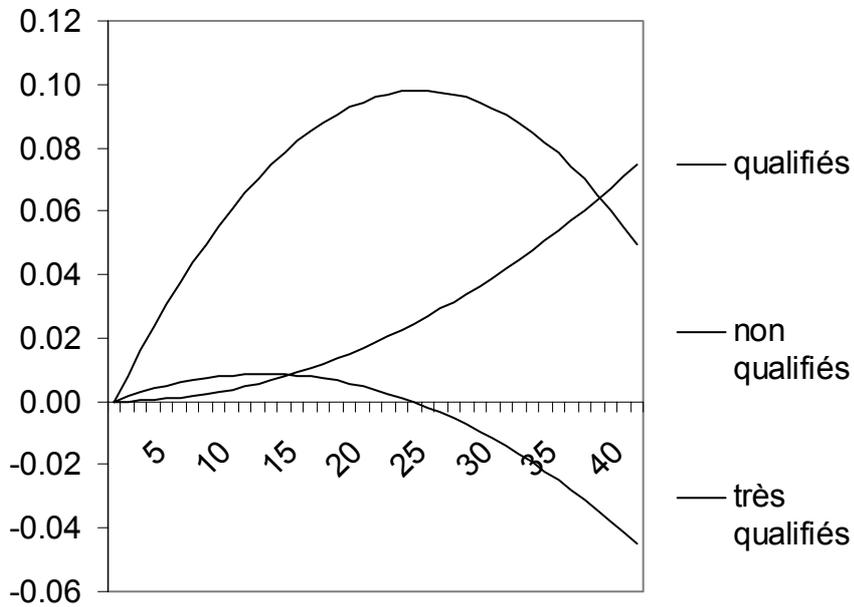
Figure A10: Différentiel de rendement entre entreprises ouvertes et fermées - Cols blancs



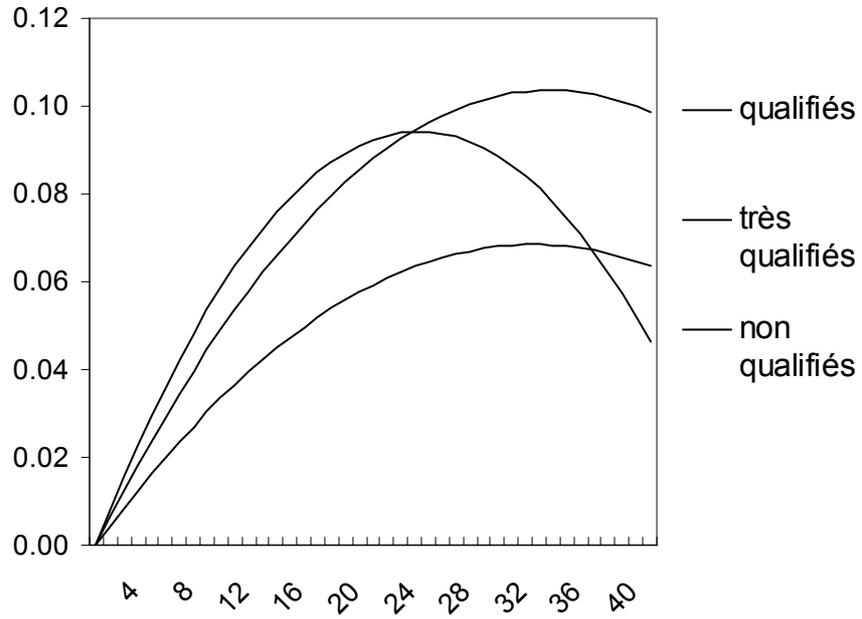
**Figure A11: Cols bleus
Entreprises ouvertes**



**Figure A12: Cols blancs
Entreprises ouvertes**



**Figure A13: Cols bleus
Entreprises fermées**



**Figure A14: Cols blancs
Entreprises fermées**

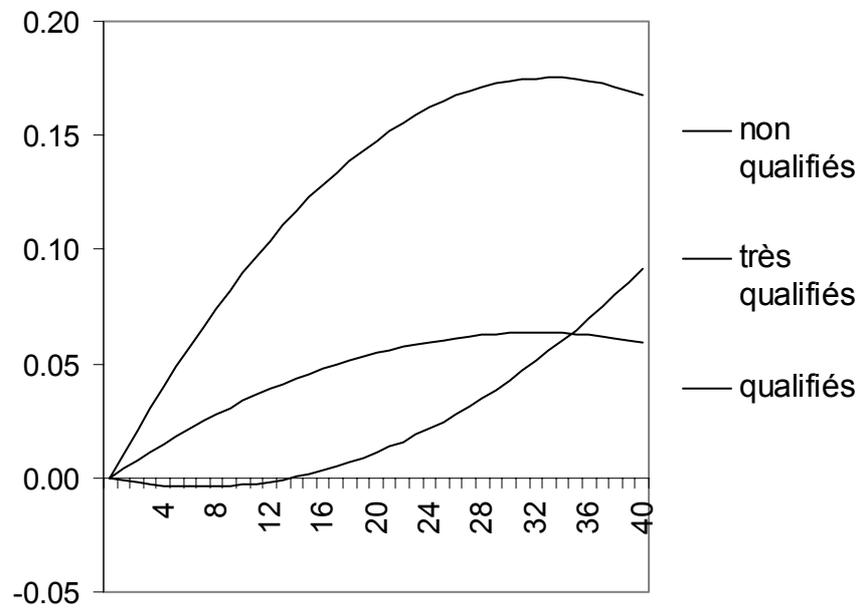


Figure A15: Différentiel de rendement entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés

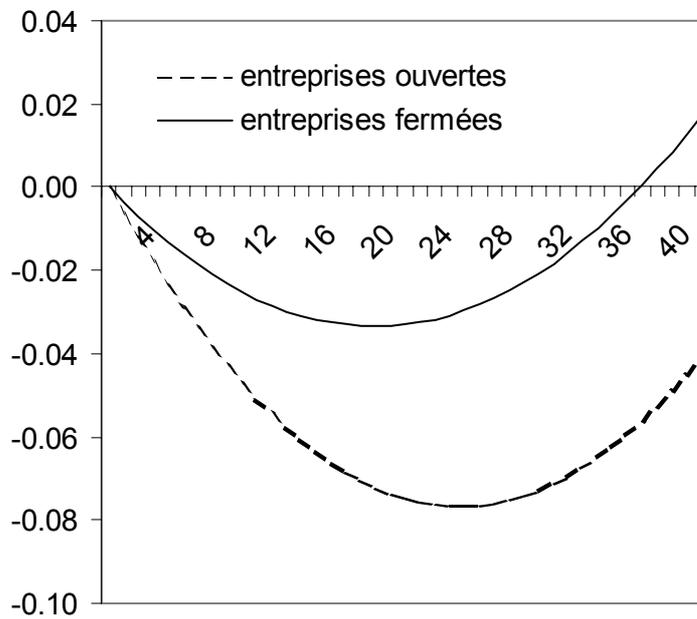


Figure A16: Différentiel de rendement entre cols bleus qualifiés et non qualifiés

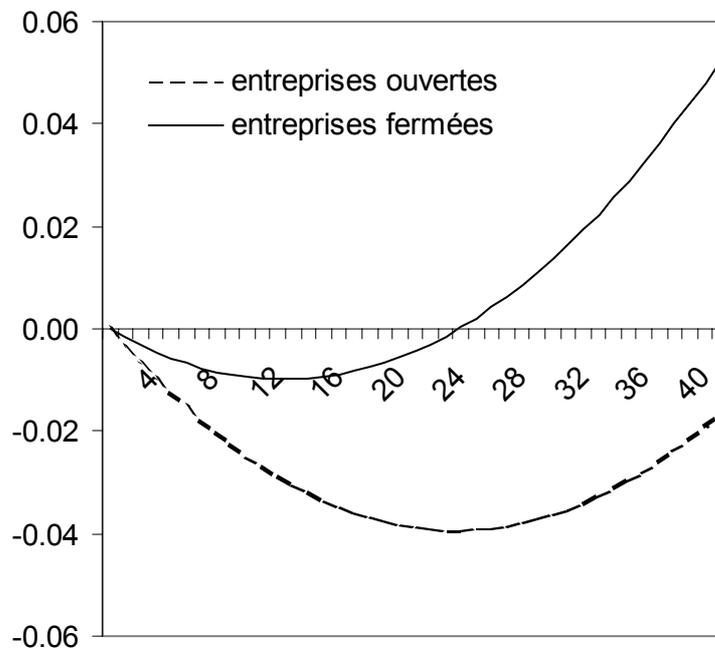


Figure A17: Différentiel de rendement entre cols blancs très qualifiés et non qualifiés

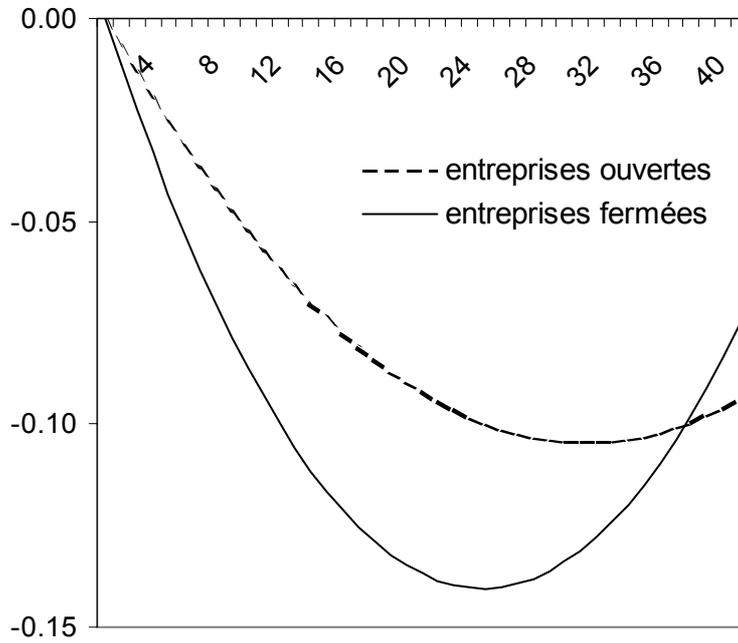


Figure A18: Différentiel de rendement entre cols blancs qualifiés et non qualifiés

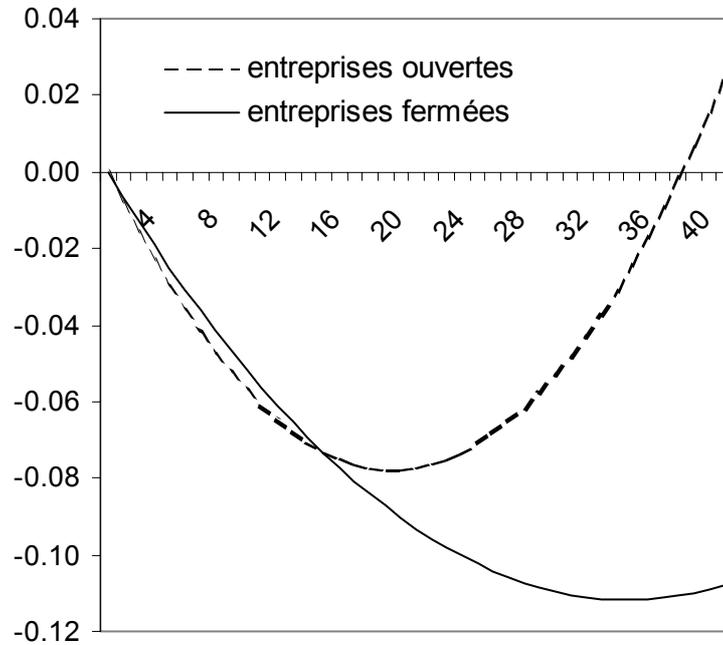


Figure A19: Différentiel de rendement entre entreprises ouvertes et fermées - Cols bleus

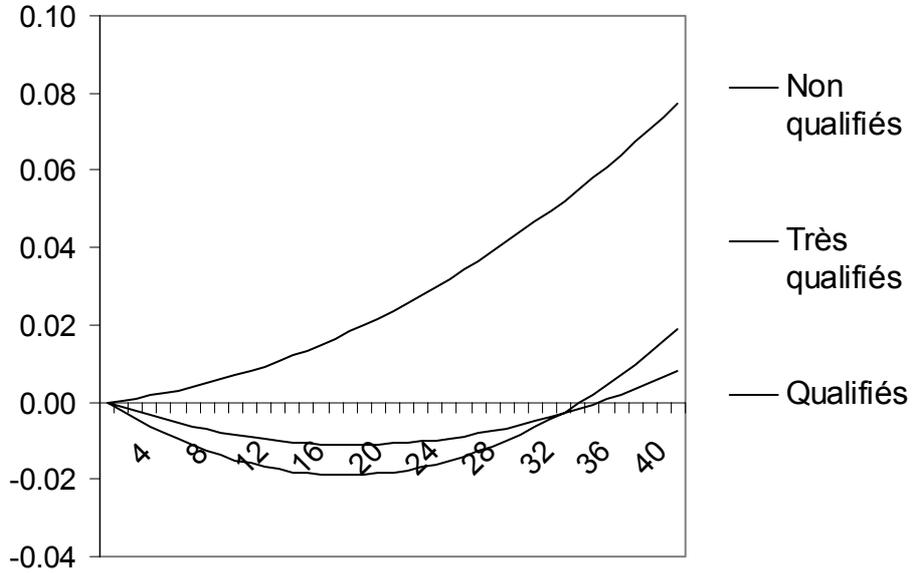
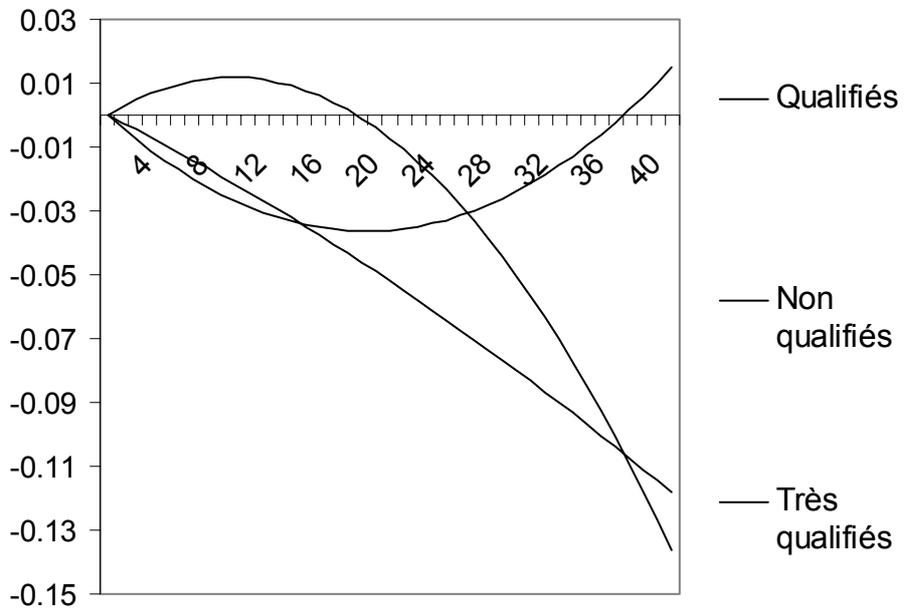
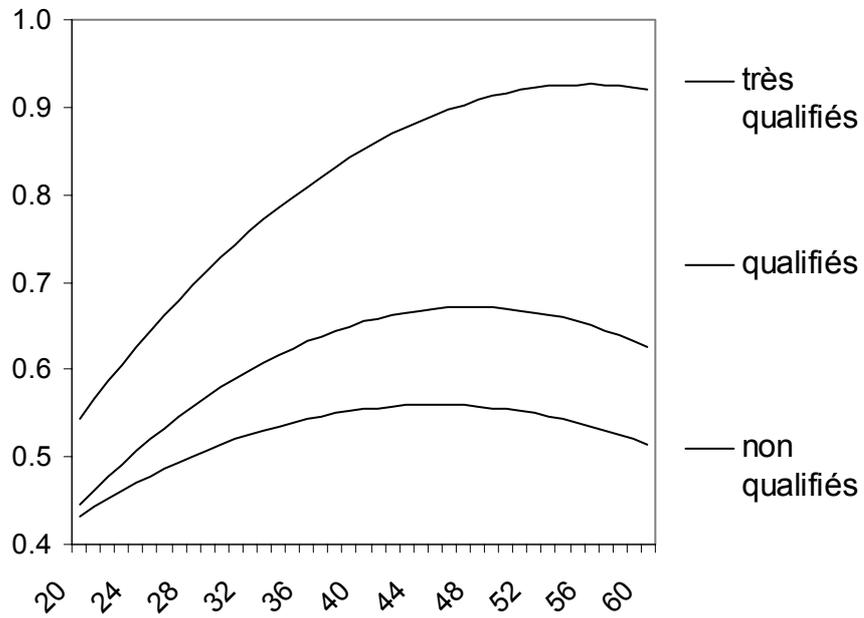


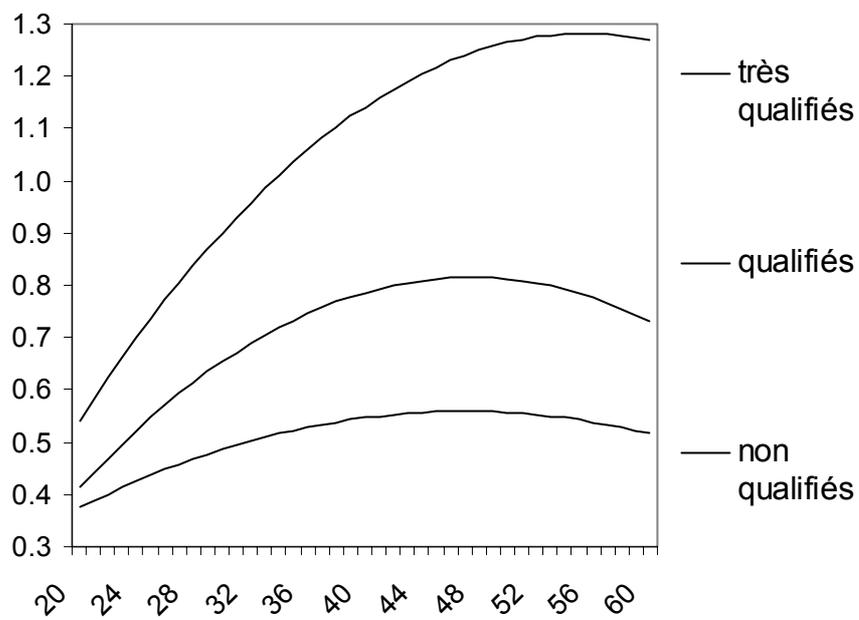
Figure A20: Différentiel de rendement entre entreprises ouvertes et fermées - Cols blancs



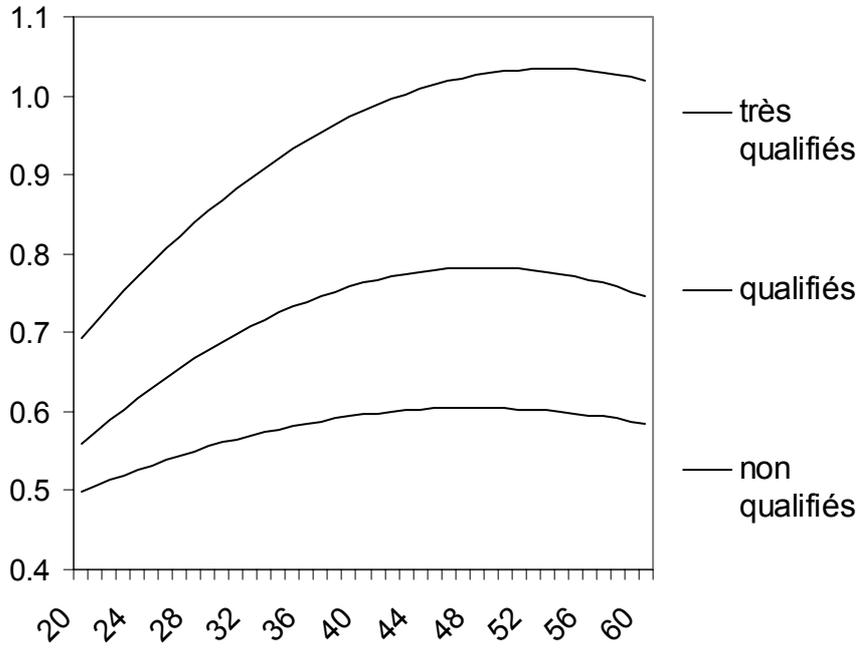
**Figure A21: Cols bleus
Entreprises ouvertes**



**Figure A22: Cols blancs
Entreprises ouvertes**



**Figure A23: Cols bleus
Entreprises fermées**



**Figure A24: Cols blancs
Entreprises fermées**

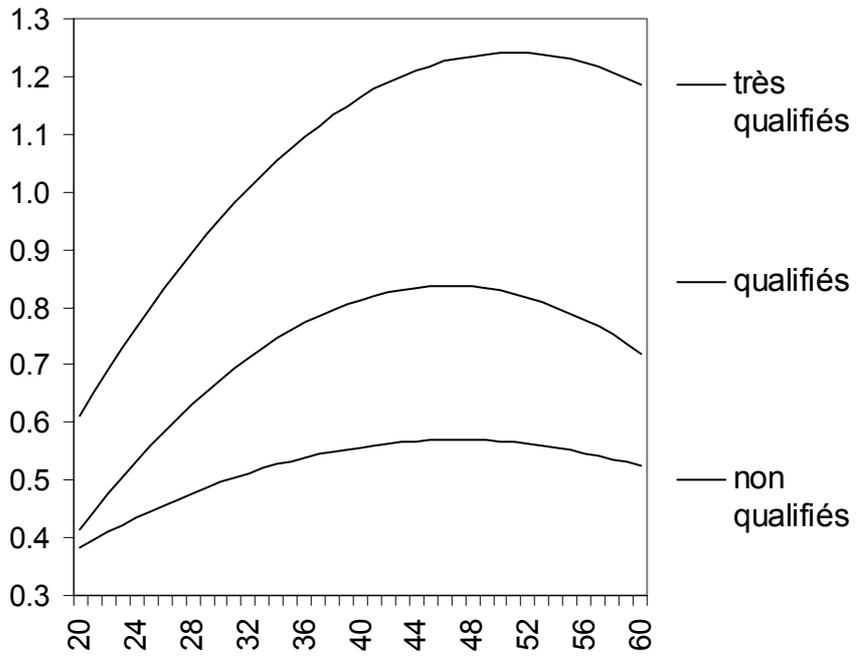


Figure A25: Différentiel de rendement entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés

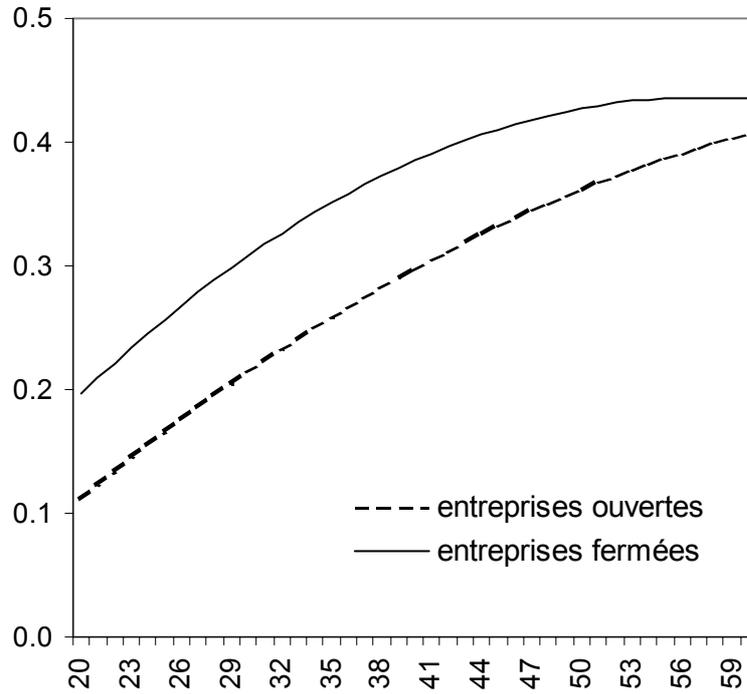


Figure A26: Différentiel de rendement entre cols bleus qualifiés et non qualifiés

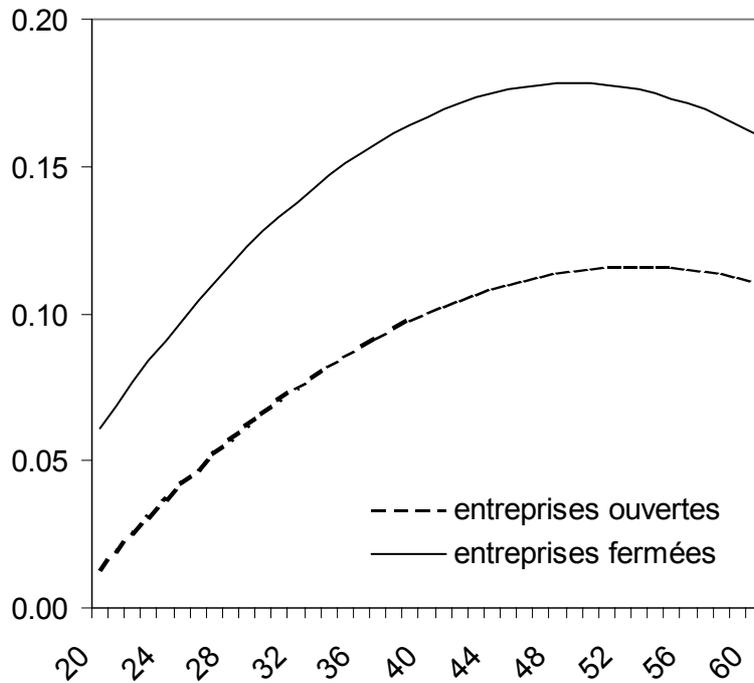


Figure A27: Différentiel de rendement entre cols blancs très qualifiés et non qualifiés

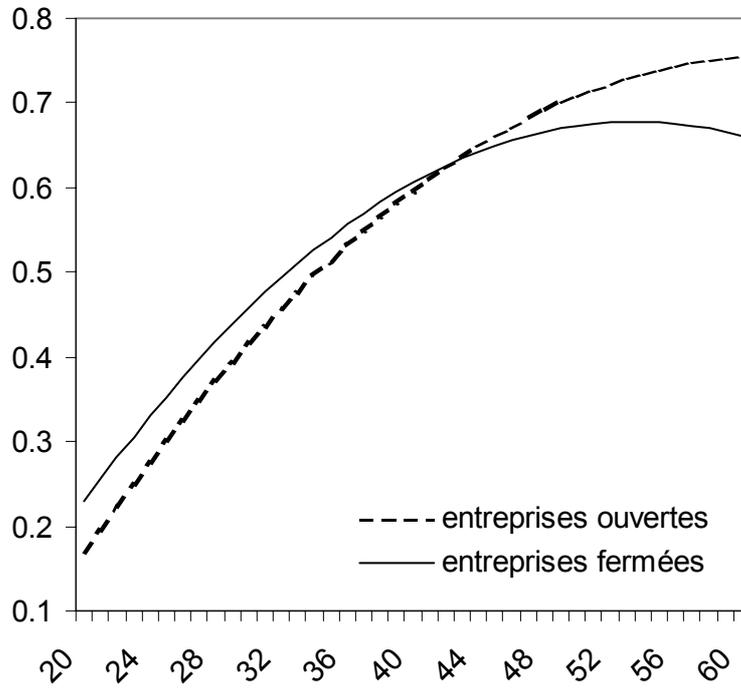


Figure A28: Différentiel de rendement entre cols blancs qualifiés et non qualifiés

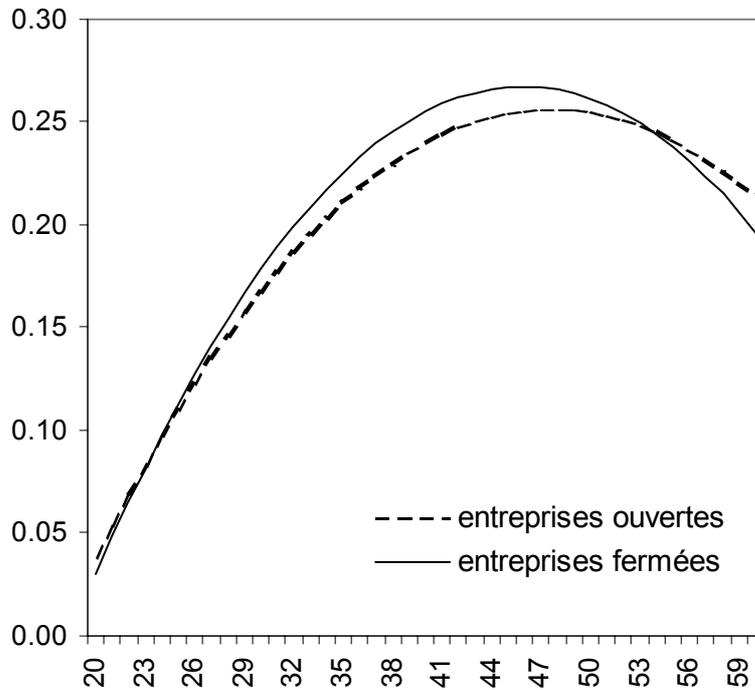


Figure A29: Différentiel de rendement entre entreprises ouvertes et fermées - Cois bleus

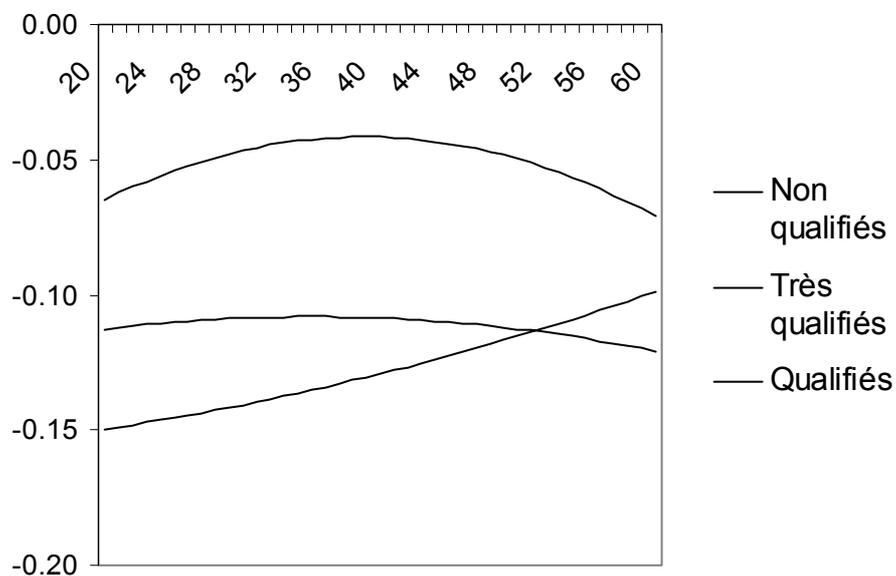
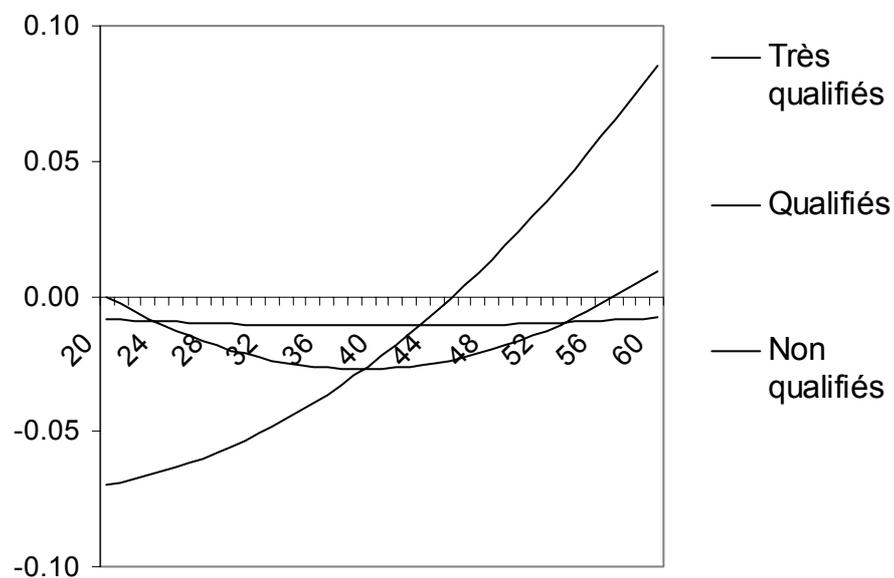
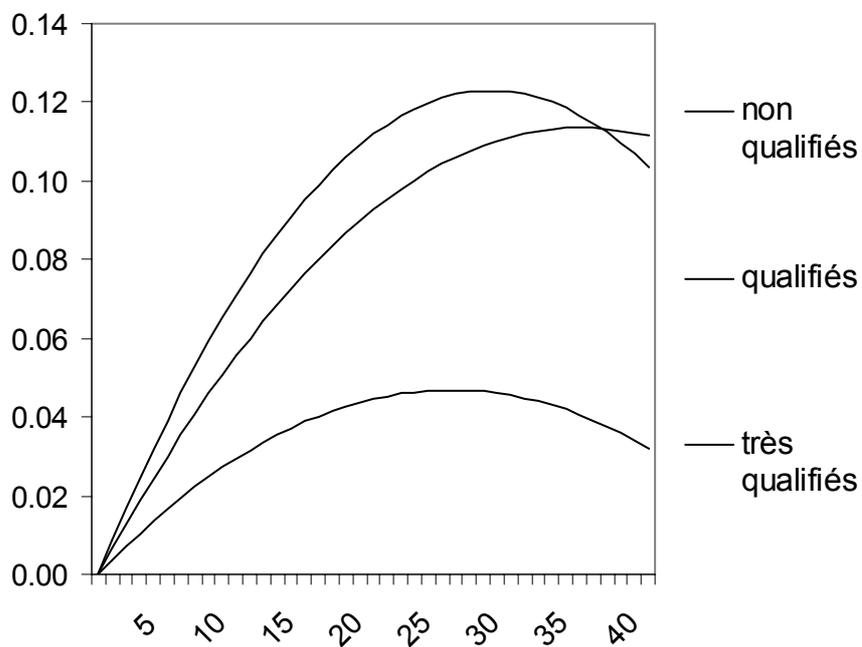


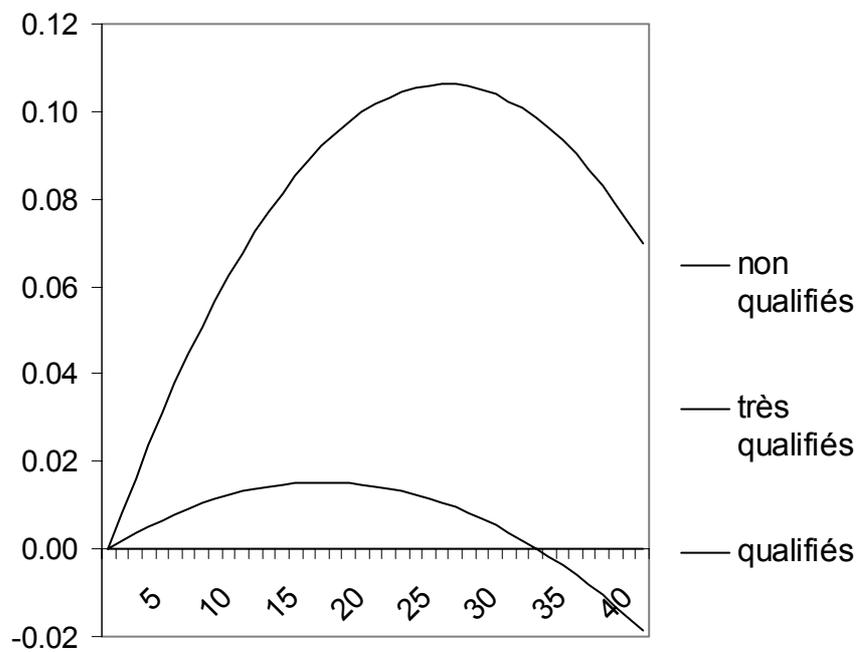
Figure A30: Différentiel de rendement entre entreprises ouvertes et fermées - Cois blancs



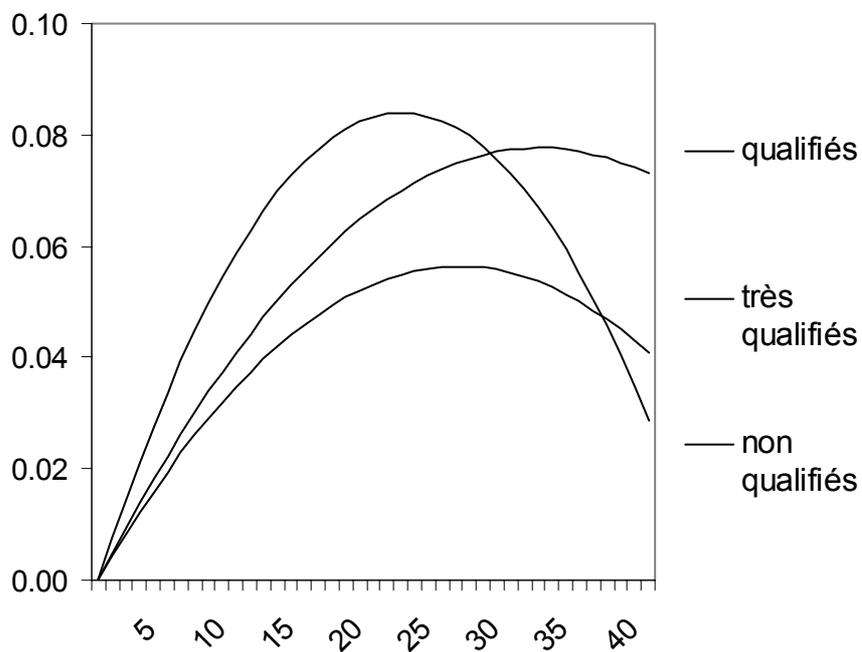
**Figure A31: Cols bleus
Entreprises ouvertes**



**Figure A32: Cols blancs
Entreprises ouvertes**



**Figure A33: Cols bleus
Entreprises fermées**



**Figure A34: Cols blancs
Entreprises fermées**

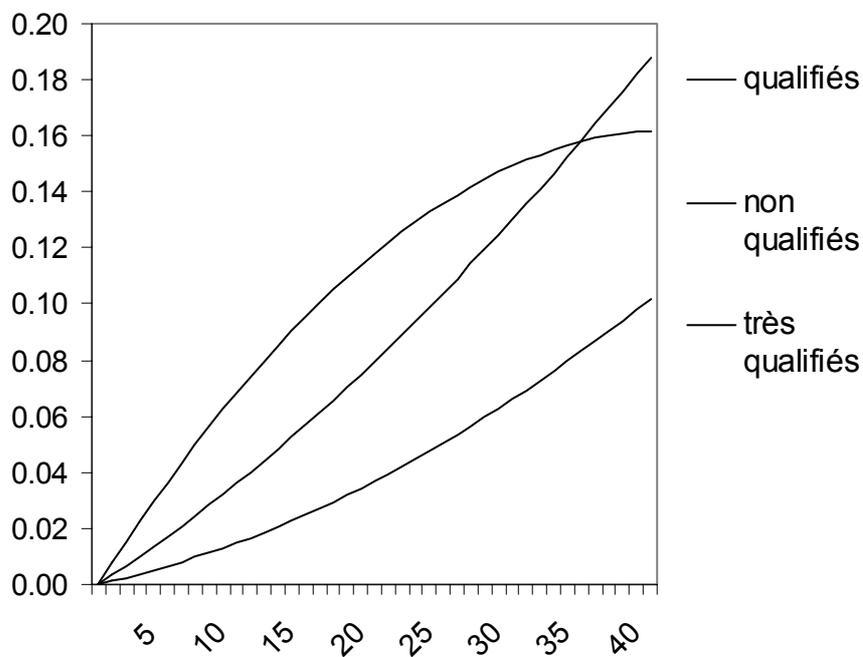


Figure A35: Différentiel de rendement entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés

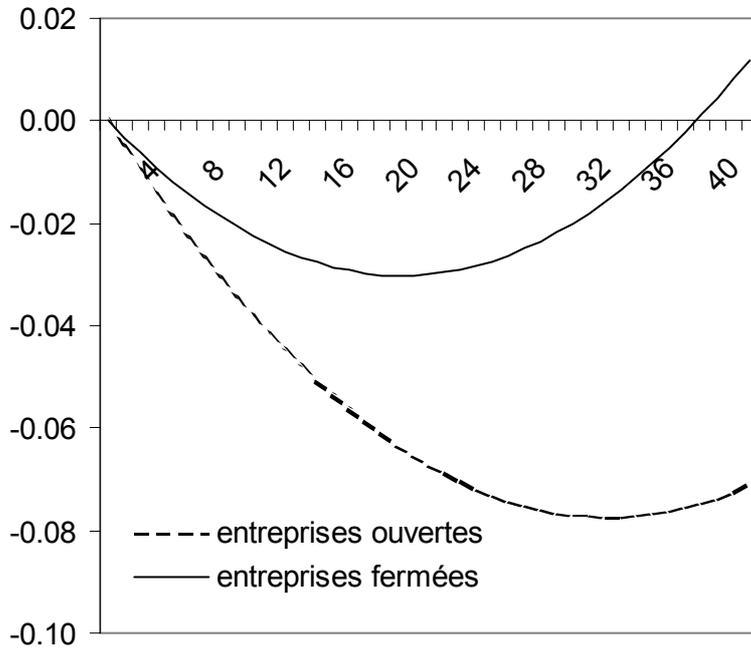


Figure A36: Différentiel de rendement entre cols bleus qualifiés et non qualifiés

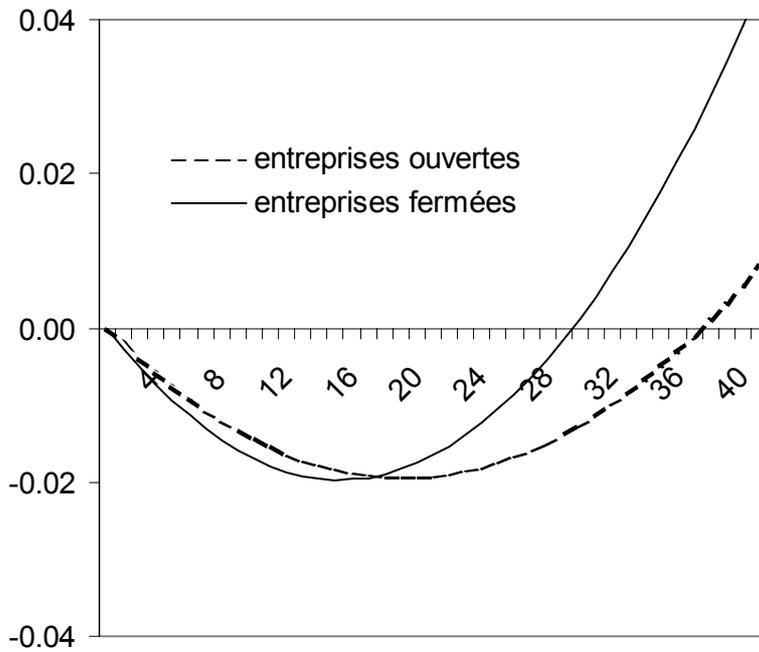


Figure A37: Différentiel de rendement entre cols blancs très qualifiés et non qualifiés

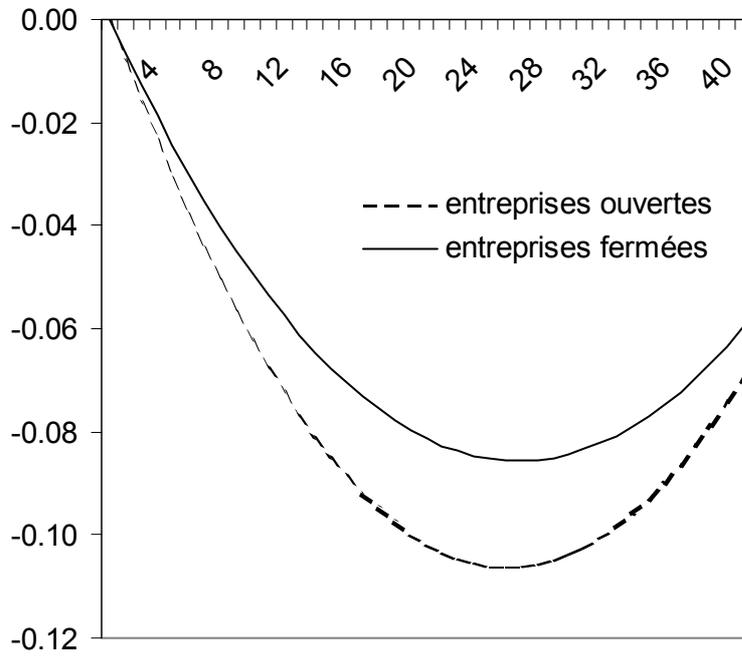


Figure A38: Différentiel de rendement entre cols blancs qualifiés et non qualifiés

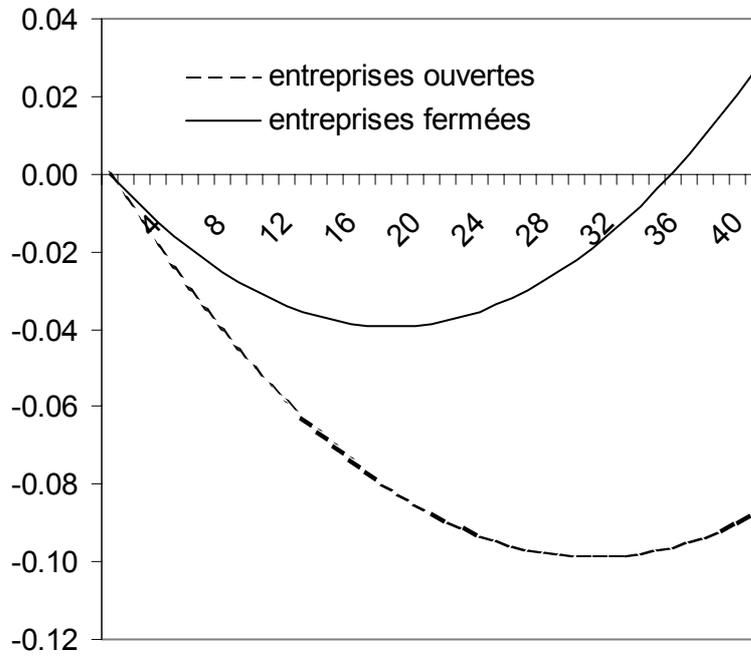


Figure A39: Différentiel de rendement entre entreprises ouvertes et fermées - Cols

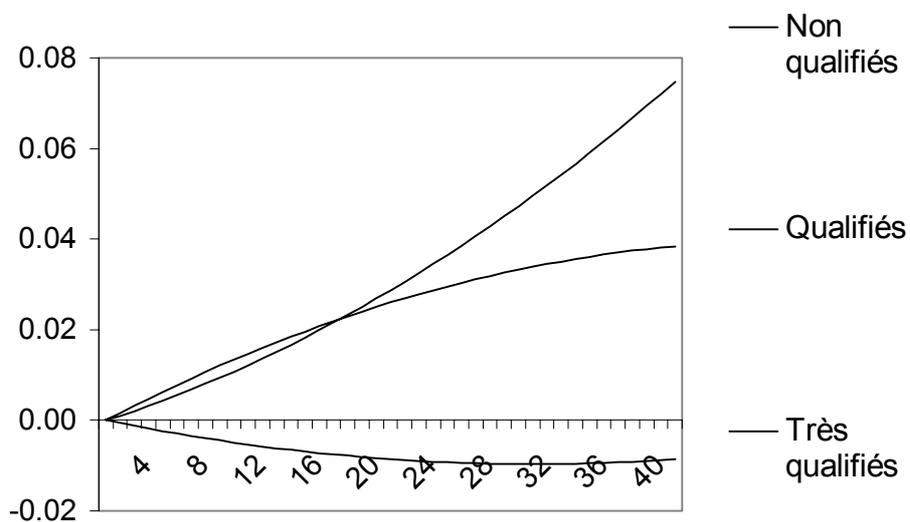
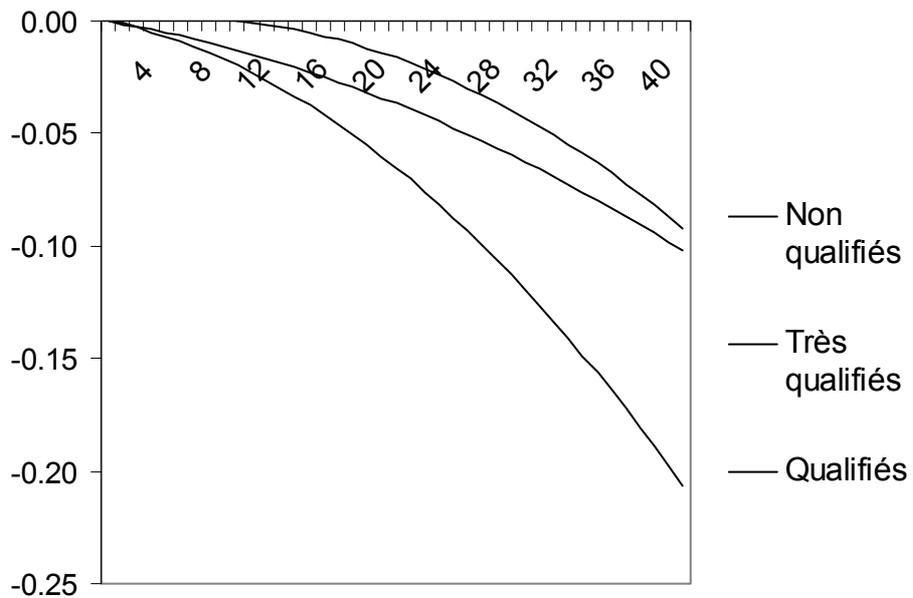


Figure A40: Différentiel de rendement entre entreprises ouvertes et fermées - Cols blancs



Références bibliographiques

- Adelman, I. et N Fuwa, 1992, "Income Inequality and Development During the 1980s". *Indian Economic Review*, Special Number: 329-345.
- Aghion, P. et J. G. Williamson, 1998, *Growth, Inequality and Globalization*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Atkinson, A. B., 1970, "On the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 2: 244-263.
- Bhagwati J. et V. Dehejias, 1994, "Free Trade and Wages of the Unskilled – Is Marx Striking Again ?" in *Trade and Wages : Leveling Wages Down*, Eds. Bhagwati et Kusters, Washington DC, AEI Press : 36-74.
- Bishop, J. A., J. P. Formby et R. Sakano, 1994, "Evaluating Changes in the Distribution of Income in the United States". *Journal of Income Distribution*, 4(1): 79-105.
- Blejer, M. I. et I. Guerrero, 1990, "The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines". *Review of Economics and Statistics*, 72(3): 414-23.
- Blinder, A. S. et H. Y. Esaki, 1978, "Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Post-War United States". *Review of Economics and Statistics*, 60: 604-609.
- Bound, J. et G. Johnson, 1992, "Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations". *American Economic Review*, 82: 371-92.
- Borjas, G. J., R. B. Freeman et L. F. Katz. 1997, "How Much Do Immigration and Trade Affect Labor Market Outcomes?". *Brookings Papers on Economic Activity*: 1-67.
- Borjas G., R. Freeman et L. Katz, 1992, "On the Labor Market Effects of Immigration and Trade", in *Immigration and the work force : Economic consequences for the United States and sources areas*. Eds. G. Borjas et R. Freeman, University of Chicago Press : 213-244.
- Bulii, A., 1998, "Income Inequality: Does Inflation Matter?" IMF Working Paper 98/7. Washington: International Monetary Fund.
- Bulii, A. et A. Gulde, 1995, "Inflation and Income Distribution: Further Evidence on Empirical Links". IMF Working paper 95/86. Washington: International Monetary Fund.
- Cairnes, J. E., 1874, *Some Leading Principles of Political Economy*. London: Macmillan.

- Chakravarty, S., 1990, *Ethical Social Index Numbers*. Heidelberg: Springer-Verlag.
- Cline, W. R., 1997, *Trade and Income Distribution*. Washington: Institute for International Economics.
- Cole, J. et C. Towe, 1996, "Income Distribution and Macroeconomic Performance in the United States". IMF Working paper 96/97. Washington: International Monetary Fund.
- Cutler, D. M. et L. Katz, 1991, "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Davis S. J. et J. Haltiwanger, 1996, "Employer Size and the Wage Structure in U.S. Manufacturing". *Annales d'Economie et de Statistique* 41/42: 323-367.
- De Coulon A., 1999, *Four Essays on the Labor Market Assimilation of Immigrants in Switzerland*. Thèse No 494, Université de Genève.
- Deininger, K. et L. Squire, 1991, "A New Data Set Measuring income Inequality". *World Bank Economic Review*, 10: 565-591.
- De Melo, J. et J. M. Grether, 1997, *Commerce international. Théories et applications*. Bruxelles: De Boeck Université.
- Easterly, W. et S. Fischer, 2001, "Inflation and the Poor". *Journal of Money, Credit and Banking*, à paraître.
- Ferro-Luzzi G., 1994, "Inter-Industry Wage Differentials in Switzerland". *Swiss Journal of Economics and Statistics* 130: 421-443.
- Flückiger, Y. et M. Zarin-Nejadan, 1994, "The Effect of Macroeconomic Variables on the Distribution of Income". *Journal of Income Distribution*, 4: 25-39.
- Flückiger Y. et J. Ramirez, 2000, *Les différences de salaires entre les hommes et les femmes en Suisse*, Office Fédéral de la Statistique et Bureau Fédérale de l'Égalité. (Paru également dans la série de rapports de l'Observatoire Universitaire de l'Emploi, No 10, Université de Genève.)
- Groshen E. L., 1991, "Sources of Intra-Industry Wage Dispersion: How Much Do Employers Matter". *Quarterly Journal of Economics* 106: 869-886.
- Groshen E. L., 1996, "American Employer Salary Surveys and Labor Economics Research: Issues and Contributions". *Annales d'Economie et de Statistique* 41/42 : 413-441.
- Grossman, V., 2000, "Skilled Labor Reallocation, Wage Inequality and Unskilled Unemployment". *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 156(3): 473-500.

- Hingis, M. et J. Williamson, 1999, "Explaining Inequality the World Round : Cohort Size, Kuznets Curves and Openness". NBER Working Paper. Paper No 7224.
- Haslag, J. H. et D. J. Slottje, 1994, "Cyclical Fluctuations, Macroeconomic Policy and the Size Distribution of Income. Some Preliminary Evidence". *Journal of Income Distribution*, 4(1): 3-23.
- Kakwani, N. C., 1980, *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Implications*. A World Bank Research Publication. Oxford: Oxford University Press.
- Kakwani, N. C. et N. Podder, 1973, "On the Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observations". *International Economic Review*, 14: 278-292.
- Kramarz F., S. Lollivier et L.-P. Pele, 1996, "Wage Inequalities and Firm Specific Compensation Policies in France". *Annales d'Economie et de Statistique* 41/42 : 369-386.
- Kremer M. et E. Maskin, 1996, "Wage Inequality and Segregation by Skill". *NBER Working Paper* 5718.
- Krueger A. and L. Summers, 1988, "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure". *Econometrica* : 259-293.
- Krugman, P. R., 1995, "Growing World Trade: Causes and Consequences". *Brookings Papers on Economic Activity*, 327-77.
- Krugman, P. R. et R. Z. Lawrence, 1994, "Trade, Jobs and Wages". *Scientific American*, 270(4): 44-49.
- Lawrence, R. Z. et M. J. Slaughter, 1993, "Trade and U.S. Wages: Great Sucking Sound or Small Hiccup?" *Brookings papers on Economic Activity*, 2: 161-226.
- Leamer, E. E., 1994, "Trade, Wages and Revolving Door Ideas". Working Paper No. 4716. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Lee L.-F., 1978, "Unionism and Wage Rates : A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables". *International Economic Review*, 19(2) : 415-433.
- Lee L.-F., G.S. Maddala and R.P. Trost, 1980, "Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity". *Econometrica* : 491-503.
- Murphy K. et F. Welch, 1991, "The Role of International Trade in Wage Differentials", in *Workers and their wages : Changing patterns in the United States*, Ed. M. Kosters, Washigton DC, AEI Press : 39-69.
- OECD, 2000, *International Trade and Core Labour Standards*, Paris.

- O'Rourke, K. H. et J. G. Williamson, 1994, "Late 19th Century Anglo-American Factor Price Convergence: Were Heckscher and Ohlin Right". *Journal of Economic History*, 54: 892-916.
- Piketty, T., *Les hauts revenus en France au XX^e siècle. Inégalités et redistributions. 1901-1998*, Bernard Grasset, Paris, 2001.
- Powers, E. T., 1995, "Inflation, Unemployment and Poverty Revisited". *Economic Review, Fédéral Reserve Bank of Cleveland*, Quarter 3: 2-13.
- Ramirez J., 2000, "Inter-industry and Inter-Firm Wage and Hours Differentials in Switzerland". *Swiss Journal of Economics and Statistics* 136 (3) : 371-395.
- Romer, C. D. et D. H. Romer, 1998, "Monetary Policy and the Well-Being of the Poor". NBER Working Paper 6793. Cambridge, MA: National Bureau of Economic research.
- Rybczynski, T. M., 1955, "Factor Endowments and Relative Commodity Prices". *Economica*, 336-41.
- Ryu, H. K. et D. J. Slottje, 1999, "Parametric Approaches of the Lorenz Curve", in J. Silber, Editeur, *Handbook on Income Inequality Measurement*, op. cit.: 291-312.
- Sarel, M., 1996, "Non-linear Effectes of Inflation on Economic Growth". *IMF Staff Papers*, 43(1): 1999-215.
- Schiff, M., 1995, "Politique commerciale et migration internationale a court et moyen terme", *Revue d'Economie du Développement*, 3-25.
- Shorrocks, A. F., 1983, "Ranking Income Distributions". *Economica* 50.
- Silber J., 1989, "Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality", *The Review of Economics and Statistics* LXXI : 107-115.
- Silber, J., 1999, *Handbook on Income Inequality Measurement*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Silber, J. et B. Z. Zilberfarb, 1994, "The Effect of Anticipated and Unanticipated Inflation on Income Distribution. The Israeli Case". *Journal of Income Distribution*, 4(1): 41-49.
- Slottje, D. J., 1990, "Using Grouped Data for Constructing Inequality Indices: Parametric Versus Non-Parametric Methods". *Economics Letters*, 32: 193-197.
- Stolper, W. et P. Samuelson, 1941, "Protection and Real Wages". *Review of Economic Studies*, 9: 58-73.

- Suarez J., 1998, "The Employment and Wage Effects of Import Competition in Switzerland". *International Journal of Manpower* 19(6) : 438-448.
- Williamson, J. G., 1996, "Globalization, Convergence and History". *Journal of Economic History*, 56: 1-30.
- Wood, A., 1994, *North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World*. New York: Oxford University Press.