

Inégalité des revenus et ouverture au commerce extérieur

Autor(en): **Flückiger, Yves / Ramirez, José / Deutsch, Joseph**

Objektyp: **Article**

Zeitschrift: **Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie = Swiss journal of sociology**

Band (Jahr): **28 (2002)**

Heft 2

PDF erstellt am: **21.06.2024**

Persistenter Link: <https://doi.org/10.5169/seals-814406>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern. Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

Haftungsausschluss

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

Inégalité des revenus et ouverture au commerce extérieur¹

Yves Flückiger*, José Ramirez*, Joseph Deutsch**, Jacques Silber**

Au cours des dernières années, de nombreuses recherches ont montré que l'inégalité des revenus avait considérablement augmenté dans la plupart des pays occidentaux durant le dernier quart du vingtième siècle (Aghion et Williamson, 1998; Bound et Johnson, 1992; Murphy et Welch, 1991). Plusieurs explications ont été proposées. Les unes mettent en évidence le rôle de l'ouverture aux marchés extérieurs et par conséquent citent l'impact de la croissance du commerce international ainsi que le rôle des migrations internationales. D'autres travaux ont plutôt tendance à mettre au premier plan les changements technologiques considérables qui ont affecté la vie quotidienne durant cette période. Un troisième type d'analyse a plutôt accordé la priorité au déclin des syndicats ou à d'autres changements institutionnels.

Cet article a pour objectif principal d'apporter une contribution originale à la discussion relative aux effets de la globalisation ou, plus modestement, de l'ouverture au commerce international sur les inégalités de revenu et de salaire. Il est divisé en deux parties bien distinctes. Dans la première, nous examinons l'évolution, au cours des trois dernières décennies, de la distribution des revenus en la mettant en relation avec l'extraversion de l'économie suisse, mesurée comme la part des exportations et des importations dans son PIB. Les résultats de cette analyse macroéconomique sont ensuite confrontés, dans la seconde section, avec une approche microéconomique centrée sur le problème des inégalités salariales perçues aussi bien à l'échelle des entreprises qu'au niveau individuel. La deuxième section de cet article se focalise donc sur une facette seulement des disparités de revenus, liée en l'occurrence aux salaires qui représentent cependant près de 70% en moyenne des revenus des ménages en Suisse. La deuxième différence notable entre les deux parties de notre article tient au fait que si la première développe une analyse longitudinale, la seconde s'appuie sur des données transversales.

* Department of Economics, University of Geneva, 40 Bd du Pont d'Arve, CH-1211 Geneva 4, (yves.flueckiger@ecopo.unige.ch), (jose.ramirez@ecopo.unige.ch)

** Department of Economics, Bar Ilan University, 52900 Ramat Gan, Israel

1 Cet article présente une synthèse des principaux résultats obtenus dans le cadre d'une recherche financée par le Seco (Berne) sur le thème « Mondialisation et redistribution ». Elle se poursuit actuellement dans le cadre de projets financés par le RUIG (« Globalisation, inégalités, pauvreté et sécurité sociale ») et IRIS (« Ecologie et développement durable »). Les auteurs remercient les participants du congrès suisse de sociologie pour leurs remarques constructives ainsi que deux arbitres anonymes de la revue suisse de sociologie pour leurs commentaires très utiles.

L'article est divisé en trois parties. Dans la première, nous présentons les résultats de l'analyse macroéconomique appliquée à l'économie suisse pour la période de 1960 à 1996. Dans la deuxième section, nous présentons les principaux résultats mis en évidence par une approche microéconomique basée sur les différences de politique salariale observées dans des entreprises ouvertes et fermées. Finalement, la dernière section présente les principales conclusions obtenues dans le cadre de nos analyses.

1 Analyse macroéconomique de l'évolution des inégalités de revenu

Cette section a pour but d'analyser l'impact de l'ouverture au commerce international sur la distribution des revenus en Suisse. Cette recherche se situe dans une longue liste de travaux qui ont essayé de vérifier l'impact des variables macroéconomiques telles que le taux de chômage, le taux d'inflation et l'importance des échanges commerciaux avec l'étranger sur l'inégalité des revenus. Elle combine donc un point de vue axé sur le long terme, puisque le degré d'ouverture au commerce international varie peu d'une année à l'autre, avec une approche plus conjoncturelle étant donné que les taux d'inflation et de chômage peuvent se modifier considérablement dans un court laps de temps.

Les données utilisées dans cette partie de notre recherche proviennent de statistiques de l'impôt fédéral direct sur le revenu des personnes physiques (IFD) et des séries macroéconomiques de l'OFS. C'est en fait actuellement la seule source permettant de construire une série chronologique sur la distribution des revenus couvrant une période suffisamment longue. Ces statistiques donnent en général, pour une trentaine de tranches de revenus, le nombre de contribuables dans chacune de ces tranches de revenus, et la somme totale des impôts payés par chaque tranche. Ces données ne sont cependant disponibles que tous les deux ans. Le système fédéral suisse estime en effet les impôts que doit payer un individu pour les périodes t et $t+1$ sur la base de ses revenus durant les périodes $t-1$ et $t-2$ alors que ces paiements seront effectués durant les périodes $t+1$ et $t+2$.

En ce qui concerne les données sur le chômage, il faut rappeler que, jusqu'en 1977, il n'y avait pas en Suisse d'assurance chômage obligatoire (hormis dans trois cantons). Par conséquent, les chômeurs n'étaient pas vraiment incités à s'inscrire dans les offices cantonaux de l'emploi. Nous avons donc décidé, suivant en cela l'étude de Flückiger et Zarin-Nejadan (1994), d'utiliser la proportion de travailleurs étrangers dans la force de travail totale, l'idée étant qu'en période de chômage ces étrangers étaient souvent obligés de quitter la Suisse et de retourner

dans leur pays d'origine. Par conséquent, plus cette proportion d'étrangers est forte, plus faible est le taux de chômage².

Finalement, pour mesurer le degré d'ouverture au commerce extérieur nous avons utilisé le rapport entre la somme des exportations et des importations et le produit intérieur brut. Les données permettant de mesurer cet indice d'ouverture sont publiées chaque année. Cet indicateur est en fait celui que l'on choisit généralement lorsque l'on veut mesurer le degré d'ouverture d'une économie. Il faut relever que les résultats de nos analyses ne sont pas modifiés si le degré d'ouverture au commerce international est mesuré par le biais du rapport entre les exportations et le PIB ou du ratio entre les importations et le PIB.

Utilisant les données précédemment définies nous avons, dans un premier temps, estimé des équations du type suivant :

$$Y_t = \alpha + \beta \cdot t + \delta \cdot OPEN_t + \gamma \cdot FWORK_t + \eta \cdot INF_t + u_t \quad (1)$$

où la variable dépendante, Y_t est, suivant les cas, la part dans le revenu total du quintile le plus pauvre (Q_1), la part dans le revenu total du quintile le plus riche (Q_5), la part dans le revenu total de la somme des deuxième, troisième et quatrième quintiles (Q_{2-4}) ou encore l'indice de Gini (G), alors que les variables exogènes sont l'année t (variable de tendance), le degré d'ouverture au commerce extérieur ($OPEN$), la part des étrangers dans la force totale de travail ($FWORK$) et le taux d'inflation (INF). L'indice t indique évidemment la période où les variables sont observées alors que u_t représente le terme d'erreur.

Avant de décrire les résultats obtenus, il convient de rappeler que les données utilisées indiquent le revenu total gagné par diverses tranches de revenu et le nombre d'individus dans chacune de ces tranches. Cette décomposition en tranches de revenu ne correspond cependant pas à des centiles bien définis. Nous avons donc dû utiliser une méthode d'interpolation linéaire pour calculer la part dans le revenu total des divers déciles ou quintiles.

Nous avons testé différentes spécifications pour estimer l'équation (1) mais nous ne reproduisons ici que les estimations ayant donné les résultats les plus probants. La lecture du tableau 1 permet ainsi de constater l'existence d'une tendance très nette. Elle indique que les parts des quintiles extrêmes, le plus pauvre (Q_1) et le plus riche (Q_5), ont diminué au cours des années alors que le poids des classes moyennes (Q_{2-4}) dans le revenu total a augmenté au fil des ans. Les résultats de la régression relative à l'indice de Gini ne montrent par contre pas de tendance significative et ceci n'est pas surprenant au vu des résultats que nous venons de mentionner en ce qui concerne les différents quintiles.

2 Si, dans les années 70 et 80, la corrélation négative entre le taux de chômage et la proportion de la population étrangère était relativement élevée, elle a eu tendance à diminuer au fur et à mesure de la stabilisation des travailleurs étrangers en Suisse. Il n'est pas impossible que ce changement institutionnel ait affecté la qualité de nos résultats empiriques en ce qui concerne l'effet de la main-d'œuvre étrangère sur l'inégalité de revenus.

Le degré d'ouverture n'a un impact significatif que sur le quintile le plus pauvre. En l'occurrence, les résultats indiquent que plus ce degré d'ouverture est élevé, plus petite est la part de ce quintile dans le revenu total. Le pourcentage d'étrangers dans la force de travail totale qui est censé être négativement corrélé, comme nous l'indiquions précédemment, avec le taux de chômage, a un effet positif sur la part du quintile le plus pauvre (Q_1) et le plus riche (Q_5) et un effet négatif sur le poids de la classe moyenne dans le revenu total (Q_{2-4}). Cette variable n'a par contre, comme on pouvait s'y attendre (et étant donné ce que l'on vient de constater), pas d'impact sur l'indice de Gini. En d'autres termes, plus le taux de chômage est élevé, plus forte sera la diminution de la part des riches et de celle des pauvres dans le revenu total.

Finalement, le taux d'inflation semble n'avoir eu aucun effet sur la distribution des revenus puisque les coefficients de cette variable ne sont jamais significatifs. Nous avons obtenu la même conclusion lorsque nous avons décomposé le taux d'inflation en la somme d'un taux d'inflation anticipé et d'un taux d'inflation non anticipé. Nous avons donc ré-estimé des régressions sans inclure l'inflation et les résultats obtenus confirment toutes les conclusions que nous avons tirées du tableau 1.

Tableau 1 : Estimations basées sur les données originales lorsqu'une simple interpolation linéaire est utilisée pour estimer les part des différents quintiles dans le revenu total, 1960–1996

Variables exogènes	Part du 1 ^{er} quintile (Q_1)	Part du 5 ^{ème} quintile (Q_5)	Part des 2 ^{ème} , 3 ^{ème} et 4 ^{ème} quintiles (Q_{2-4})	Indice de Gini (G)
Constante	1.767 (7.99)	2.18 (4.04)	- 3.047 (- 5.54)	- 0.477 (- 0.98)
Tendance (<i>YEAR</i>)	- 0.000846 (- 7.07)	- 0.000898 (- 3.11)	0.00180 (6.15)	0.000384 (1.47)
Ouverture au commerce extérieur (<i>OPEN</i>)	- 0.0449 (- 2.35)	0.000838 (0.020)	0.0290 (0.723)	0.0467 (1.21)
Part des étrangers dans la population active (<i>FWORK</i>)	0.000576 (1.67)	0.00208 (2.45)	- 0.00251 (- 2.94)	0.000883 (1.15)
Taux d'inflation actuel	0.0032 (0.10)	0.0127 (0.179)	- 0.0189 (- 0.276)	- 0.0000056 (- 0.000085)
Coefficient R^2	0.97	0.80	0.95	0.75
Statistique F pour la régression	90.7	13.3	59.6	9.6
Durbin-Watson	1.74	1.68	1.71	1.70
Nombre d'observations	18	18	18	18

N. B. Les chiffres entre parenthèses représentent les statistiques t

Dans un deuxième temps, reprenant une idée émise par Bishop et al. (1994), nous avons utilisé comme variable dépendante dans l'équation (1), non pas les parts des divers quintiles dans le revenu total, mais les parts cumulées des quintiles dans le revenu total. En d'autres termes, la variable dépendante est égale à l'ordonnée de la courbe de Lorenz correspondant à divers quintiles. Une telle approche est intéressante parce que si ces diverses ordonnées augmentent par exemple lorsque la valeur d'une variable exogène s'accroît, cela implique que la courbe de Lorenz s'est rapprochée de la diagonale. Par conséquent, cela signifierait que la variable exogène en question a eu pour effet de diminuer l'inégalité. Les résultats de cette analyse sont présentés dans le tableau 2.

Tableau 2 : Estimation des ordonnées cumulées de la courbe de Lorenz correspondant aux différents quintiles de la distribution des revenus

Variables exogènes	Part du 1 ^{er} quintile (Q ₁)	Part des 1 ^{er} et 2 ^{ème} quintiles (Q ₁ +Q ₂)	Part des trois premiers quintiles (Q ₁ +Q ₂ +Q ₃)	Part des quatre premiers quintiles (Q ₁ +Q ₂ +Q ₃ +Q ₄)
Constante	1.625 (7.55)	1.579 (5.50)	0.659 (1.61)	- 1.0505 (- 1.75)
YEAR	- 0.000772 (- 6.64)	- 0.000681 (- 4.40)	- 0.000136 (- 0.62)	0.000830 (2.59)
OPEN	- 0.0513 (- 2.78)	- 0.0651 (- 2.71)	- 0.0355 (- 1.18)	0.00663 (0.148)
FWORK	0.000629 (1.95)	0.000305 (0.71)	- 0.000832 (- 1.39)	- 0.00216 (- 2.47)
Taux d'inflation anticipé (EINF)	- 0.0141 (- 0.43)	- 0.0132 (- 0.30)	- 0.00916 (- 0.17)	0.00897 (0.11)
Taux d'inflation non anticipé (UINF)	0.0605 (1.28)	0.0783 (1.28)	0.0139 (0.20)	- 0.0547 (- 0.51)
Coefficient R ²	0.97	0.95	0.69	0.81
Statistique F	78.8	47.1	5.25	10.2
Durbin-Watson	1.90	1.89	1.67	1.65
Nbre d'observations	18	18	18	18

N. B. Les chiffres entre parenthèses représentent les statistiques t (Données originelles obtenues par simple interpolation)

Le tableau 2 met clairement en évidence que l'effet de la tendance n'est pas uniforme. Au fil des années, la part cumulée dans le revenu total correspondant aux deux quintiles les plus pauvres a diminué, toutes choses égales par ailleurs, tandis que la part cumulée des quatre quintiles les plus pauvres a augmenté. Il n'y a donc pas eu d'effet net de la tendance sur l'inégalité.

L'impact de l'ouverture aux marchés extérieurs va un peu dans le même sens puisque cette ouverture, toutes choses égales par ailleurs, a été de diminuer les parts cumulées dans le revenu total des deux quintiles les plus pauvres. Par contre, l'effet du pourcentage de travailleurs étrangers qui est censé mesurer indirectement le niveau de l'activité économique est plus complexe (il est inversement lié au taux de chômage). Il peut être interprété de la façon suivante : une augmentation du taux de chômage conduit à une diminution de la part dans le revenu total du quintile le plus pauvre mais à une augmentation dans le revenu total de la part des quatre quintiles les plus pauvres, c'est-à-dire à une diminution de la part dans le revenu total du quintile le plus riche. L'inflation par contre n'a aucun effet sur ces parts cumulées, qu'elle soit anticipée ou non, ce qui confirme nos conclusions précédentes³.

Dans un troisième temps, nous avons emprunté à Bishop et al. (1994) une autre suggestion consistant à utiliser, comme variable dépendante dans l'équation (1), le revenu moyen des divers quintiles. Ces résultats sont présentés dans le tableau 3. Les résultats obtenus dans cette approche sont dans l'ensemble bien plus significatifs que ceux des tableaux précédents. Dans le tableau 3, toutes les variables exogènes ont été introduites, y compris la productivité du travail (*PROD*) qui, on l'imagine, est censée avoir un effet positif sur le salaire. L'analyse néo-classique suggère en effet qu'à l'équilibre, la rémunération de la main-d'œuvre est égale à la productivité marginale du travail. Dès lors, une hausse de la productivité devrait être associée à une hausse des salaires. C'est bien ce qui apparaît en l'occurrence dans ce tableau où le coefficient associé à la productivité est significatif et positif pour le revenu moyen réel de tous les quintiles. Néanmoins, il faut relever que dans un modèle de salaire d'efficience ou sur un marché caractérisé par une situation de concurrence imparfaite, ce lien entre salaire et productivité du travail n'est plus nécessairement aussi univoque. Dans un tel cas, il serait possible sur le plan empirique de constater qu'une hausse de la productivité n'a pas d'effet sur le niveau des salaires.

L'effet de la tendance est moins clair. Lorsque la productivité est introduite comme variable exogène, l'effet de la tendance est de diminuer le revenu moyen des deux quintiles les plus pauvres et du quintile le plus riche tout en augmentant le revenu moyen du quatrième quintile. Par contre, lorsqu'on exclut la productivité, le seul effet significatif de la tendance est d'augmenter le revenu moyen du quatrième quintile.

L'effet le plus intéressant semble cependant être celui de l'ouverture aux marchés extérieurs. Il apparaît que, quel que soit le choix des variables exogènes, l'ouverture aux marchés extérieurs ne conduit jamais à une augmentation du

3 Pour estimer le taux d'inflation anticipé, nous avons supposé que les anticipations étaient rationnelles de telle sorte que $EINF(t) = E[INF(t)/I(t-1)]$. Dans cette expression, $INF(t)$ désigne le taux d'inflation à la période t , alors que $EINF(t)$ représente le taux d'inflation anticipé durant cette même période. $E[INF(t)/I(t-1)]$ représente l'espérance du taux d'inflation au temps t , étant donnée l'information $I(t-1)$ disponible au temps $t-1$.

revenu moyen réel de l'un des quintiles. Lorsque la productivité n'est pas incluse dans la régression, nous avons pu constater que l'ouverture n'a aucun effet significatif. Lorsque la tendance et la productivité sont toutes les deux intégrées dans la régression (comme dans le tableau 3), l'ouverture semble diminuer de façon significative le revenu réel des classes moyennes (second à quatrième quintile).

Tableau 3 : Revenus moyens réels de chaque quintile, 1960–1996

Variables exogènes	Revenu réel moyen, 1 ^{er} quintile (MQ ₁)	Revenu réel moyen, 2 ^{ème} quintile (MQ ₂)	Revenu réel moyen, 3 ^{ème} quintile (MQ ₃)	Revenu réel moyen, 4 ^{ème} quintile (MQ ₄)	Revenu réel moyen, 5 ^{ème} quintile (MQ ₅)
Constante	1031.7 (6.55)	263.9 (2.88)	- 18.35 (- 0.26)	- 240.0 (- 3.26)	619.0 (3.21)
YEAR	- 0.549 (- 6.57)	- 0.130 (- 2.69)	0.00187 (0.50)	0.132 (3.36)	- 0.306 (- 2.96)
Productivité du travail (<i>PROD</i>)	0.00104 (6.27)	0.000465 (4.91)	0.000457 (6.08)	0.000431 (5.44)	0.000913 (4.36)
<i>OPEN</i>	- 4.936 (- 2.08)	- 14.57 (- 3.67)	- 22.07 (- 1.03)	- 17.9 (- 2.80)	- 17.53 (- 0.385)
<i>FWORK</i>	0.823 (4.48)	- 0.0501 (- 0.49)	- 0.1444 (- 1.70)	0.0391 (0.43)	1.11 (4.61)
<i>EINF</i>	- 44.76 (- 2.04)	- 10.94 (- 0.93)	- 6.259 (- 0.59)	- 33.07 (- 2.89)	- 137.3 (- 4.44)
<i>UINF</i>	- 44.21 (- 1.47)	8.104 (0.52)	1.294 (0.086)	- 39.36 (- 2.33)	- 120.0 (- 2.52)
Coefficient R ²	0.91	0.83	0.95	0.98	0.89
Stat. F	19.0	8.95	34.9	81.0	15.2
Durbin-Watson	2.03	1.91	1.80	1.73	2.61
Observations	18	18	18	18	18

N. B. Les chiffres entre parenthèses représentent les statistiques t
Variables dépendantes : revenu réel moyen de chaque quintile

Lorsque la tendance n'est pas incluse dans la régression, l'ouverture aux marchés extérieurs ne réduit de façon significative que le revenu réel du troisième quintile⁴. En d'autres termes, il semblerait que les progrès de la productivité aient réussi à compenser l'effet négatif sur le revenu moyen réel des second et quatrième quintiles de l'ouverture au commerce extérieur.

4 Nous avons en effet testé deux autres équations du revenu moyen réel de chaque quintile : l'une incluant toutes les variables du tableau 3 à l'exception de la productivité du travail; l'autre intégrant toutes les variables à l'exception de la tendance. Les résultats de ces estimations peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs.

Le tableau 3 montre clairement que l'inflation a souvent un effet significatif et négatif sur le revenu moyen réel des divers quintiles, qu'il s'agisse de l'inflation anticipée ou de l'inflation non anticipée. En ce qui concerne l'inflation anticipée, elle n'a pas d'effet significatif lorsque la productivité est exclue de la régression, probablement parce que cette dernière compense l'effet négatif de l'inflation. Par contre, lorsque la productivité est incluse dans la régression, l'inflation anticipée a souvent un effet négatif, surtout sur les deux quintiles les plus riches. Notons qu'elle a aussi un effet négatif sur le quintile le plus pauvre lorsque la tendance est incluse dans la régression (comme dans le tableau 3) alors que lorsque la tendance est exclue, l'effet de l'inflation anticipée sur le revenu moyen réel du premier quintile n'est pas significatif.

Quant à l'inflation non anticipée, son effet, lorsqu'il est significatif, est toujours négatif. Lorsque la tendance et la productivité sont incluses dans la régression (comme dans le tableau 3), l'inflation non anticipée diminue le revenu moyen réel des deux quintiles les plus riches mais cet effet curieusement est plus faible en valeur absolue que celui de l'inflation anticipée pour le quintile le plus riche. Lorsque la productivité est exclue de la régression, il s'avère que le seul effet significatif (négatif) de l'inflation non anticipée est de diminuer le revenu réel des deux quintiles les plus riches alors que l'inflation anticipée n'a aucun effet dans ce cas. Finalement, lorsque la productivité est incluse mais la tendance exclue de la régression, il apparaît à nouveau que l'inflation non anticipée a un effet négatif sur le revenu moyen réel des deux quintiles les plus riches. Cet effet est bien plus fort que celui de l'inflation anticipée en ce qui concerne le quintile le plus riche alors que pour le quatrième quintile (celui qui vient immédiatement après le quintile le plus riche) l'effet de l'inflation anticipée semble légèrement plus fort que celui de l'inflation non anticipée.

Dans une dernière étape, nous avons essayé d'estimer l'impact des diverses variables exogènes sur l'ordonnée de la courbe de Lorenz généralisée qui est en fait égale au produit de l'ordonnée de la courbe de Lorenz traditionnelle multipliée par le revenu moyen dans la population (Chakravarty, 1990). L'intérêt d'analyser l'impact des variables exogènes sur l'ordonnée des courbes de Lorenz généralisées est lié à un théorème énoncé par Shorrocks (1983). Selon ce théorème, si une courbe de Lorenz généralisée $GL(y_1)$ correspondant à une distribution de revenus y_1 ne se trouve jamais sous la courbe de Lorenz généralisée $GL(y_2)$ correspondant à une distribution y_2 et se trouve au moins partiellement au-dessus de cette courbe $GL(y_2)$, alors on peut conclure que le bien-être social par habitant $W(y_1)/n_1$ correspondant à la distribution y_1 est supérieur au bien-être social par habitant $W(y_2)/n_2$ (n_1 et n_2 représentant la taille des populations correspondant aux distributions y_1 et y_2) si l'on suppose que la fonction de bien-être social est strictement Schur-concave, croissante dans chacun des revenus et obéit au principe de la

population de Dalton⁵. Dans cette optique, le bien-être social dépend donc de deux paramètres : la progression du revenu réel des différents quintiles et l'ampleur des inégalités. De ce point de vue, une hausse du revenu moyen réel de la population, associée à une très forte progression des inégalités, peut se traduire en fin de compte par une baisse du bien-être social.

Tableau 4 : Estimations basées sur les données originelles interpolées 1960–1996

Variabiles exogènes	GLQ ₁	GLQ ₂	GLQ ₃	GLQ ₄	GLQ ₅
Constante	145.3 (10.8)	307.9 (11.24)	499.2 (9.96)	735.9 (9.30)	1432.5 (10.14)
YEAR	- 0.073 (- 10.15)	- 0.155 (- 10.62)	- 0.251 (- 9.44)	- 0.371 (- 8.83)	- 0.724 (- 9.62)
PROD	0.0000414 (2.91)	0.000116 (3.99)	0.000222 (4.23)	0.000347 (4.195)	0.000636 (4.264)
OPEN	- 1.86 (- 1.65)	- 2.848 (- 1.25)	- 3.041 (- 0.753)	- 1.887 (- 0.296)	- 4.427 (- 0.379)
FWORK	0.0195 (1.219)	0.00118 (0.037)	- 0.0556 (- 0.959)	- 0.116 (- 1.27)	- 0.0575 (- 0.345)
EINF	- 0.239 (- 0.123)	0.346 (0.088)	1.795 (0.262)	4.028 (0.373)	3.651 (0.181)
UINF	- 0.647 (- 0.240)	- 4.271 (- 0.78)	- 9.625 (- 1.030)	- 19.078 (- 1.297)	- 35.7 (- 1.28)
Coefficient R ²	0.98	0.97	0.95	0.94	0.95
Stat F	75.0	57.4	38.0	28.5	32.5
Durbin-Watson	2.13	2.14	2.04	2.03	2.13
Observations	18	18	18	18	18

N. B. Les chiffres entre parenthèses représentent les statistiques *t*

Les variables dépendantes sont égales aux ordonnées de la courbe de Lorenz généralisée correspondant à chaque quintile

Si on analyse les résultats des régressions présentées dans le tableau 4, il apparaît que la tendance a un effet négatif sur tous les quintiles. Par conséquent, toutes choses égales par ailleurs, le bien-être de la population suisse, lorsque les fonctions de bien-être social obéissent aux hypothèses qui viennent d'être énoncées, a diminué au cours de la période examinée. La productivité, quant à elle, a eu un effet positif, comme prévu, sur le bien-être social puisque les coefficients de cette

5 Le concept de concavité de Schur indique qu'il existe une préférence pour une distribution égalitaire (voir Chakravarty, 1990, chapitre 1, pour une définition de ce concept). L'idée d'une fonction de bien-être sociale croissante dans chacun des revenus correspond au concept de Pareto optimalité. Finalement, le principe de la population de Dalton implique qu'un "clonage" d'une population par un facteur *k* multiplie par *k* le bien-être total de la population (voir Chakravarty, 1990, chapitre 1, pour plus de détails).

variable sont positifs et significatifs pour tous les quintiles. Par contre, l'ouverture au commerce extérieur n'a pas eu d'effet sur le bien-être social (sous les hypothèses énoncées) puisque le coefficient de la variable *OPEN* n'est jamais significatif. La même conclusion peut être tirée en ce qui concerne l'impact du cycle économique et de l'inflation, anticipée ou non, puisque les coefficients des variables *FWORK*, *EINF* et *UINF* ne sont jamais significatifs eux non plus. La conclusion la plus intéressante que l'on peut tirer de cette analyse est la suivante : si l'ouverture au commerce extérieur semble exercer, comme les tableaux précédents ont permis de le confirmer, un effet significatif sur les parts dans le revenu total de certains des quintiles ou sur leur revenu moyen, on peut quand même conclure qu'il n'y a pas eu d'effet négatif (ni positif) sur le bien-être social de la Suisse.

2 Inégalités de salaires

Le but de cette section est d'analyser de manière plus détaillée les inégalités de salaires existant entre employés au sein des différentes entreprises qui composent le tissu économique de la Suisse. Nous distinguerons pour ce faire celles qui sont extraverties de celles qui restent cantonnées sur le marché intérieur. En ce sens notre analyse se situe dans le courant des recherches qui ont tenté d'estimer les impacts respectifs des caractéristiques des employés et de celles des entreprises qui les emploient sur la dispersion des salaires. Alors que 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, des études plus récentes ont démontré que les spécificités des entreprises et des établissements avaient également un impact non négligeable sur les rémunérations des employés.

La méthodologie que nous avons adoptée pour cette section reprend l'approche suggérée par Kramarz et al. (1996) qui, eux aussi, ont combiné des données relatives aux employés et d'autres concernant les employeurs. L'hypothèse de base du modèle réside dans le fait qu'il existe des différences de salaire, 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 de son capital humain, et d'une composante associée à l'entreprise qui l'emploie (ce que nous appelons « effet fixe global »).

En l'occurrence, dans le cas qui nous intéresse, nous supposons que le marché du travail est composé de deux secteurs : un secteur ouvert au commerce international, et un autre fermé aux échanges extérieurs. 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 ration-

nels 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 de travailler pour une entreprise ouverte ou fermée, compte tenu de leurs propres caractéristiques⁶. Nous supposons 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. Compte tenu de ses caractéristiques observables et inobservables, la probabilité qu'un travailleur 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.

Les cinq équations finales du modèle estimé sont présentées en annexe. La procédure d'estimation comporte trois étapes. Dans un premier temps, nous estimons la forme réduite de l'équation décrivant la probabilité individuelle d'être employé dans le secteur ouvert aux marchés extérieurs (cf. équation (A1) en annexe) en utilisant un probit dans lequel l'ensemble des variables exogènes du modèle sont utilisées comme variables explicatives. Outre l'information que l'on peut extraire des déterminants de cette probabilité estimée, cette première étape nous permet de déduire les ratios de Mill inverses associés à chaque secteur qui sont nécessaires à la deuxième étape, soit à l'estimation des déterminants des salaires dans les deux secteurs (cf. équations (A2a) et (A3a) en annexe). Mises à part les caractéristiques individuelles, les autres variables explicatives dans les équations des salaires sont une variable binaire associée à chacune des entreprises, qui nous permet de déduire les effets fixes globaux d'entreprises et, bien entendu, les ratios inverses de Mill. Les paramètres associés à ces ratios nous permettent de déduire si le processus de sélection des individus dans les deux secteurs est le fruit d'un processus purement aléatoire ou si, au contraire, il est le résultat d'un appariement rationnel entre les dotations productives des individus et les besoins des entreprises dans chaque secteur. Enfin, dans une dernière étape, nous régressons les équations des effets fixes globaux sur les caractéristiques des entreprises (cf. équations (A2b) et (A3b) en annexe).

Pour mener à bien notre analyse, nous avons utilisé conjointement 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

6 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 travailleurs.

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.

Le lien entre les deux bases de données a été rendu possible par l'utilisation du numéro d'identification des entreprises disponible dans les deux bases. À partir du RFE95, nous avons extrait notamment la variable qui nous permet de déterminer si les entreprises exportent ou non une partie de leur output. Les autres variables du RFE95 que nous avons utilisées pour notre analyse se rapportent aux parts des emplois occupés dans l'entreprise par des femmes, par des travailleur(se)s étranger(e)s ainsi que la part des postes 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 ont été 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 dépendante dans nos estimations. La LSE nous procure également de l'information 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 de distinguer les dits cols bleus (activité proche de la production) des 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.

Comme nous l'avons souligné auparavant, la principale variable pour caractériser les travailleurs est le niveau des 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 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. Le tableau 5 décrit l'ensemble de ces variables individuelles. Les deuxième et troisième colonnes indiquent les moyennes et écarts-types des variables pour les entreprises ouvertes et fermées.

Le salaire moyen (pondéré selon le poids fourni par la LSE) est plus élevé dans les entreprises ouvertes d'environ 10 pour-cent. On peut également constater que la proportion de salariés d'origine suisse dans les entreprises ouvertes est plus faible que dans les entreprises fermées au commerce international, l'inverse étant 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. 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 travailleurs. On peut se rendre compte que l'âge

Tableau 5 : Moyennes et écarts-types (entre parenthèses) des caractéristiques individuelles selon le régime d'ouverture

Variable	Exportations			
	oui		non	
Salaire mensuel brut standardisé*	6'404.2	(2'823.9)	5'820.8	(2'600.5)
Suisse	0.673		0.738	
Saisonnier	0.005		0.011	
Permis annuel	0.040		0.041	
Etabli	0.184		0.154	
Frontalier	0.074		0.034	
Autres permis	0.022		0.020	
Jamais marié	0.236		0.298	
Age	41.595	(10.406)	39.201	(10.516)
Ancienneté	12.404	(10.075)	10.165	(8.772)
Col bleus non qualifiés	0.158		0.083	
Age	41.125	(10.324)	39.005	(10.232)
Ancienneté	11.798	(9.555)	9.146	(7.995)
Col bleus qualifiés	0.270		0.143	
Age	41.403	(10.705)	39.437	(10.674)
Ancienneté	12.872	(10.442)	11.09	(9.075)
Col bleus très qualifiés	0.048		0.036	
Age	43.329	(9.446)	41.525	(9.929)
Ancienneté	14.973	(10.548)	13.228	(9.794)
Col blancs non qualifiés	0.054		0.133	
Age	41.81	(11.136)	38.706	(10.869)
Ancienneté	11.366	(10.042)	8.045	(7.644)
Cols blancs qualifiés	0.205		0.343	
Age	40.504	(10.851)	37.503	(10.984)
Ancienneté	11.624	(9.886)	9.443	(8.464)
Cols blancs très qualifiés	0.263		0.259	
Age	42.561	(9.656)	41.303	(9.271)
Ancienneté	12.635	(9.941)	11.587	(9.209)
Nombre d'observations	80'132		80'769	

Note

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

moyen des travailleurs occupés dans les entreprises ouvertes est 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 attachés à leurs entreprises ne signifie aucunement que ces dernières valorisent davantage ce type de capital humain plutôt qu'un capital humain plus général.

Comme le tableau 6 permet de le constater, la taille des entreprises ouvertes au commerce international est en moyenne relativement plus élevée. 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 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.

Tableau 6 : Moyennes des caractéristiques des entreprises

	Ensemble	Exportations	
		oui	non
Taille entreprise	189.5	222.1	170.9
Signataire CCT d'entreprise	0.264	0.224	0.287
Signataire CCT d'association	0.074	0.079	0.071
Langue allemande	0.804	0.843	0.782
Langue française	0.151	0.115	0.171
Part main-d'œuvre étrangère	0.258	0.268	0.253
Part main-d'œuvre féminine	0.317	0.321	0.315
Part emplois temps partiel	0.173	0.164	0.178
Part cols bleus non qualifiés*	0.122	0.158	0.083
Part cols bleus qualifiés*	0.208	0.270	0.144
Part cols bleus très qualifiés*	0.043	0.049	0.037
Part cols blancs non qualifiés*	0.094	0.054	0.133
Part cols blancs qualifiés*	0.274	0.205	0.343
Part cols blancs très qualifiés*	0.261	0.263	0.260
Établissement unique	0.577	0.559	0.588

Note

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

Faute de place, nous ne reproduirons pas dans cet article les résultats de toutes les équations de salaires que nous avons estimées⁷. Néanmoins, nous pouvons relever en premier lieu 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, ceci d'autant plus qu'il s'agit d'estimations en coupe transversale. De manière générale, le modèle utilisé permet ainsi d'expliquer plus des deux tiers de la variance des salaires observés, et ce, quel que soit le type d'entreprise considéré⁸.

D'autre part, les estimations que nous avons effectuées nous ont permis de constater que, compte tenu des effets fixes globaux d'entreprises qui ont été estimés, 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. Nous avons pu constater en effet que l'écart-type des effets fixes 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 en d'autres termes que l'inégalité des salaires « générée » par les différences inter-entreprises est près de 8% plus importante que l'inégalité associée à des facteurs 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, les différences inter-entreprises apparaissent bel et bien comme une source potentielle d'inégalité salariale non négligeable.

Au niveau de l'impact des caractéristiques individuelles, nous avons pu noter que la probabilité qu'un travailleur suisse soit employé dans une entreprise exportant est significativement plus faible qu'un travailleur de nationalité étrangère, et ce, quel que soit le permis de travail détenu par ce dernier. Ce qui suggère 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

7 Ils peuvent être consultés dans le rapport complet du Seco (Deutsch et al., 2002) ou encore être obtenus sur demande auprès des auteurs de l'article.

8 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).

actifs dans une entreprise ouverte aux échanges internationaux. Par contre, les cols blancs qualifiés n'ont pas une probabilité qui diffère significativement de leur 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.

Si nous reportons maintenant notre attention sur l'analyse des « prix » estimés du capital humain, nous avons pu observer en premier lieu 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 ailleurs⁹. De manière générale, les détenteurs d'un permis de travail de courte durée sont les plus pénalisés. Ceci étant dit, il est intéressant de relever que nos estimations nous ont permis de montrer que la pénalité infligée aux travailleurs étrangers est systématiquement plus élevée dans les entreprises dites fermées.

Tableau 7 : Différentiel de salaire entre entreprises dites ouvertes et entreprises fermées pour la main-d'œuvre étrangère (en %)

Type de permis	Exportations
Saisonnier	7.63
Permis annuel	7.27
Etabli	2.82
Frontalier	5.58
Autres permis	11.66

Note

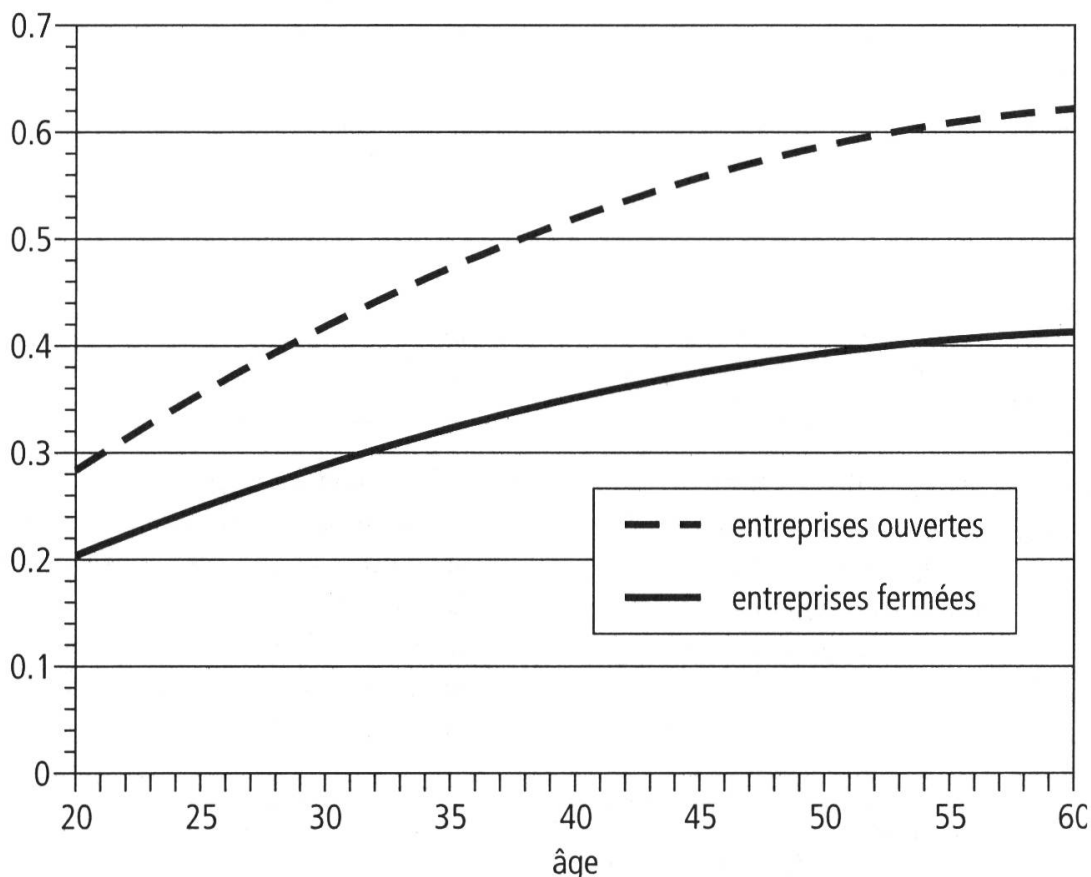
Ces différentiels ont été calculés en faisant la différence, pour chaque type de permis, entre les coefficients estimés dans les entreprises ouvertes et ceux estimés dans l'équation des salaires des entreprises fermées. Des coefficients estimés qui sont statistiquement hautement significatifs.

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 7 synthétise ces différentiels de salaire. 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

9 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).

concentrée sur le marché intérieur. Une des explications probables à une moindre discrimination de la population étrangère dans les entreprises ouvertes est, comme nous l'avons souligné auparavant, que leur demande relative de main-d'œuvre étrangère est plus forte que dans les entreprises fermées aux échanges. Cette hypothèse est en tous les cas 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.

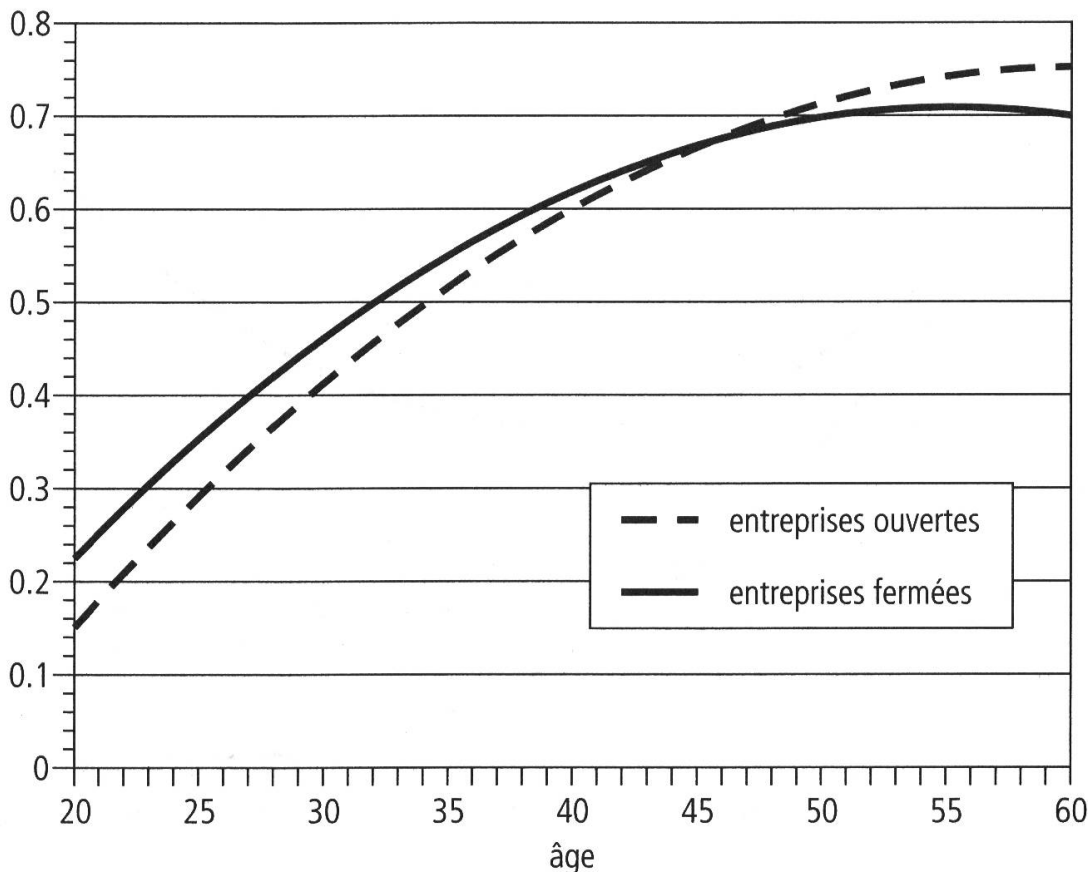
Figure 1 : Différentiel de rendement de l'expérience professionnelle en fonction de l'âge entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés dans les entreprises ouvertes et fermées



Finalement, sur la base des estimations empiriques que nous avons effectuées, nous avons pu établir des profils salariaux des employés en fonction de leur âge (expérience professionnelle) et/ou de leur ancienneté. Il apparaît en particulier que 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). Comme le montre la figure 1, ce 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, 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 (Cf. figure 2). Par contre, il ne paraît pas y avoir de différence significative entre entreprises ouvertes et fermées à ce niveau, bien que cela semble être le cas entre les cols blancs qualifiés et non qualifiés.

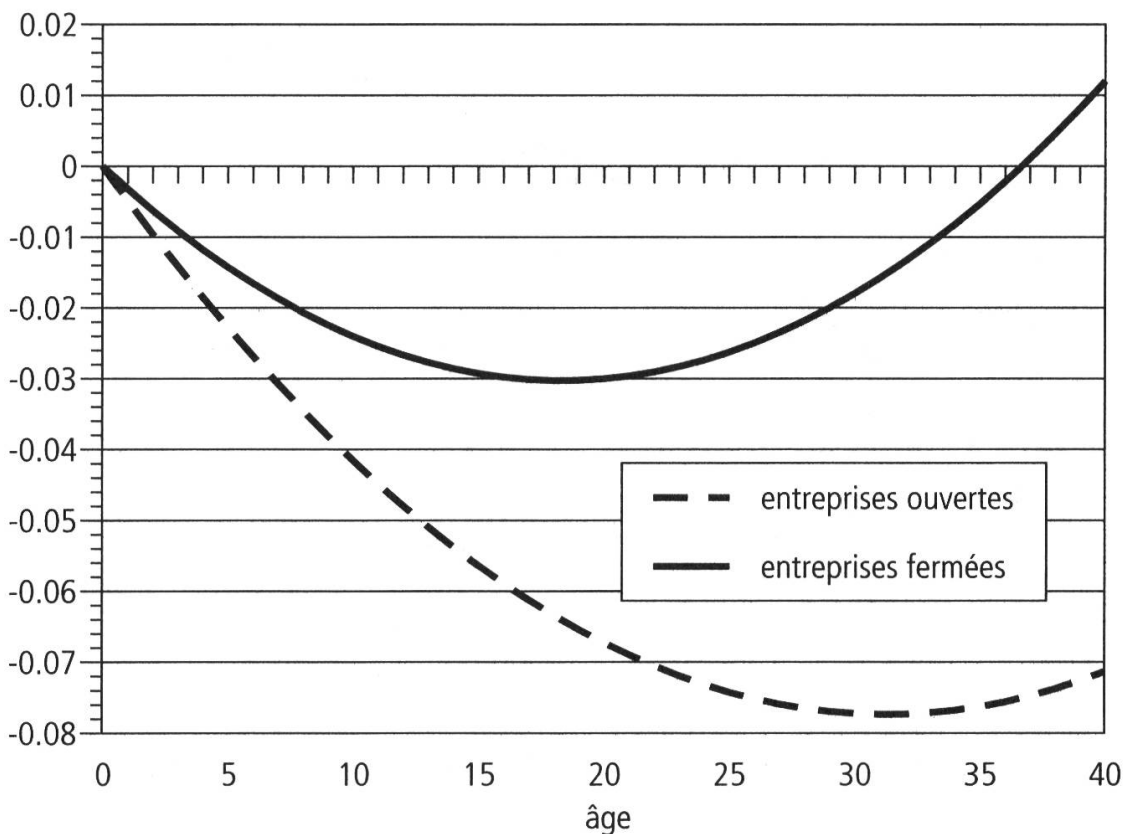
Figure 2 : Différentiels de rendement de l'expérience professionnelle en fonction de l'âge entre cols blancs très qualifiés et non qualifiés dans les entreprises ouvertes et fermées



Une question que nous nous sommes également posé 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. Nous avons donc comparé, pour chaque catégorie, le profil salarial estimé dans une entreprise exportatrice par rapport à celui estimé dans une entreprise fermée. Cette analyse nous a permis de démontrer que ce sont avant tout les travailleurs les plus qualifiés, et davantage les cols bleus, qui sont les « gagnants » de l'ouverture.

De manière générale, les profils estimés en fonction de l'âge montrent que le différentiel de salaire entre les entreprises ouvertes et fermées s'accroît significativement avec les années. Or, au regard de la littérature sur le sujet, un tel constat suggère que les entreprises exportatrices ont une politique de rémunération sur le cycle de vie plus proche de celle décrite dans les modèles d'agence (Lazear, 1979). Autrement dit, en proposant des profils salariaux relativement plus « pentus », les entreprises extraverties poursuivent davantage que les entreprises fermées l'objectif d'accroître l'incitation à l'effort de leurs employés(e)s sur le

Figure 3 : Différentiel de rendements des années d'ancienneté entre les cols bleus très qualifiés et non qualifiés dans les entreprises ouvertes et fermées



cycle de vie. Soulignons encore qu'Akerlof et Katz (1989) ont montré que de tels profils salariaux étaient caractéristiques d'une politique de salaire d'efficience. 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 (expérience professionnelle). En effet, nous avons pu constater que la rémunération du capital humain spécifique, accumulé lors des années passées au sein du même établissement, est plus faible pour les cols bleus les plus qualifiés, surtout dans les entreprises ouvertes. Cette conclusion est confirmée en particulier si l'on examine les différentiels de profils estimés entre cols bleus très qualifiés et non qualifiés. La figure 3 nous permet ainsi de constater 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.

3 Conclusions

L'analyse macroéconomique que nous avons effectuée pour l'économie suisse au cours de la période de 1960 à 1996 nous a permis de montrer en premier lieu que le degré d'ouverture au commerce international semblait avoir un impact significatif plutôt négatif sur le quintile (ou sur les deux quintiles) le(s) plus pauvre(s) de la population. D'autre part, notre analyse macroéconomique a mis en exergue que, quel que soit le choix des variables exogènes, l'ouverture aux marchés extérieurs ne conduit jamais à une augmentation du revenu moyen réel de l'un des quintiles.

Finalement, la dernière conclusion majeure de l'analyse macroéconomique concerne l'évolution du bien-être social. Celle-ci est fonction, sous certaines hypothèses que nous avons énoncées, de l'évolution du revenu réel moyen de chaque quintile et de sa part dans le revenu total de la population. En adoptant cette vision du bien-être, notre analyse aboutit à la conclusion que l'ouverture au commerce extérieur n'a pas eu d'effet sur le bien-être social puisque le coefficient associé à la variable mesurant le degré d'ouverture de l'économie suisse n'est

jamais significatif. Dès lors, on peut avancer l'hypothèse que si l'extraversion de l'économie suisse a pu avoir un effet négatif significatif sur les parts dans le revenu total de certains des quintiles ou sur leur revenu réel moyen, l'impact sur le bien-être social n'est pas significativement différent de zéro soit parce que l'effet sur l'inégalité a été compensé en partie par une hausse du revenu réel soit parce que l'effet sur le revenu a été contrebalancé par une réduction des inégalités.

L'analyse microéconomique nous a permis de constater 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.

D'autre part, nous avons pu observer que la demande relative de travailleurs suisses par les entreprises exportatrices est plus faible que dans les entreprises écoulant 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 en raison 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 sur les 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.

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 pour 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.

Références bibliographiques

- Aghion, P. and J. G. Williamson, 1998, *Growth, Inequality and Globalization*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Akerlof G. et L. Katz, 1989, Workers' Trust Funds and the Logic of Wage Profiles, *Quarterly Journal of Economics*, 525–36.
- 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. and G. Johnson, 1992, Changes in the Structure of Wages in the 1980s : An Evaluation of Alternative Explanations, *American Economic Review*, 82, 371–392.

- Chakravarty, S.; 1990, *Ethical Social Index Numbers*, Heidelberg : Springer-Verlag.
- De Coulon A., 1999, *Four Essays on the Labor Market Assimilation of Immigrants in Switzerland*, Thèse No 494, Université de Genève.
- Deutsch, J.; Y. Flückiger, J. Ramirez et J. Silber, 2002, *Inégalité de revenus et ouverture au commerce extérieur*, *Strukturberichterstattung*, Berne : Seco
- 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 Fédéral de l'Égalité. (Paru également dans la série de rapports de l'Observatoire Universitaire de l'Emploi, No 10, Université de Genève.)
- Heckman J., 1979, Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, 153–62.
- 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.
- Kakwani, N. C., 1980, *Income Inequality and Poverty : Methods of Estimation and Policy Implications*, A World Bank Research Publication, Oxford : Oxford University Press.
- 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.
- Lazear E., 1979, Why Is There Mandatory Retirement ?, *Journal of Political Economy*, 1261–84.
- 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. Koster, Washington DC : AEI Press, 39–69.
- Ramirez J., 2000, Inter-industry and Inter-Firm Wage and Hours Differentials in Switzerland, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 136/3, 371–395.
- Shorrocks, A. F., 1983, Ranking Income Distributions, *Economica* 50.
- Silber, J., 1999, *Handbook on Income Inequality Measurement*. Boston : Kluwer Academic Publishers.

Annexe

Dans cette annexe, nous présentons les équations finales du modèle que nous avons estimé pour décrire les inégalités de salaires. Les sous-indices o et c correspondent respectivement aux entreprises ouvertes au commerce extérieur et à celles se concentrant exclusivement sur le marché domestique.

Étant donné les caractéristiques observables et inobservables d'un travailleur j , la probabilité qu'il soit employé dans une entreprise ouverte dépend du coût relatif associé à ce type d'emploi et de ses bénéfices escomptés, résumés ici par le différentiel de salaire espéré entre entreprises ouvertes, w_{jo} , et fermées, w_{jc} . Un tel critère peut s'écrire sous la forme d'un probit : le travailleur sera actif dans une entreprise ouverte si $T^* > 0$, avec

$$I^* = \xi_0 + \xi_1(w_{jo} - w_{jc}) + \Omega L - \varepsilon \quad (A1)$$

où L est un vecteur de variables, autres que le différentiel de salaires ($w_{jo} - w_{jc}$), 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. La variable I^* , mesurant les coûts et bénéfices du travailleur associé à un emploi 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.

Les équations de salaire, *corrigées du biais de sélection*, sont les suivantes :

si $l = 1$:

$$w_{jo} = \sum_{k=1}^K \beta_{ko} \chi_{kjo} + \mu_o - \sigma_{ou} \lambda_c + \varepsilon_{jo} \quad (A2a)$$

$$\mu_o = \sum_{h=1}^H \chi_{ho} z_{ho} + \varepsilon_o \quad (A2b)$$

si $l = 0$:

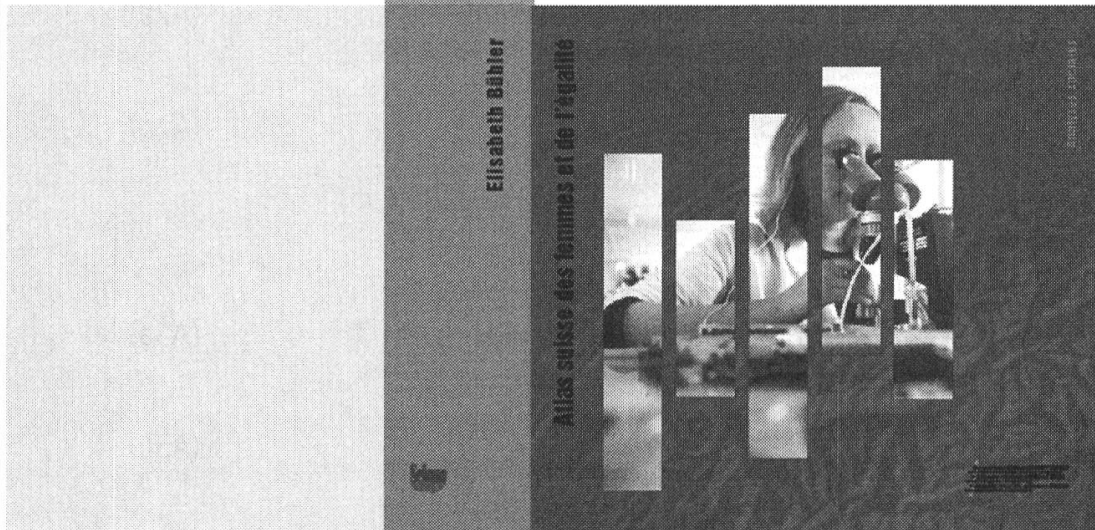
$$w_{jc} = \sum_{k=1}^K \beta_{kc} \chi_{kjc} + \mu_c + \sigma_{cu} \lambda_c + \varepsilon_{jc} \quad (A3a)$$

$$\mu_c = \sum_{h=1}^H \chi_{hc} z_{hc} + \varepsilon_c \quad (A3b)$$

où μ_o et μ_c sont, respectivement, les effets fixes globaux associés aux entreprises ouvertes et fermées. Les vecteurs x_{kj} et z_h correspondent, respectivement, aux vecteurs des caractéristiques individuelles et à celui des caractéristiques des entreprises. Les termes λ_o et λ_c correspondent aux *ratios inverses de Mill* associés à chaque régime ou secteur, permettant de corriger les équations de salaire du biais de sélection (Heckman, 1979). 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 globaux d'entreprises.

Elisabeth Bühler
Atlas suisse des femmes et de l'égalité

L'atlas illustre les similitudes et les différences des réalités quotidiennes des femmes en Suisse. Il met en lumière la diversité de leurs situations dans la famille et le ménage, dans la vie professionnelle, sur le plan de la formation et dans le domaine de la politique, sensibilise aux problèmes de l'inégalité entre les sexes et fournit des impulsions pour d'autres travaux sur les questions féminines et de genre. Les chapitres principaux abordent les thèmes suivants: familles et ménages, activité professionnelle, travail non rémunéré, conciliation de l'activité professionnelle et de la famille, formation, politique, progrès réalisés en matière d'égalité. Chacun de ces chapitres décrit la condition des femmes et/ou le rapport des sexes au niveau régional (régions linguistiques, cantons et régions MS) en fonction de diverses caractéristiques. Quelque 40 représentations cartographiques et de nombreux diagrammes permettent de visualiser les différents profils régionaux selon les sujets traités. Des commentaires détaillés livrent les connaissances de base nécessaires ainsi que d'importantes explications.



Elisabeth Bühler travaille comme maître-assistante à l'Institut de géographie de l'Université de Zurich. Les aspects géographiques des études sur les femmes et les genres (gender studies) sont au cœur de ses travaux dans l'enseignement et la recherche. Elle est mariée et a une fille de 20 ans et un fils de 16 ans.

Commande

Adresser à Editions Seismo, case postale 303, CH-8025 Zürich

Veillez me faire parvenir, avec facture

Ex.

Atlas suisse des femmes et de l'égalité

2002, 136 pages, ISBN 2-88351-024-5, SFr. 38.—/Euro 24.— (+ port)

Nom

Adresse

Prénom

No postale/Lieu

Signature

Date

E-mail

www.seismoverlag.ch

seismo@gmx.ch