

Les Ecart de Salaires entre Industries au Canada

par

Romain Calléja

(4643005)

de l'Université d'Ottawa

pour l'obtention du diplôme de Maîtrise

Directeur du Mémoire : Professeur David Gray

ECO 7997

Septembre 2007



uOttawa

TABLE DES MATIERES

<i>TABLE DES MATIERES</i>	1
<i>INDEX DES TABLEAUX</i>	2
<i>Introduction</i>	3
<i>I. Fondements de la littérature</i>	5
1. Méthodologie	5
2. Krueger-Summers et Gera-Grenier	8
3. Topel-Murphy	11
<i>II. Estimation Canadienne mise à jour</i>	13
1. Données et méthodes	13
2. Résultats par la méthode de Krueger et Summers (données transversales)	16
a. Résultats bruts pour l'année 2004	16
b. Résultats pour 12 années : 1993-2004	21
c. Résultats pour différents groupes	24
3. Résultats par la méthode de Murphy et Topel (données de panel)	26
<i>III. Littérature récente</i>	27
<i>Conclusion</i>	31
<i>BIBLIOGRAPHIE</i>	32
<i>ANNEXE</i>	34

INDEX DES TABLEAUX

TABLEAU 1.....	15
<i>Variables muettes de contrôle</i>	
TABLEAU 2.....	17
<i>Ecart de salaires estimés au niveau d'agrégation 0, Canada, 2004</i>	
TABLEAU 3.....	Annexe... 34
<i>Ecart de salaires estimés au niveau d'agrégation 1, Canada, 2004</i>	
TABLEAU 4.....	Annexe... 35
<i>Ecart de salaires estimés au niveau d'agrégation 2, Canada, 2004</i>	
TABLEAU 5.....	Annexe... 36
<i>Ecart de salaires estimés au niveau d'agrégation 3, Canada, 2004</i>	
TABLEAU 6.....	21
<i>Ecart de salaires estimés, Canada, 1993-2004</i>	
Graphique 1 (pour le Tableau 6).....	Annexe... 40
TABLEAU 7.....	22
<i>Stabilité de la structure de l'industrie au degré d'agrégation 1, Canada, 1993-2004</i>	
Graphique 2 (pour le Tableau 7).....	Annexe... 40
TABLEAU 8.....	Annexe... 41
<i>Stabilité de la structure de l'industrie au degré d'agrégation 3, Canada, 1993-2004</i>	
Extrait Tableau 8.....	19
TABLEAU 9.....	24
<i>Ecart de salaires estimés pour différents échantillons au degré d'agrégation 1, Canada, 2004</i>	
Graphique 3 (pour le Tableau 9).....	Annexe... 45
TABLEAU 10.....	25
<i>Ecart de salaires estimés pour différentes variables de contrôles au degré d'agrégation 1, Canada, 2004</i>	
TABLEAU 11.....	Annexe... 46
<i>Ecart de salaires estimés au degré d'agrégation 3, méthode des effets fixes, Canada, 1993-2004</i>	

Introduction

Les écarts de salaires entre les industries constituent un fait d'une surprenante régularité en économie du travail. Cette régularité se manifeste aussi bien dans le temps que dans l'espace. Des études effectuées depuis plus de 50 ans et dans des dizaines de pays aboutissent à des résultats comparables : certaines industries sont caractérisées par des salaires plus élevées que d'autres, toutes choses étant égales par ailleurs.

D'un autre côté, la théorie économique traditionnelle stipule qu'un travailleur reçoit un salaire égal à son coût d'opportunité et à son produit marginal. En d'autres termes, le salaire d'un individu est déterminé par ses compétences seules. Ainsi, l'appartenance d'un individu à telle ou telle industrie ne doit pas influencer sur sa rémunération. Il apparaît clairement une incompatibilité entre ce qui est observé et la théorie néo-classique dans un marché concurrentiel.

Identifier la vraie nature et/ou source des écarts de salaires entre les industries devient par conséquent un enjeu majeur. Les tentatives d'explications sont multiples, et se distinguent essentiellement par le cadre concurrentiel dans lequel elles prennent place.

Dans un premier type de modèles, le cadre conceptuel d'un marché du travail concurrentiel est abandonné. Selon ces derniers, les firmes sont incitées à verser des salaires supérieurs au taux d'équilibre du marché. C'est le modèle des salaires d'efficience qui incarne le mieux cette théorie. Différents arguments sont avancés afin d'expliquer la raison pour laquelle les firmes partagent leurs rentes avec leurs employés. Par exemple, le « shirking model », ou « modèle du tir au flan », souligne le fait que les entreprises versent des primes de salaires à leurs employés dans le but de décourager les comportements oisifs (Shapiro et Stiglitz, 1984). Le modèle de l'anti-sélection stipule que les firmes versent des salaires élevés dans le but d'attirer des travailleurs hautement qualifiés (Weiss, 1980). Il est dit qu'en proposant des salaires élevés, les firmes touchent plus efficacement les individus dont le salaire de réserve, et donc la productivité, est plus élevé. Le modèle du « turnover » affirme que des hauts

salaires permettent aux entreprises d'échapper aux coûts de recrutement très important (Akerlof, 1984 ; Stiglitz, 1985). Enfin, c'est la loyauté et l'assiduité des employés qui peut s'accroître quand leur salaire dépasse ce qu'ils pourraient prétendre ailleurs (Stiglitz, 1985).

Pour un second type de modèles, le cadre concurrentiel du marché du travail est préservé. C'est tout d'abord la composition des industries qui est avancée comme étant la cause des écarts de salaires constatés. A titre d'exemple, une entreprise constituée massivement de femmes, ayant un niveau d'éducation faible, et effectuant des tâches basiques, est caractérisée par des salaires inférieurs à ceux d'une entreprise composée principalement d'ingénieurs hommes. Ensuite, c'est la pénibilité du travail qui peut expliquer qu'une industrie paie plus qu'une autre. Enfin, la théorie de la qualité du travail non mesuré stipule que les écarts de salaires entre les industries reflètent le fait que les micro-données ne parviennent pas à capter la qualité intrinsèque des individus.

Finalement, dans un troisième type de modèles ce sont les institutions, syndicats, normes et conventions qui influencent significativement la distribution des salaires entre les industries. Néanmoins, dans la littérature courante ce dernier reste marginal comparé aux deux précédents.

Dans la littérature, une dichotomie née de deux articles incarnant les deux principaux courants relatifs au sujet. Le premier, de Krueger et Summers (1988), souligne le fait que les salaires d'efficience sont la cause principale des écarts de salaires entre industries. Le second, de Murphy et Topel (1987), conclut au contraire que la source essentielle de ces écarts est l'habileté non-mesurée des travailleurs. Chacun des articles essaie de surcroît de valider empiriquement une théorie. Les travaux en la matière de Gera et Grenier (1994), effectués postérieurement sur des données canadiennes, se rapprochent sensiblement des résultats obtenus par Krueger et Summers. Aujourd'hui, vingt ans nous séparent des données utilisées. C'est pourquoi, l'objet de la recherche qui suit vise modestement à reproduire l'étude canadienne de Gera et Grenier avec des données portant sur la période 1993-2004. Par ailleurs, je tenterai d'actualiser ces travaux en m'appuyant sur des développements récents.

Ce mémoire sera divisé en trois parties. La première partie présentera en détail les travaux précurseurs de Krueger-Summers et Murphy-Topel. La seconde partie exposera les résultats obtenus en utilisant des données canadiennes récentes. Enfin, dans une troisième partie, j'effectuerai un survol de la littérature récente.

I. Fondements de la littérature

La présente section a pour objectif de présenter deux travaux majeurs quant à l'explication des dispersions de salaire entre les industries. S'ils ne constituent pas les prémices en la matière, ils sont considérés par beaucoup comme le socle de la littérature qui leur a succédé.¹ Dans un premier temps, nous décrirons la méthodologie mise au point afin de mesurer les écarts de salaires. Dans un deuxième temps, nous révélerons les résultats obtenus par Krueger et Summers et par Murphy et Topel.

1. Méthodologie

Les écarts de salaires entre les industries ont été allègrement étudiés dans la littérature. Pour autant, il n'y a eu que très peu d'évolutions dans la façon dont ils sont mesurés. L'on dénombre ainsi deux méthodes capables d'estimer la manière dont l'affiliation à une industrie influence le salaire. La première utilise des données transversales tandis que la seconde exploite des données longitudinales.

Le calcul des différentiels de revenus se fait traditionnellement par l'utilisation de données transversales. Dès lors, les analystes estiment une équation semi-logarithmique du salaire dont la variable indépendante principale est l'appartenance à

¹ Slichter (1950) est l'un des tout premiers économistes à avoir étudié la structure des salaires entre industries. Grace à des données portant sur la période 1923-1946, il observe des différences de salaires notables entre individus comparables. Thurow (1976) établit que l'industrie ainsi que la région d'appartenance, ont un effet significatif sur les salaires. Wachtel et Betsey (1972) indiquent que l'industrie et un des éléments clés dans la détermination des salaires.

l'industrie, tout en contrôlant par des variables démographiques, sociales, et autres. Ce modèle de base correspond à l'équation de revenu à la Mincer.

$$\ln w_{i,j} = \alpha + \beta X_i + \varphi Z_j + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

w_{ij} : Le salaire de l'individu i travaillant dans l'industrie j

X_i : Le vecteur des caractéristiques personnelles de l'individu i

Z_j : Le vecteur des variables muettes d'appartenance à l'industrie j

L'objectif est ici d'analyser l'effet des variables muettes de l'industrie sur les salaires. À cette fin, certains utilisent la méthode des moindres carrés pondérés. Or, l'utilisation de variables muettes les oblige à omettre une industrie.² Par conséquent, les résultats des coefficients de l'industrie qu'ils obtiennent, révèlent les écarts par rapport à l'industrie omise. Face à ce problème, les économistes ont mis au point une méthode alternative faisant appel aux moindres carrés contraints, où aucune variable muette de l'industrie n'est omise.³ La contrainte introduite stipule que la somme des coefficients de l'industrie, pondérée par leur importance, est égale à zéro.

$$\sum_j n_j \varphi_j = 0$$

n_j : Le poids de l'industrie j

φ_j : Le coefficient de l'industrie j

De cette manière, chaque coefficient indique sa propre déviation par rapport à la moyenne des salaires. L'atout ici est que les résultats ne sont pas sensibles au choix de la variable omise. En outre, on évite la difficile interprétation d'une estimation où une des variables muettes a été omise.

² Dans le cas contraire ils feraient face à un cas parfait de colinéarité, appelé piège des variables muettes.

³ La méthodologie traditionnelle mise au point par Krueger et Summers consiste en une approche en deux étapes. Première étape : estimation de φ ; deuxième étape : contrainte implantée sur φ pour exprimer une déviation par rapport à la moyenne. En outre, une variable muette de l'industrie est omise et incluse dans le terme constant. La méthodologie présentée ici, et utilisée par la suite, est celle de Haisken-DeNew et Schmidt (1997). Cette approche s'inspire de celle de Krueger et Summers, mais s'effectue en une unique étape, où aucune variable muette de l'industrie n'a été omise.

Une seconde approche fait appel à des données longitudinales et à la méthode des effets fixes. Cette façon de procéder nous permet de contrôler plus efficacement pour n'importe quelle caractéristique qui ne change pas dans le temps, et notamment les attributs non-observables. Le capital humain est dès lors correctement contrôlé, étant donné que l'on suit les individus dans le temps. En effet, comme nous le verrons dans le reste de cette section, l'habileté non-mesurée des travailleurs est au centre des débats en ce qui concerne l'estimation des écarts de salaires. Ainsi, afin d'évaluer l'effet de cette composante, on la rajoute à l'équation (1).

$$\ln w_{i,j,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \varphi Z_{j,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

$w_{i,j,t}$: Le salaire de l'individu i travaillant dans l'industrie j au temps t

$X_{i,t}$: Le vecteur des caractéristiques personnelles de l'individu i au temps t

$Z_{j,t}$: Le vecteur des variables muettes d'appartenance à l'industrie j au temps t

μ_i : L'habileté non-mesurée de l'individu i , ou n'importe quel autre attribut non-observé.

Si l'habileté non-mesurée des travailleurs est négligeable ou exogène, les résultats de l'estimation (2) seront similaires à ceux de l'estimation (1).

Cependant, cette méthode n'est pas sans biais. La littérature soulève deux problèmes majeurs, liés à l'utilisation de données longitudinales. Premièrement, il est souligné que les données sont assujetties à des erreurs de mesure. En effet, il est très fréquent que les individus ne soient pas classifiés correctement dans leur industrie d'appartenance.⁴ Ainsi, certains changements d'industrie peuvent indiquer une simple correction des données d'une année sur l'autre. Autre point faible de ce genre d'estimation : le changement d'industrie est susceptible d'être endogène, ce qui dès lors peut entraîner un biais d'estimation. En fait, un mauvais employé pourrait être

⁴ Pour autant, des pays comme la France ou le Portugal disposent de données officielles fournies par l'administration et sont dès lors dépourvus d'un quelconque biais.

licencié, et cette influence est corrélée avec les effets propres aux secteurs. Pour palier à ce genre de problème, certains économistes utilisent des données sur les changements d'emplois involontaires, comme par exemple les fermetures d'usines.

Quelle que soit la méthode utilisée, le « *weighed adjusted standard deviation* » (*WASD*), ou écart type ajusté pondéré, est un indicateur important. Il nous informe sur la variabilité globale des salaires entre industries. Une valeur élevée est synonyme d'une structure éparpillée des salaires, et inversement.

$$WASD(\beta) = \sqrt{\text{var}(\hat{\phi}) - \sum_{j=1}^K (n_j \hat{\sigma}_j)^2 / K}$$

$\text{var}(\hat{\phi})$: La variance pondérée des coefficients estimés des industries⁵

$\hat{\phi}$: Variable aléatoire à K éléments

$\hat{\sigma}_j$: L'erreur type du coefficient estimé de l'industrie j

K : Le nombre d'industries

n_j : Le poids de l'industrie j

On recense un grand nombre d'articles utilisant ces méthodes d'estimations. La troisième partie de cette étude consistera d'ailleurs à présenter les plus récents d'entre eux. Cette apparente diversité provient néanmoins de la seule confrontation de deux articles particulièrement influents, rédigés par Krueger et Summers puis par Murphy et Topel.

2. Krueger-Summers et Gera-Grenier

L'article de Krueger et Summers (1988) : « *Efficiency wages and the inter-industry wage structure* » constitue probablement l'un des plus importants en ce qui

⁵ Le poids utilisé est la fréquence de l'industrie

concerne les écarts de salaires inter-industries. Dans celui-ci, les auteurs estiment la dispersion des salaires aux Etats-Unis, à l'aide de données collectées par le Bureau of the Census : *Current Population Surveys* (ou *CPS*) pour le mois de mai des années 1984, 1979 et 1974. Leurs résultats révèlent la présence d'écarts substantiels entre les industries. Au premier niveau d'agrégation qui comprend seulement 7 industries, le WASD pour l'année 1984 affiche une dispersion de l'ordre de 9,5%. Au second niveau d'agrégation qui comprend 42 industries, le WASD est quant à lui de 14%. Pour autant, les deux auteurs ne s'arrêtent pas à cette simple estimation. Ils reportent et testent plusieurs explications économiques potentielles à un tel phénomène.

Premièrement, ils s'interrogent sur la stabilité de ces résultats. En effet, des chocs de demandes de travail peuvent générer des différentiels de salaires seulement temporaires (les chocs d'offres étant davantage graduels). Or, les chiffres qu'ils reportent pour les années 1974 et 1979 sont sensiblement identiques à ceux obtenus pour 1984.

Cherchant d'autres explications, ils avancent l'hypothèse que l'habileté des travailleurs n'est peut-être pas correctement mesurée. Si c'est le cas, une industrie est répertoriée « *à haut salaire* » car elle est composée majoritairement d'individu « *de haute qualité* ». Krueger et Summers adoptent trois différentes méthodes afin de tester cette alternative. Tout d'abord, ils explorent l'impact de l'utilisation de différents degrés de contrôle des caractéristiques personnelles, comme l'âge, l'éducation et l'ancienneté. Ensuite, ils utilisent des données longitudinales qui suivent les individus lorsqu'ils changent d'industrie. Enfin, ils utilisent un panel de travailleurs déplacés, résolvant ainsi le problème de l'endogénéité du changement d'emploi.⁶ En comparant les WASD qu'ils obtiennent avec celui des données transversales, ils n'observent que de faibles modifications. Cette analogie des résultats entre les méthodes leur permet donc de rejeter l'argument des différences non-observées entre les travailleurs comme source des écarts de salaires entre industries.

⁶ Le *Displaced Workers Survey* pour 1984

Les explications relevant d'un marché du travail concurrentiel ayant échouées, les deux auteurs adoptent une approche non-concurrentielle de la théorie sur la détermination des salaires. Dans de tels modèles, la rémunération d'individus identiques varie entre industries. L'objectif est alors de déterminer la raison pour laquelle il est profitable pour certaines firmes de payer des salaires supérieurs au salaire d'équilibre du marché. Si de nombreux modèles existent, Krueger et Summers se concentrent pour leur part sur la relation liant les primes de salaires accordés par les industries, le nombre de démissions, et l'ancienneté des travailleurs. Ils estiment un modèle de probabilité linéaire où la variable dépendante est égale à 1 si l'employé quitte volontairement son emploi entre les années 1973 et 1977, et 0 s'il reste à son poste. En outre, la variable indépendante est la prime de salaire accordée par l'industrie d'appartenance, cette dernière étant égale aux écarts de salaires constatés en 1973. A cette fin, ils utilisent les données panels pour 1973-1977 du *Quality of Employment Survey* (ou *QES*) de l'Université du Michigan. Les résultats qu'ils obtiennent indiquent une importante corrélation entre hauts salaires et faible roulement (turnover). Toutes choses égales par ailleurs, les entreprises supportent d'importants coûts de roulement, lesquels nuisent aux bénéfices. Le fait d'attribuer des primes de salaires aux employés permet aux firmes de diminuer ce même roulement. En revanche, les auteurs précisent que la lutte contre le roulement n'est sans doute pas capable d'expliquer à elle seule, l'ampleur des écarts de salaires constatés. Dès lors, ils avancent que c'est l'ensemble des théories sur les salaires d'efficiences qui serait susceptibles d'expliquer la structure des salaires entre industries.

En substance, Krueger et Summers démontrent dans leur article que les écarts de salaires entre industries ne peuvent être rationalisés avec des modèles faisant appel seulement à un marché du travail concurrentiel. D'autre part, ils avancent que l'unique théorie capable d'expliquer ces écarts est celle des salaires d'efficience.

Gera et Grenier (1994), dans leur article : « *Interindustry Wage Differentials and Efficiency Wages : Some Canadian Evidence* », entreprennent d'étudier, eux aussi,

les écarts de salaires entre les industries en se basant sur des données Canadiennes. Ils utilisent à cette fin le *Labour Market Activity Survey*, fourni par Statistique Canada pour l'année 1986, ainsi que les recensements des années 1986, 1981, 1971. Il s'agit d'une étude purement empirique, en tant qu'application directe aux données canadiennes. Leur méthodologie, mais surtout leurs résultats, sont analogues à ceux de l'étude américaine. Au premier degré d'agrégation le WASD est de 7%, soit deux points et demi de moins que ce qu'obtiennent Krueger et Summers. En revanche, au second niveau d'agrégation le WASD affiche un niveau de 15%, et donc dépasse les résultats américains d'un point. Outre la dispersion globale des salaires, c'est aussi la structure de l'industrie qui est étonnamment semblable. On remarque par exemple que pour les deux études, le Commerce et les Services représentent les deux industries qui paient le moins bien, alors que celles qui paient le mieux sont les Mines et la Construction. Lors de leurs évaluations des différentes théories capables d'expliquer de telles dispersions de salaires, Gera et Grenier trouvent une fois encore des résultats similaires à Krueger et Summers.

Les deux articles que nous venons d'étudier présentent la théorie des salaires d'efficience comme la source essentielle des écarts de salaires entre industries. De tels résultats impliquent donc l'abandon du cadre concurrentiel du marché du travail. Nonobstant, un article contemporain à celui de Krueger et Summers expose des résultats tout autres.

3. Murphy-Topel

L'article de Murphy et Topel (1987) : « *Unemployment, Risk and Earnings : Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market* », constitue le socle sur lequel s'appuieront les opposants à l'article de Krueger et Summers. Les deux auteurs utilisent les mêmes données que leurs confrères, le *CPS* pour la période 1977-1984, mais ils exploitent leur aspect panel. Conscients des problèmes (endogénéité et erreurs

de mesure) liés à l'utilisation de données longitudinales, Murphy et Topel décident d'évaluer leur importance. Ils observent que près des deux-tiers des changements d'industries reportés par le CPS sont des erreurs de mesures. Or, ces erreurs de mesures entraînent un biais d'atténuation, c'est-à-dire vers le bas. Dès lors, une telle inexactitude des données ne permet pas d'utiliser la méthode traditionnelle d'estimation par les effets fixes. Afin d'éluder ce problème, Murphy et Topel mettent au point une stratégie basée sur la méthode des variables instrumentales. Ils ré-estiment les écarts de salaires purs entre les industries, comme une fraction des écarts transversaux.

$$\Delta \ln w_{i,t} = \Delta \beta X_{i,t} + \delta(Z_{j,t} - Z_{j,t-1}) \cdot \varphi_0 + v_{i,j,t} \quad (3)$$

φ_0 : Le vecteur des écarts transversaux de salaires entre les industries mesurés préalablement, pour les individus qui ne changent pas d'industrie

δ : La fraction de φ_0 perçue par les travailleurs qui changent d'industries

$Z_{j,t}$: Le vecteur des variables muettes d'appartenance à l'industrie j , au temps t

$Z_{j,t-1}$: Le vecteur des variables muettes d'appartenance à l'industrie j , au temps $t-1$

L'estimation par les MCO et par la méthode des variables instrumentales, où $Z_{j,t}$ est utilisé comme instrument de $Z_{j,t} - Z_{j,t-1}$, permet d'évaluer les primes de salaires reçues par les individus qui changent d'industrie. Selon la valeur de δ , les écarts de salaires mesurés avec des données transversales (φ_0), incarnent un véritable « effet industrie » ($\delta=1$), ou au contraire la simple distribution des compétences entre industries ($\delta=0$).

Murphy et Topel obtiennent un coefficient δ de l'ordre de 0.187 pour l'estimation MCO et 0.365 pour l'estimation faisant appel aux variables instrumentales. Ces résultats signifient que deux tiers des écarts de salaires entre les industries, sont simplement la cause de l'aptitude non-mesurée des travailleurs. De tels résultats les poussent à rejeter l'hypothèse d'un véritable « effet industrie ».

On remarque que les conclusions des deux articles de référence, en ce qui concerne l'estimation des écarts de salaires entre industries, sont totalement opposées. Alors que Krueger et Summers rapportent que l'appartenance à une industrie a une grande importance dans la détermination des salaires, Murphy et Topel livrent des résultats inverses. Cet état de fait crée une véritable dichotomie dans la littérature. Pour sa part, l'article Canadien le plus éminent en la matière, celui de Gera et Grenier (1994), rejoint les conclusions formulées par Krueger et Summers.

II. Estimation Canadienne mise à jour

L'objectif de cette section est de présenter notre estimation des écarts de salaires entre industries au Canada. Grâce à des données de vingt ans plus récentes, nous pourrions comparer nos résultats avec ceux de Gera et Grenier. Qui plus est, nous effectuerons notre analyse en utilisant des données transversales et longitudinales, afin d'enquêter sur la source de ces écarts.

1. Données et méthodes

Les données utilisées pour cette étude sont tirées du *Survey of Labour and Income Dynamics*⁷ (ou *SLID*) fournie par Statistique Canada, pour les années 1993 à 2004.⁸ L'échantillon analysé comprend les employés de tous sexes, âgés de 16 à 69 ans. La variable dépendante est le logarithme de la rémunération horaire. Les variables explicatives analysées sont celles des variables muettes de l'industrie à trois différents

⁷ Ou, *Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu* (ou *EDTR*)

⁸ Dans la seconde sous-section, nous utiliserons des données transversales. Puis, dans la troisième sous-section, nous utiliserons des données de panels pour 3 vagues : 1993-1998 ; 1996-2001 ; 1999-2004. En outre les poids utilisés seront le poids travail transversal pour la personne, puis le poids longitudinal pour la personne.

degrés d'agrégation, comportant respectivement 8, 19 et 102 industries.⁹ Afin de pouvoir comparer au mieux nos résultats avec ceux de Krueger-Summers et Gera-Grenier, nous reportons aussi les écarts de salaires entre 7 industries.¹⁰ En sus, les variables reportées dans le Tableau 1 sont ajoutées à l'estimation dans le but de contrôler leurs effets. Dans la seconde sous-section nous utiliserons la méthode appliquée à des données transversales selon l'équation (1) ci-dessous, alors que dans la troisième nous utiliserons la méthode d'estimation traditionnellement utilisée avec des données longitudinales selon l'équation (2) ci-dessous.

$$\ln w_{i,j} = \alpha + \beta X_i + \varphi Z_j + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

Où

- w_{ij} : Le salaire de l'individu i travaillant dans l'industrie j
- X_i : Le vecteur des caractéristiques personnelles de l'individu i
- Z_j : Le vecteur des variables muettes d'appartenance à l'industrie j

Avec la contrainte :

$$\sum_j n_j \varphi_j = 0$$

- n_j : Le poids de l'industrie j
- φ_j : Le coefficient de l'industrie j

$$\ln w_{i,j,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \varphi Z_{j,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

- $w_{i,j,t}$: Le salaire de l'individu i travaillant dans l'industrie j au temps t
- $X_{i,t}$: Le vecteur des caractéristiques personnelles de l'individu i au temps t
- $Z_{j,t}$: Le vecteur des variables muettes d'appartenance à l'industrie j au temps t
- μ_i : L'habileté non-mesurée de l'individu i

Avec la même contrainte.

⁹ Degré 1, 2 et 3

¹⁰ Degré 0. Ce degré comporte les 7 mêmes industries que l'étude originelle de Krueger et Summers, ainsi que Gera et Grenier : Autres Primaires (Mines, Extraction de pétrole et de gaz), Construction, Fabrication, Commerce, Transport, Finance, Autres Services.

TABLEAU 1

Variables muettes de contrôle

<i>Variables Muettes</i>	
<i>Éducation</i>	Moins qu'un diplôme d'études secondaire Études secondaires terminés Certificat postsecondaire non universitaire Diplôme ou certificat universitaire
<i>Age</i>	16-19 20-24 25-29 30-34 35-39 40-44 45-49 50-54 55-59 60-64 65-69
<i>Statu marital</i>	Marié Conjoint de fait Séparé Divorcé Veuf Célibataire (jamais marié) Séparé après une union libre
<i>Sexe</i>	Femme Homme
<i>Région</i>	Atlantique Québec Ontario Les Prairies Colombie Britannique
<i>Taille de la firme</i>	20- 20-99 employés 100-499 employés 500-999 employés 1000+
<i>Statu syndical</i>	Couvert par une convention collective Non couvert par une convention collective
<i>Temps de travail</i>	Temps plein Temps partiel

TABLEAU 1 (suite)

Variables muettes de contrôle

<i>Variables Muettes</i>	
<i>Profession</i>	Gestion Affaires, finance et administration Sciences naturelles et appliquées et professions apparentées Secteur de la santé Sciences sociales, enseignement, administration publique et religion Arts, culture, sports et loisirs Ventes et services Métiers, transport et machinerie Professions propres au secteur primaire Transformation, fabrication et services d'utilité publique
<i>Variables d'interactions</i>	Sexe * Éducation Sexe * Statu marital Sexe * Age

2. Analyse des écarts de salaires entre industries à l'aide de données transversales

Dans cette section nous examinerons l'étendue des écarts de salaires entre industries pour plusieurs années, et pour différents groupes de la population. A cette fin, nous utiliserons des données transversales, et suivront la méthodologie mise au point par Krueger et Summers (1988), puis améliorée par Haisken-DeNew et Schmidt (1997).

a. Résultats bruts pour l'année 2004

Le Tableau 2 (page 17) présente les coefficients des variables muettes de l'industrie et ceux des autres variables obtenus pour l'année 2004, au niveau d'agrégation 0, comportant 7 industries.

TABLEAU 2

Ecarts de salaires estimés au niveau d'agrégation 0, Canada, 2004

	Coefficients de l'industrie (Erreurs Standards entre parenthèses)		
	Estimation pour 2004	Gera-Grenier 1986	Krueger-Summers 1984
Mines, Extraction de pétrole et gaz	0.254 (0.023)	0.177 (0.013)	0.222 (0.075)
Construction	0.157 (0.013)	0.134 (0.012)	0.108 (0.034)
Fabrication	0.074 (0.008)	0.024 (0.005)	0.091 (0.032)
Commerce	-0.095 (0.006)	-0.063 (0.006)	-0.111 (0.033)
Transport et Entreposage	0.016 (0.012)	0.080 (0.008)	0.145 (0.034)
Finance, Assurances, Immobilier	0.092 (0.011)	0.061 (0.009)	0.055 (0.034)
Autres Services	-0.036 (0.003)	-0.053 (0.004)	-0.078 (0.032)
Coefficients pour les autres variables (Erreurs Standards entre parenthèses)			
	Estimation pour 2004		
Moins qu'un diplôme secondaire	-0.082 (0.012)		
Etudes secondaires terminées (réf.)	∅		
Certificat postsecondaire non universitaire	0.063 (0.010)		
Diplôme ou certificat universitaire	0.270 (0.011)		
16-19 ans	-0.424 (0.026)		
20-24 ans	-0.334 (0.019)		
25-29 ans	-0.148 (0.016)		
30-34 ans	-0.024 (0.015)		
35-39 ans (réf.)	∅		
40-44 ans	0.005 (0.014)		
45-49 ans	-0.001 (0.014)		
50-54 ans	-0.026 (0.016)		
55-59 ans	-0.014 (0.018)		
60-64 ans	-0.151 (0.024)		
64-69 ans	-0.173 (0.042)		
Marié	0.121 (0.011)		
Conjoint de fait	0.092 (0.015)		
Séparé	0.125 (0.028)		
Divorcé	0.046 (0.022)		

TABLEAU 2 (suite)

Ecarts de salaires estimés au niveau d'agrégation 0, Canada, 2004

	Coefficients pour les autres variables (Erreurs Standards entre parenthèses)
	Estimation pour 2004
Veuf	0.255 (0.063)
Célibataire (réf.)	∅
Séparé après une union libre	0.011 (0.038)
Femme	-0.190 (0.022)
Homme (réf.)	∅
Atlantique	-0.223 (0.011)
Québec	-0.065 (0.007)
Ontario (réf.)	∅
Les Prairies	-0.053 (0.008)
Colombie Britannique	0.009 (0.009)
Moins de 20 employés	-0.120 (0.009)
20 à 99 employés	-0.062 (0.009)
100 à 499 employés (réf.)	∅
500 à 999 employés	0.037 (0.012)
Plus de mille employés	0.050 (0.008)
Syndiqué	0.066 (0.007)
Non-syndiqué (réf.)	∅
Temps plein	0.061 (0.008)
Temps partiel (réf.)	∅
Gestion	0.453 (0.011)
Affaires, finance et administration	0.173 (0.009)
Sciences naturelles et appliquées et professions apparentées	0.362 (0.012)
Secteur de la santé	0.376 (0.013)
Sciences sociales, enseignement, administration publique et religion	0.288 (0.012)
Arts, culture, sports et loisirs	0.254 (0.020)
Ventes et services (réf.)	∅
Métiers, transport et machinerie	0.146 (0.011)
Professions propres au secteur primaire	0.064 (0.031)
Transformation, fabrication et services d'utilité publique	-0.017 (0.014)

TABLEAU 2 (suite)

Ecarts de salaires estimés au niveau d'agrégation 0, Canada, 2004

	Coefficients pour les autres variables (Erreurs Standards entre parenthèses)			
	Estimation pour 2004	Gera-Grenier 1986	Krueger-Summers 1984	
Femme * Moins qu'un diplôme secondaire	-0.032 (0.019)			
Femme * Etudes secondaires terminées (réf.)	∅			
Femme * Certificat postsecondaire non universitaire	0.009 (0.014)			
Femme * Diplôme ou certificat universitaire	0.035 (0.015)			
Femme * 16-19 ans	0.147 (0.036)			
Femme * 20-24 ans	0.119 (0.028)			
Femme * 25-29 ans	0.072 (0.023)			
Femme * 30-34 ans	0.030 (0.022)			
Femme * 35-39 ans (réf.)	∅			
Femme * 40-44 ans	0.014 (0.020)			
Femme * 45-49 ans	0.018 (0.021)			
Femme * 50-54 ans	0.032 (0.022)			
Femme * 55-59 ans	-0.002 (0.025)			
Femme * 60-64 ans	0.114 (0.030)			
Femme * 64-69 ans	0.056 (0.059)			
Femme * Marié	-0.061 (0.016)			
Femme * Conjoint de fait	-0.042 (0.021)			
Femme * Séparé	-0.109 (0.036)			
Femme * Divorcé	0.012 (0.028)			
Femme * Veuf	-0.261 (0.071)			
Femme * Célibataire (réf.)	∅			
Femme * Séparé après une union libre	0.049 (0.054)			
Ancienneté en mois	0.001 (0.000)			
Constante	2.622 (0.019)			
	WASD	0.081	0.068	0.094
	R ²	0.539	0.445	N/A
	Taille de l'échantillon	17 172	32 945	11 512

En étudiant le signe et l'ampleur des résultats obtenus pour les variables autres que celles de l'industrie, on remarque une forte cohérence. Ainsi, les femmes sont payées moins que les hommes (19%) ; plus le diplôme obtenu est élevé et mieux on est rémunéré ; jusqu'à 50 ans, le salaire augmente avec l'âge ; la syndicalisation a un impacte positif sur le revenu, tout comme l'ancienneté ; les provinces atlantiques sont celles qui rémunèrent le moins bien (-22% par rapport à l'Ontario), alors que la Colombie Britannique est celle qui rémunère le mieux ; etc...

En ce qui concerne les coefficients de l'industrie, on observe que pour ce niveau d'agrégation, l'industrie du Commerce (-9.5%) et des Autres Services (-3.6%) offrent des salaires inférieurs à la moyenne. D'un autre côté, les Mines (+25%), la Construction (+16%), la Finance (+9.2%), la Fabrication (+7.4%) et le Transport (+1.6%) offrent des salaires supérieurs à la moyenne. En outre le WASD indique une dispersion de 8%.

Si l'on compare ces résultats avec ceux de Gera-Grenier et de Krueger-Summers, on s'aperçoit qu'ils sont remarquablement proches. En effet, l'Extraction minière est l'industrie qui paie le mieux dans tous les cas. Qui plus est, le Commerce et les Autres Services sont les deux industries où les salariés sont « *sous-rémunérés* ». Enfin, le WASD est lui aussi très proches pour les trois études (8.1%, 6.8%, et 9.4%).

Les Tableaux 3, 4 et 5 en Annexe¹¹, présentent les coefficients de l'industrie de 2004 pour les degrés d'agrégation 1 (8 industries), 2 (19 industries) et 3 (102 industries). Les niveaux d'agrégation 1 et 2 sont semblables au précédent (le degré 0). D'une part, les industries représentées sont quasi-identiques. L'ajout de l'industrie Services Publics est d'ailleurs la seule différence entre les degrés 0 et 1.¹² D'autre part, et ce n'est pas surprenant, les résultats sont eux aussi très proches. Le niveau

¹¹ Respectivement page 34, 35 et 36-39

¹² Cette industrie représente la production, le transport et la distribution d'électricité, la distribution de gaz naturel, et le réseau d'aqueduc et égout. Celle-ci n'est pas présente en tant que tel dans l'analyse originelle de Krueger et Summers, car elle est comprise dans l'industrie des Transports.

d'agrégation 3, parce qu'il comprend un grand nombre d'industries, est le plus intéressant à étudier. Le WASD est mesuré ici à 16.6%. Cette valeur est bien plus importante que celle reportée pour les degrés d'agrégation précédents. En effet, pour les niveaux agrégés les écarts sont aplanis dans les moyennes. On remarque que sur 102 industries, 48 sont des « *mauvais payeurs* » (paient moins que la moyenne), alors que 54 sont des « *bons payeurs* » (paient plus que la moyenne). Toutes choses étant égales par ailleurs, le résultat du WASD pour le degré d'agrégation comportant le plus d'industries est encore une fois similaire à celui de Krueger-Summers et Gera-Grenier. En effet, les deux articles affichent des WASD de respectivement 16% (avec 219 industries) et 15% (avec 47 industries).

b. Résultats pour 12 années : 1993-2004

Le Tableau 6 reporte les WASD pour chacune des années 1993 à 2004, aux niveaux d'agrégation 1 et 3.

TABLEAU 6

Ecarts de salaires estimés, Canada, 1993-2004

Années	Degré d'agrégation 1		Degré d'agrégation 3	
	WASD	Taille de l'échantillon	WASD	Taille de l'échantillon
2004	0.081	17 410	0.166	18 043
2003	0.081	23 696	0.164	24 457
2002	0.075	22 641	0.163	23 358
2001	0.074	25 068	0.158	25 900
2000	0.076	23 516	0.161	24 227
1999	0.065	25376	0.143	26 061
1998	0.066	27 627	0.140	28 433
1997	0.075	27 245	0.141	28 070
1996	0.071	27 007	0.145	26 960
1995	0.062	13 337	0.155	13 318
1994	0.062	13 642	0.153	14 105
1993	0.071	13 107	0.157	13 535

Graphique correspondant en Annexe, page 40

Le WASD oscille entre 6.2% et 8.1%, pour le premier niveau d'agrégation, et entre 14% et 16.6% pour le troisième. Les WASD sont, par conséquent, parfaitement analogues pour les 12 années présentées ici. Cela suggère que les dispersions de salaires entre industries persistent dans le temps. On remarque une coupure entre 1999 et 2000. En effet, le WASD évolue significativement entre ces deux années. Ceci s'explique très probablement par le changement de classification des industries, opéré en 1999 par Statistique Canada.¹³

Pour autant, la stabilité de la dispersion globale des salaires n'est pas forcément synonyme de stabilité de la structure des salaires. Le Tableau 7 nous informe sur le nombre d'années où une industrie est répertoriée comme étant à « *hauts salaires* », ou à « *bas salaires* », pour le 1^{er} degré d'agrégation.

TABLEAU 7

Stabilité de la structure de l'industrie au degré d'agrégation 1, Canada, 1993-2004

	2000 - 2004		1993 - 2004	
	Nombre d'années Positives (max 5)	Nombre d'années Négatives (max 5)	Nombre d'années Positives (max 12)	Nombre d'années Négatives (max 12)
Mines, Extraction de pétrole et gaz	5	0	12	0
Services Publics	5	0	12	0
Construction	5	0	12	0
Fabrication	5	0	12	0
Commerce	0	5	0	12
Transport et Entreposage	5	0	5	7
Finance, Assurances, Immobilier	5	0	12	0
Autres Services	0	5	0	12

Graphique correspondant en Annexe, page 40

¹³ Jusqu'en 1999, la classification des industries fournie par Statistique Canada était le SIC. C'est le SCIAN-1997 qui l'a alors remplacé, lui-même remplacé en 2004 par le SCIAN-2002.

Pour la période 2000 à 2004, la totalité des industries conserve son statu d'industrie « bon payeur » ou « mauvais payeur ». ¹⁴ A l'exception des Transports, le phénomène est le même pour la période 1993 à 2004. En analysant les données, on s'aperçoit que les Transports changent de statu à partir de 2000. Il est très probable encore une fois, que cela soit la résultante du changement de classification des industries faite par Statistique Canada en 1999.

Le Tableau 8 en Annexe (pages 41 à 44), nous informe lui aussi sur la structure des industries pour le 3^{ème} niveau d'agrégation. Dans ce cas précis, la structure de l'industrie est moins stable que pour le niveau d'agrégation comportant 8 industries. Ce phénomène n'est pas surprenant. Une classification des industries plus agrégée implique que certains changements d'industries ne sont pas révélés. Néanmoins, ce ne sont pas moins de 79 industries (77.5%), entre 2004 et 2000, et 65 industries (63.7%), entre 2004 et 1993, conservent leur statu d'industrie à « *hauts* » ou « *bas salaires* ». Ce résultat confirme avec plus de force encore, que la structure de l'industrie reste stable dans le temps.

En étudiant les écarts de salaires entre industries pour la période 1993 à 2004, on découvre une étonnante stabilité. De tels résultats contestent l'idée selon laquelle des chocs de demandes de travail à courts termes sont à l'origine des écarts observés.

¹⁴ Soit pour les bons payeurs : les Mines, Extraction de pétrole et gaz ; les Services publics ; la Construction ; la Fabrication ; le Transport et Entreposage ; la Finance, Assurances, Immobilier. Soit pour les mauvais payeurs : le Commerce ; les Autres Services.

c. Résultats pour différents groupes

Comme préalablement cités, Krueger-Summers et Gera-Grenier étudient l'impact de l'utilisation de différents degrés de contrôle humain sur l'estimation des dispersions de salaires. Le Tableau 9 présente le WASD au niveau d'agrégation 1 pour différents sous-groupes de la population tel que : l'Age, l'Ancienneté, le Sexe, l'Education, la Taille de la firme, le Temps de travail, et la Syndicalisation. L'objectif est de contrôler plus efficacement pour le capital humain, en comparant les dispersions observées entre différents groupes d'individus.

TABLEAU 9

Ecarts de salaires estimés pour différents échantillons au degré d'agrégation 1, Canada, 2004

	WASD	Taille de l'échantillon
<i>Age</i>		
20 à 24 ans	0.092	3 490
45 à 69 ans	0.079	10 536
<i>Ancienneté</i>		
Moins de 2 ans	0.084	5 690
Plus de 5 ans	0.073	8 238
<i>Sexe</i>		
Homme	0.065	8 346
Femme	0.097	9 064
<i>Education</i>		
Inférieur à secondaire	0.109	2 221
Université	0.067	3 628
<i>Taille de la firme</i>		
Inférieur à 20	0.087	3 581
Supérieur à 1000	0.104	6 646
<i>Temps de travail</i>		
Temps plein	0.082	14 738
Temps partiel	0.072	2 672
<i>Syndicalisation</i>		
Syndiqué	0.074	5 959
Non-syndiqué	0.085	11 451
<i>Echantillon complet</i>	0.081	17 410

Graphique correspondant en Annexe, page 45

En analysant ce tableau, on observe que les sous-groupes où les dispersions sont les plus élevées sont : les 20-24 ans, ceux ayant moins de 2 ans d'ancienneté, les femmes, ceux n'ayant pas complété le secondaire, ceux dans une entreprise de plus de 1000 employés, ceux à temps plein, et les non-syndiqués. D'un autre côté, les dispersions sont moindres pour : les 45-69 ans, ceux ayant plus de 5 ans d'ancienneté, les hommes, ceux ayant un diplôme universitaire, ceux appartenant à une entreprise de moins de 20 individus, ceux à temps partiel, et les syndiqués. Si l'on compare les différents WASD obtenus, avec le WASD de référence contenant l'ensemble de l'échantillon, on observe très peu de variations. Un tel phénomène suggère que les dispersions de salaires entre industries ne sont pas la résultante d'une accumulation de capital humain différente entre ces mêmes industries.

Avant que nous utilisions des données longitudinales, voici, dans le Tableau 10, les résultats de l'estimation des écarts de salaires, obtenus lors de l'utilisation de variables de contrôles alternatives. En observant l'impact sur les écarts de salaires, de l'ajout progressif des variables de contrôle sur le capital humain, nous pouvons déterminer si ces écarts sont dus aux qualités mesurées ou non-mesurées des travailleurs.

TABLEAU 10

Ecarts de salaires estimés pour différentes variables de contrôles au degré d'agrégation 1, Canada, 2004

Contrôles	WASD	Taille de l'échantillon
(1) : sexe, statu syndical, statu marital, temps de travail, taille de la firme, emploi, variables d'interactions	0.084	17 410
(2) : (1) plus âge	0.083	-
(3) : (2) plus éducation	0.082	-
(4) : (3) plus ancienneté	0.081	-

On remarque que malgré l'ajout progressif de variables de contrôle du capital humain, le WASD n'évolue pas ou peu. En effet, ce dernier diminue seulement de 0.3 points de pourcentage quand de nombreuses autres variables de contrôles sont ajoutées.

Lorsque l'on étudie la structure des salariale en utilisant des données transversales, on observe que les écarts de salaires entre industries sont constants dans le temps, mais aussi entre individus homogènes.

3. Analyse des écarts de salaires entre industries à l'aide de données panels

La présente section a pour objectif de mesurer l'effet de l'utilisation de données longitudinales et de la méthode des effets fixes, sur les écarts de salaires mesurés avec des données transversales. Afin de pouvoir comparer les résultats obtenus par la méthode des moindres carrés contraints (1) avec ceux de la méthode des effets fixes (2), nous ré-estimons les écarts obtenus précédemment avec des données longitudinales. Le Tableau 11 en Annexe (pages 46 à 49) présente les résultats obtenus par la méthode des effets fixes, et par la méthode des moindres carrés contraints.

Par la méthode des moindres carrés contraints le WASD affiche une valeur de 0.160, alors que par la méthode des effets fixes le WASD est de 0.104. En contraste avec les résultats de Krueger-Summers et Gera-Grenier, il est clair ici que le WASD diminue avec l'utilisation de la méthode des effets fixes. En effet, on observe une diminution de 37.5% du niveau de variabilité globale. Pour autant, on ne peut pas affirmer non plus que ces écarts s'estompent totalement. Le degré de dispersion reste tout de même à un niveau de 10%. Difficile dans ce cas d'attribuer aux qualités non-mesurées des travailleurs, la pleine responsabilité en ce qui concerne les écarts de salaires constatés entre industries.

Les conclusions que nous tirons de ces résultats sont les suivants :

- Environ un tiers des écarts de salaires entre industries observé avec des données transversales est le fait des qualités non-mesurées des travailleurs.
- Néanmoins, ces mêmes écarts persistent à un niveau de 10% lorsque l'on utilise des données longitudinales.

III. Littérature récente

La littérature qui a trait au sujet qui nous intéresse est particulièrement riche. Nous ne ferons pas ici une revue exhaustive de ce qui a été publié, mais nous essaierons plutôt d'effectuer un survol des articles qui nous paraissent les plus importants.

Haisken-DeNew et Schmidt (1997) proposent un article particulièrement intéressant. Les deux auteurs avancent que la méthodologie de Krueger et Summers n'est pas précise. Ils démontrent que l'estimation du degré de dispersion des salaires mesuré en deux étapes, à partir de variables muettes de l'industrie dont l'une d'entre elles a été omise, est biaisée. Le choix de la variable omise influence aussi bien les coefficients que les erreurs standards. En outre, ils remarquent que la dispersion globale est systématiquement sous-estimée. Ils proposent donc une méthode alternative en une seule étape, où toutes les industries sont présentes, corrigeant dès lors les erreurs de la méthode traditionnelle popularisée par Krueger et Summers. L'intérêt de cette démarche est tel, que de nombreux analystes utiliseront par la suite cette nouvelle méthode. C'est d'ailleurs ce que nous faisons dans ce mémoire.

Dans son article, Arbache (1999) entreprend de comparer les deux méthodologies. Utilisant des données brésiliennes, le *National Household Survey* pour 1995, il observe que la méthode de Krueger et Summers fausse les erreurs standards et la dispersion des salaires. Il salue ainsi l'exactitude des résultats obtenus par la méthode de Haisken-DeNew et Schmidt, mais aussi sa facilité de mise en œuvre.

Reilly et Zanchi (2002) reportent aussi l'inexactitude des erreurs standards et de la dispersion de salaires, lors de l'utilisation de la méthode de Krueger et Summers.¹⁵ Qui plus est, ils critiquent le fait que les écarts de salaire sont mesurés par la méthode des logarithmes et non par la méthode du pourcentage de différences du niveau du salaire, alors qu'ils sont interprétés comme tel.

Arbache, Dickerson et Green (2003) partent du constat que la structure salariale est similaire entre les pays, quelles que soient leurs institutions et leur système politique. Ils se proposent donc de tester si la dispersion des salaires entre les industries reste stable pour le cas du Brésil.¹⁶ L'intérêt de cette étude est qu'elle porte sur un pays en développement, ayant subi de nombreux et importants changements économiques, sur une période de seulement deux décennies (1980s-1990s). Alors que l'on pourrait présumer que la rapide libéralisation des échanges ainsi que la forte inflation, qui ont caractérisé l'économie brésilienne dans les années 1980 et 1990, aurait pu perturber la structure des salaires, il semble qu'au contraire, la stabilité est de mise.

Martins (2003) concentre son étude sur l'évaluation des qualités non-mesurées des travailleurs comme explication des dispersions salariales entre les industries. Son approche consiste à tester cette hypothèse en estimant une régression du salaire à partir des quantiles plutôt qu'autour de la moyenne, comme avec les moindres carrés contraints. Ainsi, seulement certaines parties de la distribution des salaires sont comparées. Utilisant des données portugaises¹⁷, Martins démontre que la dispersion des salaires est identiques au bas, milieu et sommet de la distribution.

¹⁵ Ils utilisent le *CPS* de Mai 1989 et 1996 afin de comparer les deux résultats.

¹⁶ A cette fin, ils utilisent le *Pesquisa Nacional por Amostras de Domicilios (PNAD)* fourni par l'agence gouvernementale Brésilienne de statistiques : Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), pour les années 1981 à 1999.

¹⁷ Le *Quadros de Pessoal (QP)* pour 1995.

Goux et Maurin (1999) estimèrent les écarts de salaires entre les industries, en utilisant des données longitudinales françaises.¹⁸ Ils démontrent que les différences de salaires entre les industries obtenues en utilisant la méthode des effets fixes, sont trois fois plus faibles qu'en utilisant la méthode standard, appliquée sur des données transversales. Selon les auteurs, la méthode standard représente donc seulement la qualité des travailleurs non-mesurée. Néanmoins, ils ne rejettent pas les modèles relevant d'un marché du travail non-compétitif, comme par exemple celui des salaires d'efficience. Ils considèrent simplement que ces derniers fournissent une explication aux différences de salaires entre les firmes et non entre les industries.

Abowd, Kramarz et Margolis (1999) étudient la détermination des salaires pour la France, à l'aide de données liants employeurs et employés. Ils utilisent les *Déclarations Annuelles des Salaires* (ou DAS) pour les employés ainsi que le *Système d'Identification du Répertoire des Etablissements* (ou SIRET) et le *Système d'Identification du Répertoire des Entreprises* (ou SIREN) pour les employeurs, tout les trois fournis par l'INSEE. Ils affirment que la plupart des écarts de salaires observées entre les industries, proviennent de l'hétérogénéité des travailleurs.

Keane (1993) utilise le *National Longitudinal Survey of Young Men* américain, pour son estimation par la méthode des effets fixes. Il observe que la dispersion des salaires est expliquée à 84% par l'habileté non mesuré des travailleurs. De même, Shippen (1999) indique des résultats de l'ordre de 64% et 80%, lors de son estimation utilisant le *Curent Population Survey* pour 1983-1995 et le *Displaced Workers Survey* pour 1984-1992.

Dans leur article, Carruth, Collier et Dickerson (2004) examinent l'existence, l'ampleur et la stabilité des écarts de salaires entre les industries au Royaume-Uni. A cette fin, ils utilisent des données longitudinales tirées des huit premières vagues (1991-1999) du *British Household Panel Survey*. Ils démontrent que près de 90% des dispersions de revenus sont expliqués par les différences entre les individus, qu'elles

¹⁸ L'Enquête Annuelle sur la Force de Travail (EAFT) pour 1990 à 1995, fourni par l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE).

soient observées ou non-observées. Ces résultats sont conformes à ceux dont Hildreth (1995) et Benito (2000) avaient obtenus, en utilisant respectivement les deux et quatre premières vagues du *British Household Panel Survey*.

Björklund, Bratsberg, Eriksson, Jäntti et Raaum (2004) effectuent une analyse plutôt originale. Tout d'abord, ils estiment les écarts de salaires entre les industries pour cinq pays : le Danemark, la Norvège, la Suède, la Finlande, et les États-Unis. Qui plus est, ils utilisent des données sur les fratries, afin de contrôler pour les compétences non-mesurées des travailleurs. Selon les auteurs, le fait de ne pas utiliser des données sur les individus qui changent d'industrie présente un double avantage. D'une part, il n'est nul besoin de poser la condition de mobilité exogène des travailleurs, et d'autre part, l'estimation représente les différences de salaires sur le long terme. Ainsi, ils rapportent trois résultats importants. Premièrement, ils démontrent que les écarts de salaires entre frères sont inférieurs à ceux de la population dans son entier. Ils découvrent aussi que les compétences non-mesurées des travailleurs comptent pour 11 à 24% pour les pays nordiques, alors qu'ils comptent pour 50% pour les États-Unis. Enfin, contrairement aux études antérieures, ils constatent, sans en donner la raison, que la dispersion des salaires est plus importante pour les pays nordiques que pour les États-Unis.

Arbache et Carneiro (1999) analysent l'impact des syndicats sur la structure des salaires au Brésil¹⁹. Ils observent que les négociations collectives contribuent à l'accroissement de la dispersion des salaires. Ces résultats sont semble-t-il en désaccord avec ce qui est communément obtenu lors d'estimations similaires. Les auteurs attribuent cette spécificité brésilienne à la nature fragmentée (spatialement et sectoriellement) de son syndicalisme.

¹⁹ Ils utilisent à cette fin le *Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD)* pour 1992 et 1995.

Conclusion

Comme nous l'avons vu, la littérature se rapportant aux écarts de salaires entre industries est marquée par un profond clivage. Alors que certains exposent que les écarts sont le résultat de mécanismes non-concurrentiels du marché du travail, d'autres nient simplement leur présence. Ces derniers remettent en cause la capacité à mesurer l'habileté des individus lors de l'utilisation de données transversales. Une fois cette habileté correctement mesurée à l'aide de données longitudinales, les écarts disparaissent.

Les résultats obtenus lors de nos estimations utilisant des données canadiennes, sont nuancés et peuvent être résumés ainsi :

- En utilisant des données transversales, on mesure des écarts de salaires significatifs.
- Ces écarts sont stables dans le temps. Entre 1993 et 2004 les changements dans l'ampleur de la dispersion globale sont minimes. En outre, la structure de l'industrie reste sensiblement la même.
- Cependant, un tiers des écarts constatés disparaît avec l'utilisation de données longitudinales et de la méthode à effets fixes. Un tiers des écarts est donc la conséquence des qualités non-mesurées des travailleurs.
- Malgré cette réduction des écarts, ils persistent à un niveau assez élevé.

Dans ces circonstances, il est difficile de donner un soutien franc à telle ou telle théorie. Il est vrai que l'habileté des travailleurs n'est pas correctement mesurée lors de l'utilisation de données transversales. Or, il n'en est pas moins qu'il persiste des écarts de salaires conséquents, quand on utilise des données longitudinales. Dès lors, des mécanismes non-concurrentiels entrent très probablement en jeu.

Selon toutes vraisemblances, il serait opportun d'étudier, à l'aide de données longitudinales, la corrélation qui existe entre mécanismes non-concurrentiels et écarts de salaires entre industries.

BIBLIOGRAPHIE

- Abowd J., Kramarz F. et Margolis D.: "High Wage Workers and High Wage Firms", *Econometrica*, Vol. 67 No. 2, 1999
- Akerlof G.: "Gift Exchange and efficiency wages: Four Views", *American Economic Review*, Vol. 74, 1984
- Arbache J. S.: "A Comparison of different Estimates of Interindustry Wage Differentials: the Case of Brazil", *Applied Economics Letters*, Vol. 6, 1999
- Arbache J. S. et Carneiro F. G.: "Unions and Interindustry Wage Differentials", *World Development*, Vol. 27 No. 10, 1999
- Arbache J. S., Dickerson A., et Green F.: "Assessing the Stability of the Inter-Industry Wage Structure in the Face of Radical Economic Reforms", *Economics Letters*, Vol. 83, 2004
- Benito A.: "Inter-Industry Wage Differentials in Great Britain", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, 2000
- Björklund A., Bratsberg B., Eriksson T., Jäntti M. et Raaum O.: "Inter-Industry Wage Differentials and Unobserved Ability: Siblings Evidence form Five Countries", *Industrial Relations* Vol. 46 No. 1, 2007
- Carruth A., Collier W. et Dickerson A.: "Inter-Industry Wage Differences and Individual Heterogeneity": *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 66 No. 5, 2004
- Gera S. et Grenier G.: "Interindustry Wage Differentials and Efficiency Wages: Some Canadian Evidence", *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 27 No. 1, 1994
- Gibbons R. et Katz L.: "Does unmeasured ability explain Inter-Industry Wage Differences", *Review of Economic Studies*, Vol. 59, 1992
- Goux D. et Maurin E.: "Persistence of Interindustry Wage Differentials: A reexamination Using Matched Worker-Firm Panel Data", *Journal of Labor Economics*, Vol. 17 No. 3, 1999
- Haisken-DeNew J.P., et Schmidt C.M.: "Inter-Industry and Inter-Region Differentials: Mechanics and Interpretation", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79 No. 3, 1997
- Hildreth A.K.G.: "Investigating Alternative Explanations for Inter-Industry Wage Differentials", *University of Essex*, mimeo, 1995
- Keane M.P.: "Individual Heterogeneity and Interindustry Wage Differentials", *Journal of Human Resources*, Vol. 28, 1993
- Krueger A. B. et Summers L. H.: "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure", *Econometrica*, Vol. 56 No. 2, 1988

- Martins P.: "Industry wage Premia: Evidence from the Wage Distribution", *Economics Letters*, Vol. 83, 2004
- Murphy K. M. et Topel R. H.: "Unemployment, Risk, and Earnings: Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market", *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, edited by Kevin Lang et Jonathan S. Leonard, *Basil Blackwell*, 1987
- Reilly K. T. et Zanchi L.: "Industry Wage Differentials: How Many, Big, and Significant are they?", *International Journal of Manpower*, Vol. 24 No.4, 2003
- Shapiro C. et Stiglitz J.E.: "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, Vol. 74, 1984
- Shippen B.S.: "Unmeasured Skills in Inter-Industry Wage Differentials: Evidence from the Apparel Industry", *Journal of Labor Research*, Vol. 20, 1999
- Slichter S.H.: "Notes on the Structure of Wage", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 32, 1950
- Stiglitz J.E.: "Equilibrium Wage Distribution", *Economic Journal*, Vol. 95, 1985
- Thurow L.: "Generating Inequality", *New York: Basic Books*, 1976
- Wachtel M. et Betsey C.: "Employment at Low Wages", *Review of Economics et Statistics*, Vol.54, 1972
- Weiss A.: "Job Queues and Layoffs in Labour Markets with flexible Wages", *Journal of Political Economy*, Vol. 88, 1980

ANNEXE

TABLEAU 3

Ecarts de salaires estimés au niveau d'agrégation 1, Canada, 2004

	Coefficients de l'industrie <i>(Erreurs Standards entre parenthèses)</i>
Mines, Extraction de pétrole et gaz	0.255 <i>(0.023)</i>
Services Publiques	0.221 <i>(0.026)</i>
Construction	0.154 <i>(0.013)</i>
Fabrication	0.072 <i>(0.008)</i>
Commerce	-0.096 <i>(0.006)</i>
Transport et Entreposage	0.014 <i>(0.012)</i>
Finance, Assurances, Immobilier	0.092 <i>(0.011)</i>
Autres Services	-0.037 <i>(0.003)</i>
WASD	0.081
R ²	0.541
Taille de l'échantillon	17 410

TABLEAU 4

Ecarts de salaires estimés au niveau d'agrégation 2, Canada, 2004

	Coefficients de l'industrie (Erreurs Standards entre parenthèses)
Foresterie et exploitation forestière	0.110 (0.045)
Pêche, chasse et piégeage	-0.054 (0.082)
Extraction minière et extraction de pétrole et de gaz	0.350 (0.025)
Services publics	0.264 (0.025)
Construction	0.166 (0.013)
Biens durables	0.124 (0.009)
Biens non durables	0.052 (0.011)
Commerce de gros	0.034 (0.013)
Commerce de détail	-0.194 (0.008)
Transport et entreposage	0.032 (0.012)
Finance et assurance	0.149 (0.012)
Services immobiliers et de location	-0.067 (0.024)
Services professionnels, scientifiques et techniques	0.148 (0.011)
Services aux entreprises, services relatifs aux bâtiments et autres services de soutien	-0.091 (0.015)
Services d'enseignement	0.031 (0.010)
Soins de santé et assistance sociale	-0.023 (0.009)
Information, culture et loisirs	-0.009 (0.012)
Hébergement et services de restauration	-0.282 (0.011)
Autres services	-0.091 (0.013)
WASD	0.138
R ²	0.563
Taille de l'échantillon	17 410

TABLEAU 5

Ecarts de salaires estimés au niveau d'agrégation 3, Canada, 2004

	Coefficients de l'industrie	
		Erreurs Standards
<i>Foresterie, Pêche, Mines, Extraction de pétrole et gaz</i>		
Activités de soutien à l'agriculture et à la foresterie	-0.054	0.143
Foresterie et exploitation forestière	0.094	0.043
Pêche, chasse et piégeage	-0.083	0.079
Extraction de pétrole et de gaz	0.480	0.037
Extraction minière et extraction minière mixte	0.240	0.037
Activités de soutien à l'extraction minière et à l'extraction de pétrole et de gaz	0.372	0.045
<i>Services publics</i>		
Services publics	0.294	0.024
<i>Construction</i>		
Construction de bâtiments	0.187	0.025
Travaux de génie civil	0.133	0.029
Entrepreneurs spécialisés	0.191	0.016
<i>Fabrication</i>		
Fabrication d'aliments	0.033	0.019
Fabrication de boissons et de produits du tabac	0.225	0.044
Usines de textiles et de produits textiles	-0.052	0.049
Fabrication de vêtements et de produits en cuir	-0.232	0.031
Fabrication de produits en bois	0.081	0.023
Fabrication du papier	0.194	0.026
Impression et activités connexes de soutien	0.012	0.036
Fabrication de produits du pétrole et du charbon	0.252	0.066
Fabrication de produits chimiques	0.156	0.027
Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique	0.002	0.025
Fabrication de produits minéraux non métalliques	0.121	0.044
Première transformation des métaux	0.183	0.030
Fabrication de produits métalliques	0.129	0.021
Fabrication de machines	0.181	0.029
Fabrication de produits informatiques et électroniques	0.171	0.031
Fabrication de matériel et d'appareils électriques	0.083	0.045
Fabrication de véhicules automobiles et de pièces	0.245	0.022
Fabrication d'autre matériel de transport	0.206	0.033
Fabrication de meubles et de produits connexes	-0.027	0.026
Activités diverses de fabrication	0.001	0.029

TABLEAU 5 (suite)

Ecart de salaires estimés au degré d'agrégation 3, méthode des effets fixes, Canada, 1993-2004

	Coefficients de l'industrie	
		Erreurs Standards
<i>Commerce</i>		
Grossistes-distributeurs de produits agricoles	-0.041	0.118
Grossistes-distributeurs de produits pétroliers	0.033	0.105
Grossistes-distributeurs de produits alimentaires, de boissons et de tabac	-0.056	0.034
Grossistes-distributeurs d'articles ménagers	-0.086	0.036
Grossistes-distributeurs de véhicules automobiles et de leurs pièces	-0.067	0.043
Grossistes-distributeurs de matériaux et fournitures de construction	0.164	0.029
Grossistes-distributeurs de machines, de matériel et de fournitures	0.061	0.023
Grossistes-distributeurs de produits divers et agents et courtiers du commerce en gros	0.043	0.033
Marchands de véhicules automobiles et pièces	-0.007	0.022
Magasins de meubles et d'accessoires de maison	-0.166	0.043
Magasins d'appareils électroniques et ménagers	-0.212	0.035
Marchands de matériaux de construction et de matériel et fournitures de jardinage	-0.218	0.028
Magasins d'alimentation	-0.214	0.014
Magasins de produits de santé et de soins personnels	-0.174	0.025
Stations-service	-0.351	0.037
Magasins de vêtements et d'accessoires	-0.218	0.024
Magasins d'articles de sport, d'articles de passe-temps, d'articles de musique et de livres	-0.326	0.035
Magasins de fournitures de tout genre	-0.323	0.018
Magasins de détail divers	-0.286	0.031
Détaillants hors magasin	-0.138	0.068
<i>Transport et Entreposage</i>		
Transport aérien	0.313	0.039
Transport ferroviaire	0.018	0.045
Transport par eau	-0.133	0.077
Transport par camion	0.031	0.024
Transport en commun et transport terrestre de voyageurs	-0.002	0.030
Transport par pipeline	0.365	0.142
Transport de tourisme et d'agrément et activités de soutien au transport	0.170	0.032
Services postaux	0.003	0.032
Messageries et services de messagers	-0.089	0.037
Entreposage	-0.002	0.060

TABLEAU 5 (suite)

Ecarts de salaires estimés au degré d'agrégation 3, méthode des effets fixes, Canada, 1993-2004

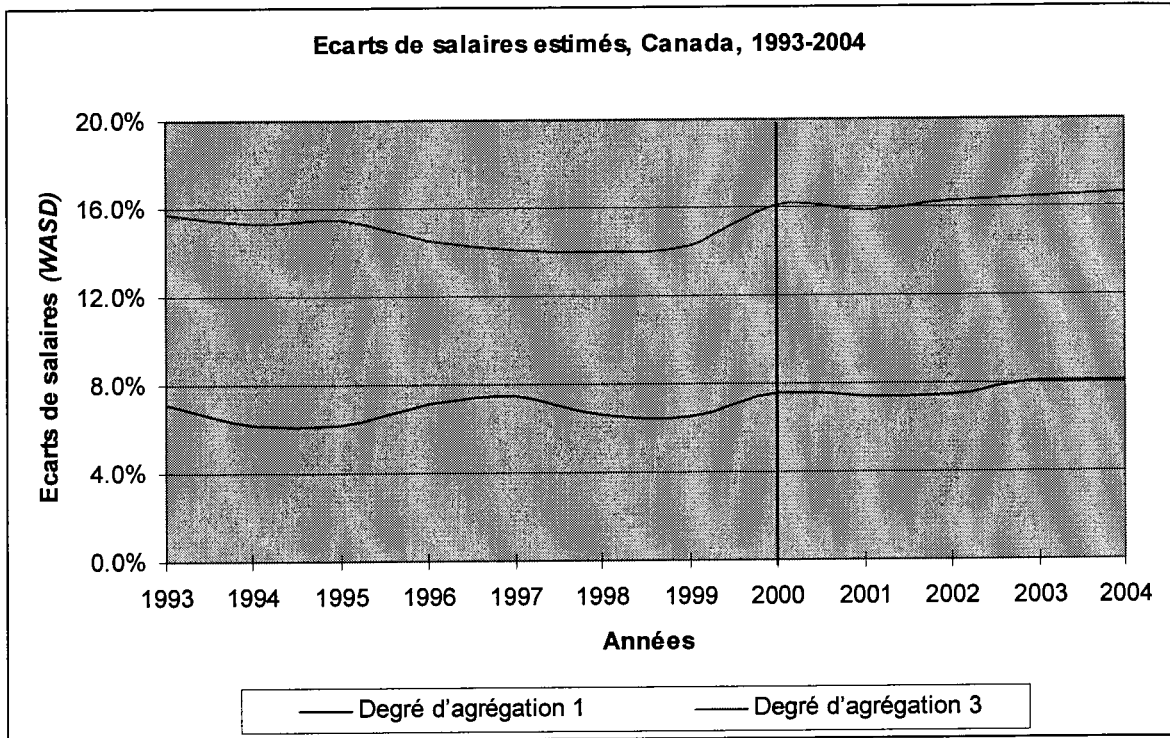
	Coefficients de l'industrie	
		Erreurs Standards
<i>Finance, Assurance et Immobilier</i>		
Autorités monétaires - banque centrale, intermédiation financière et activités connexes	0.068	0.016
Intermédiation de valeurs mobilières et de contrats de marchandises et autres activités connexes	0.458	0.031
Sociétés d'assurance, fonds et instruments financiers	0.168	0.019
<i>Autres Services</i>		
Services immobiliers	0.038	0.031
Services de location et de location à bail et propriétaires et bailleurs d'autres actifs non financiers	-0.242	0.036
Services juridiques	0.289	0.033
Services de comptabilité	0.160	0.030
Services d'architecture, de génie et de design	0.116	0.021
Conception de systèmes informatiques	0.236	0.021
Services de conseils en gestion et de conseils scientifiques et techniques	0.107	0.030
Publicité et services connexes	0.008	0.041
Autres services professionnels	-0.081	0.051
Services d'emploi	-0.090	0.044
Services de soutien aux entreprises	-0.135	0.032
Services de préparation de voyage	-0.022	0.046
Services de sécurité	-0.203	0.033
Services relatifs aux bâtiments et aux logements	-0.125	0.030
Gestion d'entreprises et autres services administratifs	-0.042	0.058
Services de gestion des déchets et d'assainissement	0.072	0.056
Écoles primaires et secondaires	0.014	0.012
Collèges communautaires et cégeps	0.054	0.028
Universités	0.024	0.021
Autres écoles et services de soutien à l'enseignement	-0.056	0.040
Services de soins ambulatoires	0.030	0.016
Hôpitaux	0.064	0.014
Établissements de soins infirmiers	-0.163	0.017
Assistance sociale	-0.109	0.016
Édition (sauf par Internet)	0.062	0.033
Industries du film et de l'enregistrement sonore	-0.057	0.053
Radiotélévision (sauf par Internet)	0.136	0.022
Édition, radiodiffusion et télédiffusion par Internet	-0.141	0.105
Télécommunications	-0.137	0.042
Fournisseurs de services Internet	-0.128	0.057

TABLEAU 5 (suite)

Ecart de salaires estimés au degré d'agrégation 3, méthode des effets fixes, Canada, 1993-2004

	Coefficients de l'industrie	
		Erreurs Standards
Autres services d'information	-0.075	0.067
Arts d'interprétation, sport-spectacles et act. connexes	-0.149	0.021
Établissements du patrimoine	-0.250	0.021
Divertissement, loisirs et jeux de hasard et loteries	-0.351	0.013
Services d'hébergement	-0.050	0.023
Services de restauration et débits de boissons	-0.145	0.0291
Réparation et entretien	-0.071	0.022
Services personnels et services de blanchissage	-0.350	0.0436
Organismes religieux, fondations, groupes de citoyens et organisations professionnelles et similaires	0.165	0.014
	WASD	0.166
	R ²	0.590
	Taille de l'échantillon	18 043

Graphique 1 (pour le Tableau 6)



Graphique 2 (pour Tableau 7)

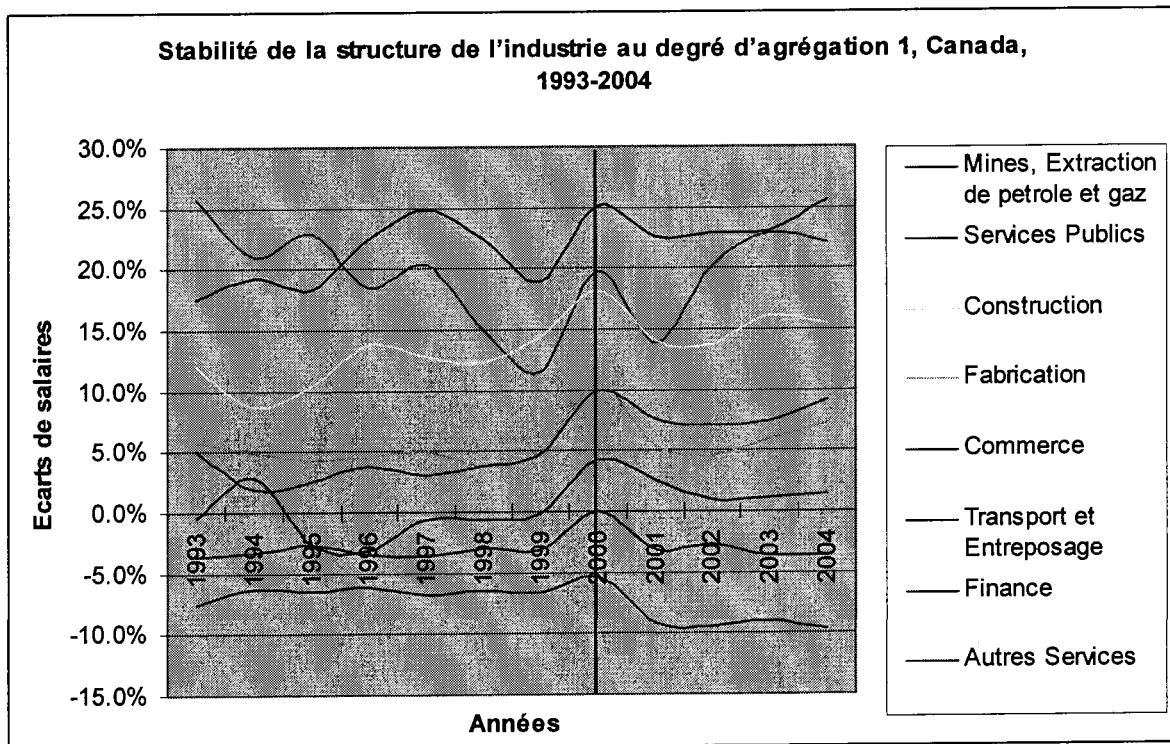


TABLEAU 8

Stabilité de la structure de l'industrie au degré d'agrégation 3, Canada, 1993-2004

	2004 - 2000		2004 - 1993	
	Nombre d'années Positives (max 5)	Nombre d'années Négatives (max 5)	Nombre d'années Positives (max 12)	Nombre d'années Négatives (max 12)
<i>Foresterie, Pêche, Mines, Extraction de pétrole et gaz</i>				
Activités de soutien à l'agriculture et à la foresterie	2	3	7	5
Foresterie et exploitation forestière	5	-	12	-
Pêche, chasse et piégeage	3	2	9	3
Extraction de pétrole et de gaz	5	-	12	-
Extraction minière et extraction minière mixte	5	-	12	-
Activités de soutien à l'extraction minière et à l'extraction de pétrole et de gaz	5	-	12	-
<i>Services publics</i>				
Services publics	5	-	12	-
<i>Construction</i>				
Construction de bâtiments	5	-	12	-
Travaux de génie civil	5	-	12	-
Entrepreneurs spécialisés	5	-	12	-
<i>Fabrication</i>				
Fabrication d'aliments	3	2	5	7
Fabrication de boissons et de produits du tabac	5	-	12	-
Usines de textiles et de produits textiles	-	5	-	12
Fabrication de vêtements et de produits en cuir	-	5	-	12
Fabrication de produits en bois	5	-	12	-
Fabrication du papier	5	-	12	-
Impression et activités connexes de soutien	5	-	12	-
Fabrication de produits du pétrole et du charbon	5	-	12	-
Fabrication de produits chimiques	5	-	12	-
Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique	4	1	8	4
Fabrication de produits minéraux non métalliques	5	-	12	-
Première transformation des métaux	5	-	12	-
Fabrication de produits métalliques	5	-	12	-
Fabrication de machines	5	-	12	-
Fabrication de produits informatiques et électroniques	5	-	11	1
Fabrication de matériel et d'appareils électriques	5	-	12	-

TABLEAU 8 (suite)

Stabilité de la structure de l'industrie au degré d'agrégation 3, Canada, 1993-2004

	2004 - 2000		2004 - 1993	
	Nombre d'années Positives (max 5)	Nombre d'années Négatives (max 5)	Nombre d'années Positives (max 12)	Nombre d'années Négatives (max 12)
Fabrication de véhicules automobiles et de pièces	5	-	12	-
Fabrication d'autre matériel de transport	5	-	12	-
Fabrication de meubles et de produits connexes	1	4	1	11
Activités diverses de fabrication	1	4	8	4
<i>Commerce</i>				
Grossistes-distributeurs de produits agricoles	1	4	8	4
Grossistes-distributeurs de produits pétroliers	5	-	12	-
Grossistes-distributeurs de produits alimentaires, de boissons et de tabac	2	3	6	6
Grossistes-distributeurs d'articles ménagers	3	2	6	6
Grossistes-distributeurs de véhicules automobiles et de leurs pièces	-	5	-	12
Grossistes-distributeurs de matériaux et fournitures de construction	5	-	10	2
Grossistes-distributeurs de machines, de matériel et de fournitures	5	-	12	-
Grossistes-distributeurs de produits divers et agents et courtiers du commerce en gros	1	4	5	7
Marchands de véhicules automobiles et pièces	2	3	8	4
Magasins de meubles et d'accessoires de maison	-	5	-	12
Magasins d'appareils électroniques et ménagers	-	5	-	12
Marchands de matériaux de construction et de matériel et fournitures de jardinage	-	5	-	12
Magasins d'alimentation	-	5	-	12
Magasins de produits de santé et de soins personnels	-	5	-	12
Stations-service	-	5	-	12
Magasins de vêtements et d'accessoires	-	5	-	12
Magasins d'articles de sport, d'articles de passe-temps, d'articles de musique et de livres	-	5	-	12
Magasins de fournitures de tout genre	-	5	-	12
Magasins de détail divers	-	5	-	12
Détaillants hors magasin	-	5	1	11
<i>Transport et Entreposage</i>				
Transport aérien	5	-	12	-
Transport ferroviaire	5	-	12	-
Transport par eau	3	2	9	3

TABLEAU 8 (suite)

Stabilité de la structure de l'industrie au degré d'agrégation 3, Canada, 1993-2004

	2004 - 2000		2004 - 1993	
	Nombre d'années Positives (max 5)	Nombre d'années Négatives (max 5)	Nombre d'années Positives (max 12)	Nombre d'années Négatives (max 12)
Transport par camion	4	1	6	6
Transport en commun et transport terrestre de voyageurs	-	5	3	9
Transport par pipeline	5	-	12	-
Transport de tourisme et d'agrément et activités de soutien au transport	5	-	12	-
Services postaux	5	-	9	3
Messageries et services de messagers	-	5	-	12
Entreposage	4	1	6	6
<i>Finance, Assurance et Immobilier</i>				
Autorités monétaires - banque centrale, intermédiation financière et activités connexes	5	-	12	-
Intermédiation de valeurs mobilières et de contrats de marchandises et autres activités connexes	5	-	11	1
Sociétés d'assurance, fonds et instruments financiers	5	-	12	-
<i>Autres Services</i>				
Services immobiliers	5	-	5	7
Services de location et de location à bail et propriétaires et bailleurs d'autres actifs non financiers	-	5	-	12
Services juridiques	5	-	12	-
Services de comptabilité	5	-	11	1
Services d'architecture, de génie et de design	5	-	12	-
Conception de systèmes informatiques	5	-	12	-
Services de conseils en gestion et de conseils scientifiques et techniques	5	-	10	2
Publicité et services connexes	4	1	9	3
Autres services professionnels	1	4	3	9
Services d'emploi	-	5	-	12
Services de soutien aux entreprises	-	5	5	7
Services de préparation de voyage	2	3	2	10
Services de sécurité	-	5	-	12
Services relatifs aux bâtiments et aux logements	-	5	-	12
Gestion d'entreprises et autres services administratifs	1	4	5	7
Services de gestion des déchets et d'assainissement	5	-	10	2
Écoles primaires et secondaires	5	-	12	-
Collèges communautaires et cégeps	5	-	12	-

TABLEAU 8 (suite)

Stabilité de la structure de l'industrie au degré d'agrégation 3, Canada, 1993-2004

	2004 - 2000		2004 - 1993	
	Nombre d'années Positives (max 5)	Nombre d'années Négatives (max 5)	Nombre d'années Positives (max 12)	Nombre d'années Négatives (max 12)
Universités	3	2	6	6
Autres écoles et services de soutien à l'enseignement	3	2	10	2
Services de soins ambulatoires	5	-	12	-
Hôpitaux	5	-	12	-
Établissements de soins infirmiers	-	5	-	12
Assistance sociale	-	5	-	12
Édition (sauf par Internet)	5	-	11	1
Industries du film et de l'enregistrement sonore	1	4	5	7
Radiotélévision (sauf par Internet)	5	-	12	-
Édition, radiodiffusion et télédiffusion par Internet	2	3	5	7
Télécommunications	-	5	3	9
Fournisseurs de services Internet	-	5	-	12
Autres services d'information	-	5	-	12
Arts d'interprétation, sport-spectacles et act. connexes	-	5	-	12
Établissements du patrimoine	-	5	-	12
Divertissement, loisirs et jeux de hasard et loteries	-	5	-	12
Services d'hébergement	3	2	6	6
Services de restauration et débits de boissons	-	5	-	12
Réparation et entretien	-	5	-	12
Services personnels et services de blanchissage	-	5	-	12
Organismes religieux, fondations, groupes de citoyens et organisations professionnelles et similaires	5	-	10	2
Nombre d'industries restant stables (max 102)		79		65

Graphique 3 (pour Tableau 9)

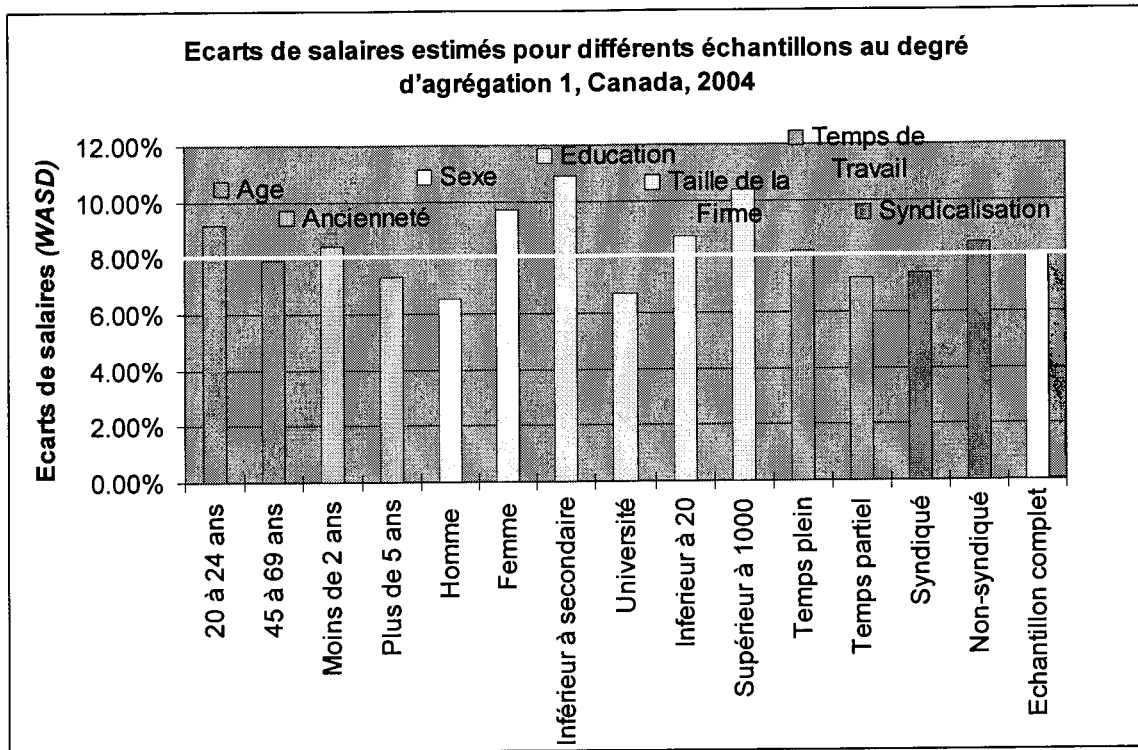


TABLEAU 11

Écarts de salaires estimés au degré d'agrégation 3, méthode des effets fixes, Canada, 1993-2004

	Coefficients de l'industrie			
	Méthodes des Effets Fixes		Méthode des Moindre Carrés Contraints	
		Erreurs Standards		Erreurs Standards
<i>Foresterie, Pêche, Mines, Extraction de pétrole et gaz</i>				
Activités de soutien à l'agriculture et à la foresterie	-0.083	0.067	-0.223	0.047
Foresterie et exploitation forestière	0.019	0.036	-0.082	0.021
Pêche, chasse et piégeage	-0.105	0.048	-0.137	0.034
Extraction de pétrole et de gaz	0.114	0.043	0.293	0.021
Extraction minière et extraction minière mixte	0.113	0.039	0.069	0.021
Activités de soutien à l'extraction minière et à l'extraction de pétrole et de gaz	0.181	0.037	0.142	0.022
<i>Services publics</i>				
Services publics	0.146	0.038	0.095	0.017
<i>Construction</i>				
Construction de bâtiments	-0.033	0.031	-0.014	0.017
Travaux de génie civil	0.052	0.032	-0.011	0.018
Entrepreneurs spécialisés	-0.012	0.028	0.030	0.015
<i>Fabrication</i>				
Fabrication d'aliments	-0.121	0.030	-0.172	0.016
Fabrication de boissons et de produits du tabac	-0.075	0.046	0.0002	0.023
Usines de textiles et de produits textiles	0.021	0.060	-0.251	0.023
Fabrication de vêtements et de produits en cuir	-0.185	0.041	-0.347	0.018
Fabrication de produits en bois	0.001	0.033	-0.086	0.017
Fabrication du papier	0.044	0.038	0.086	0.018
Impression et activités connexes de soutien	-0.055	0.042	-0.109	0.020
Fabrication de produits du pétrole et du charbon	0.169	0.056	0.120	0.031
Fabrication de produits chimiques	-0.019	0.036	0.022	0.018
Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique	-0.002	0.036	-0.143	0.018
Fabrication de produits minéraux non métalliques	-0.065	0.046	-0.064	0.023
Première transformation des métaux	0.034	0.036	0.022	0.018
Fabrication de produits métalliques	-0.030	0.032	-0.049	0.016
Fabrication de machines	0.0179	0.033	-0.013	0.017
Fabrication de produits informatiques et électroniques	-0.003	0.036	-0.019	0.018
Fabrication de matériel et d'appareils électriques	0.022	0.044	-0.085	0.022
Fabrication de véhicules automobiles et de pièces	0.073	0.033	0.054	0.016

TABLEAU 11 (suite)

Ecarts de salaires estimés au degré d'agrégation 3, méthode des effets fixes, Canada, 1993-2004

	Coefficients de l'industrie			
	Méthodes des Effets Fixes		Méthode des Moindre Carrés Contraints	
Fabrication d'autre matériel de transport	0.073	0.042	0.003	0.019
Fabrication de meubles et de produits connexes	-0.053	0.038	-0.215	0.018
Activités diverses de fabrication	-0.082	0.034	-0.216	0.019
<i>Commerce</i>				
Grossistes-distributeurs de produits agricoles	-0.166	0.077	-0.178	0.048
Grossistes-distributeurs de produits pétroliers	-0.036	0.055	-0.027	0.037
Grossistes-distributeurs de produits alimentaires, de boissons et de tabac	-0.084	0.036	-0.170	0.019
Grossistes-distributeurs d'articles ménagers	-0.006	0.050	-0.135	0.022
Grossistes-distributeurs de véhicules automobiles et de leurs pièces	-0.072	0.046	-0.250	0.024
Grossistes-distributeurs de matériaux et fournitures de construction	-0.085	0.038	-0.067	0.019
Grossistes-distributeurs de machines, de matériel et de fournitures	-0.052	0.032	-0.08	0.017
Grossistes-distributeurs de produits divers et agents et courtiers du commerce en gros	-0.113	0.035	-0.198	0.019
Marchands de véhicules automobiles et pièces	-0.143	0.033	-0.150	0.017
Magasins de meubles et d'accessoires de maison	-0.123	0.035	-0.219	0.021
Magasins d'appareils électroniques et ménagers	-0.123	0.040	-0.276	0.020
Marchands de matériaux de construction et de matériel et fournitures de jardinage	-0.163	0.032	-0.327	0.018
Magasins d'alimentation	-0.230	0.028	-0.388	0.015
Magasins de produits de santé et de soins personnels	-0.180	0.033	-0.319	0.017
Stations-service	-0.302	0.031	-0.431	0.019
Magasins de vêtements et d'accessoires	-0.214	0.030	-0.388	0.017
Magasins d'articles de sport, d'articles de passe-temps, d'articles de musique et de livres	-0.294	0.034	-0.475	0.019
Magasins de fournitures de tout genre	-0.213	0.029	-0.430	0.016
Magasins de détail divers	-0.180	0.032	-0.403	0.018
Détaillants hors magasin	0.0179	0.051	-0.257	0.030
<i>Transport et Entreposage</i>				
Transport aérien	0.085	0.053	0.089	0.020
Transport ferroviaire	-0.056	0.062	-0.077	0.024
Transport par eau	0.0152	0.060	-0.009	0.038
Transport par camion	-0.066	0.032	-0.153	0.017
Transport en commun et transport terrestre de voyageurs	-0.062	0.043	-0.222	0.019
Transport par pipeline	0.348	0.083	0.161	0.054

TABEAU 11 (suite)

Ecarts de salaires estimés au degré d'agrégation 3, méthode des effets fixes, Canada, 1993-2004

	Coefficients de l'industrie			
	Méthodes des Effets Fixes		Méthode des Moindre Carrés Contraints	
Transport de tourisme et d'agrément et activités de soutien au transport	-0.031	0.037	-0.071	0.020
Services postaux	0.077	0.056	-0.115	0.020
Messageries et services de messagers	-0.126	0.043	-0.235	0.023
Entreposage	-0.121	0.048	-0.138	0.026
<i>Finance, Assurance et Immobilier</i>				
Autorités monétaires - banque centrale, intermédiation financière et activités connexes	-0.001	0.032	-0.070	0.015
Intermédiation de valeurs mobilières et de contrats de marchandises et autres activités connexes	-0.026	0.042	0.081	0.020
Sociétés d'assurance, fonds et instruments financiers	0.063	0.037	-0.015	0.016
<i>Autres Services</i>				
Services immobiliers	-0.018	0.037	-0.115	0.018
Services de location et de location à bail et propriétaires et bailleurs d'autres actifs non financiers	-0.178	0.037	-0.323	0.021
Services juridiques	-0.038	0.041	-0.004	0.019
Services de comptabilité	-0.068	0.041	-0.072	0.014
Services d'architecture, de génie et de design	0.011	0.032	-0.014	0.016
Conception de systèmes informatiques	0.018	0.032	0.077	0.016
Publicité et services connexes	-0.059	0.041	-0.087	0.023
Autres services professionnels	-0.107	0.041	-0.191	0.024
Services d'emploi	-0.114	0.034	-0.261	0.021
Services de soutien aux entreprises	-0.079	0.031	-0.231	0.019
Services de préparation de voyage	-0.191	0.049	-0.207	0.022
Services de sécurité	-0.123	0.039	-0.374	0.020
Services relatifs aux bâtiments et aux logements	-0.115	0.032	-0.271	0.018
Gestion d'entreprises et autres services administratifs	-0.041	0.045	-0.255	0.026
Services de gestion des déchets et d'assainissement	-0.054	0.049	-0.124	0.027
Écoles primaires et secondaires	0.119	0.030	-0.126	0.015
Collèges communautaires et cégeps	0.024	0.036	-0.041	0.018
Universités	-0.060	0.032	-0.154	0.016
Autres écoles et services de soutien à l'enseignement	0.041	0.039	-0.139	0.021
Services de soins ambulatoires	0.044	0.030	-0.080	0.015
Hôpitaux	0.056	0.030	-0.082	0.015
Établissements de soins infirmiers	-0.068	0.030	-0.279	0.016
Assistance sociale	-0.068	0.029	-0.263	0.015

TABLEAU 11 (suite)

Ecart de salaires estimés au degré d'agrégation 3, méthode des effets fixes, Canada, 1993-2004

	Coefficients de l'industrie			
	Méthodes des Effets Fixes		Méthode des Moindre Carrés Contraints	
Édition (sauf par Internet)	-0.106	0.038	-0.104	0.020
Industries du film et de l'enregistrement sonore	-0.096	0.044	-0.190	0.023
Édition, radiodiffusion et télédiffusion par Internet	0.061	0.035	0.011	0.016
Télécommunications	-0.002	0.077	-0.163	0.050
Fournisseurs de services Internet	0.020	0.050	-0.239	0.023
Autres services d'information	-0.231	0.041	-0.258	0.024
Arts d'interprétation, sport-spectacles et act. connexes	-0.078	0.040	-0.305	0.025
Établissements du patrimoine	-0.164	0.029	-0.303	0.016
Divertissement, loisirs et jeux de hasard et loteries	-0.180	0.029	-0.375	0.016
Services d'hébergement	-0.248	0.027	-0.455	0.014
Services de restauration et débits de boissons	-0.132	0.031	-0.169	0.016
Réparation et entretien	-0.147	0.035	-0.286	0.018
Services personnels et services de blanchissage	-0.078	0.032	-0.211	0.016
Organismes religieux, fondations, groupes de citoyens et organisations professionnelles et similaires	-0.049	0.043	-0.493	0.024
	WASD	0.104	0.160	
	R ²	0.429	0.587	
	Taille de l'échantillon	94 720	94 720	