

Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens

par

Omar Zakhilwal

N°156

11F0019MPF N°156

ISSN: 1200-5231

ISBN: 0-660-96431-7

Prix : 5 \$ le numéro, 25 \$ annuellement

Études de la Famille et du Marché du travail
24^{ième} étage, Immeuble R.H.Coats
Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-3692
Télécopieur (613) 951-5403

Décembre 2000

La présente étude est tirée de ma thèse de doctorat en cours d'élaboration. Je désire d'abord remercier mon directeur de thèse, le professeur Vivik Dehejia, de son aide et de son appui constants, puis Miles Corak à qui je dois la possibilité de consulter les fichiers confidentiels EDTR suivant les modalités relatives à une bourse de recherche de Statistique Canada. Je suis enfin redevable au D^r John Baldwin de m'avoir fourni certaines données essentielles et aux D^{rs} Wulong Gu et Ram Acharya de m'avoir livré d'utiles commentaires.

Les vues exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

<i>1. Introduction</i>	<i>1</i>
<i>2. Sources de données</i>	<i>1</i>
<i>3. Statistiques sommaires</i>	<i>2</i>
<i>4. Avantage salarial tenant à une instruction supérieure</i>	<i>3</i>
<i>5. Commerce, instruction et salaires</i>	<i>5</i>
<i>6. Conclusion</i>	<i>7</i>
<i>Références</i>	<i>9</i>

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Résumé

Notre propos est d'examiner à l'aide des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) l'évolution des salaires relatifs des travailleurs instruits et moins instruits dans la première partie de la décennie 1990. Nous nous attachons tout particulièrement au rôle du commerce international dans la détermination des différences salariales entre les travailleurs titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires et les autres. Nous montrons que, s'il n'y avait pas eu une croissance relativement supérieure de l'offre de main-d'œuvre plus instruite, l'écart salarial entre ces deux catégories de travailleurs aurait augmenté. Une fois pris en compte certains des facteurs qui influent le plus probablement sur les salaires réels, nous constatons que le commerce international a eu un effet positif appréciable sur les salaires tant des travailleurs instruits que des travailleurs moins instruits. Toutefois, l'incidence sur les premiers paraît quadruple environ, c'est-à-dire en gros semblable à celle de l'évolution technologique.

Classement JEL : F17, J31, O3

Mots clés : commerce international, rendement de l'éducation, différences salariales main-d'œuvre qualifiée-main-d'œuvre non qualifiée.

1. Introduction

Mon propos est d'examiner l'évolution des salaires relatifs des travailleurs instruits et moins instruits dans la première partie de la décennie 1990, plus particulièrement sous l'angle de l'incidence du commerce international. Je mets en parallèle les expériences respectives des travailleurs titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires et du reste des travailleurs. On s'accorde à dire aux États-Unis que le fossé entre ces deux catégories s'est creusé en faveur de la main-d'œuvre instruite dans les années 1980 et 1990, mais des différences d'opinions subsistent à ce sujet au Canada. Ainsi, si Baldwin et Rafiquzzaman (1998) indiquent un accroissement de l'écart salarial tenant à l'instruction, Freeman et Needels (1991) font valoir au contraire que l'augmentation est à peu près nulle et Murphy, Riddell et Romer (1998) fournissent des indications sur une diminution de l'avantage de l'instruction pendant la même période. Il reste que Freeman et Needels (1991) comme Murphy, Riddell et Romer (1998) conviennent que cet avantage se serait largement accru s'il n'y avait eu croissance supérieure de l'offre de main-d'œuvre plus instruite.

En fait, je suis en partie du même avis. Après correction en fonction des variations de l'offre de main-d'œuvre, l'écart salarial entre instruits et moins instruits paraît en réalité évoluer en hausse. Qui plus est, on ne saurait opposer la constatation d'une absence d'augmentation, voire d'une diminution de l'avantage salarial de l'instruction à l'hypothèse selon laquelle la libéralisation des échanges commerciaux a pour effet d'accentuer les inégalités salariales. Une simple explication est que l'incidence salariale négative de la croissance de l'offre de main-d'œuvre l'emporte sur l'incidence positive des variations de la demande à cause du commerce. Si on garde constants un certain nombre des facteurs qui influent le plus probablement sur les salaires réels, on constate que le commerce international a un effet positif de taille sur les salaires tant des travailleurs instruits que des travailleurs moins instruits, mais aussi que l'incidence sur les plus instruits est peut-être quadruple en gros, c'est-à-dire à peu près semblable à l'incidence de l'évolution technologique.

Voici comment se structure mon propos : à la section deux, je présente et examine les sources de données; à la section trois, je résume certaines statistiques clés et en fait une analyse descriptive; à la section quatre, je parle de l'existence et de la nature de l'avantage salarial que confère une instruction supérieure au Canada; enfin, à la section cinq, je soumetts à un examen économétrique le rapport entre cet avantage et le commerce international.

2. Sources de données

Les données viennent du fichier personnes de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). C'est une enquête longitudinale où Statistique Canada suit des particuliers et des familles dans tout le Canada, se renseignant sur leur activité (sur le marché du travail), leur revenu et leur situation familiale. Elle vise en outre à livrer des estimations transversales représentatives de la population. Aux fins de la présente analyse, j'exploite les données de la période 1993-1996 sur quelque 31 000 personnes âgées de 16 ans et plus.

Les données EDTR ont pour traits distinctifs l'obtention de renseignements sur une même personne dans le temps et la mesure des changements que vit l'intéressé dans ce laps de temps. En tenant compte de certains effets individuels et en décrivant l'évolution des enquêtés sur le

marché du travail, l'enquête rend possibles des analyses causales de l'évolution de la situation des Canadiens sur le plan de l'activité.

Je limite l'échantillon aux gens de 18 à 64 ans et exclus les travailleurs indépendants et bénévoles. Sont également écartés les travailleurs dont le taux salarial réel est de plus de 100 \$ ou de moins de 4 \$ l'heure en dollars de 1992, car il s'agit là de catégories extrêmes. Dans toute l'analyse, je me sers de données pondérées.

Les seules données sur les industries que livre l'EDTR sont des codes qui indiquent l'industrie d'emploi de chaque personne occupée. On n'y trouve pas de données de caractérisation en ce qui concerne notamment le degré d'ouverture au commerce international ou d'utilisation de la technologie. Ce sont pourtant des indications essentielles à l'examen des questions d'intérêt. Le fichier principal EDTR donne des codes industriels relativement fins — industries à trois chiffres de la Classification type des industries — et je relie donc des mesures d'ouverture au commerce et de recours à la technologie et des rapports capital-travail puisés à d'autres sources pour ce niveau de classification industrielle et par intervalles annuels.

Les données sur le commerce viennent de la Division du commerce international de Statistique Canada. Elles indiquent la valeur totale des exportations et des importations canadiennes au niveau à trois chiffres de la CTI. Toutefois, comme environ 80 % des exportations et 70 % des importations du Canada relèvent du commerce canado-américain, elles décrivent les échanges Canada-États-Unis dans une large mesure. Pour transformer cette mesure en une variable de l'ouverture au commerce, j'additionne les exportations et les importations de chaque industrie pour ensuite diviser cette somme par la production totale de l'industrie. Les données de production pour le niveau à trois chiffres de la CTI sont tirées de CANSIM. Comme on ne dispose pas de données commerciales sur toutes les branches d'activité, il faut réduire assez nettement la taille de l'échantillon et la ramener de plus de 80 000 années-personnes à 19 040.

Les données sur la technologie et les rapports capital-travail proviennent des fichiers que tient la Division des études de l'analyse micro-économique de Statistique Canada. Elles renseignent sur l'utilisation de 22 technologies par les établissements du secteur de la fabrication. De plus, j'ai extrait des fichiers de données de l'Enquête sur la population active (EPA) les variables de l'offre de main-d'œuvre et du taux de chômage par catégorie de travailleurs. J'ai fusionné ces données et celles de l'échantillon EDTR selon l'année, le sexe, l'âge et les groupes d'instruction.

3. Statistiques sommaires

Le tableau 1 présente des statistiques sommaires sur certaines des grandes variables de l'échantillon. Il indique que les salaires réels (en dollars constants de 1992) ont décliné tant chez les travailleurs instruits que chez les travailleurs moins instruits pendant les quatre années visées. Un fait encore plus digne de mention est que les salaires relatifs de la main-d'œuvre instruite par rapport à ceux de la main-d'œuvre moins instruite ont diminué d'environ quatre points de 1993 à 1996. À la section 4, je soutiens que les valeurs mentionnées ici se trouveront à sous-estimer le niveau effectif des salaires relatifs si on tient compte pour la période en question de l'augmentation de l'offre relative et de la diminution du taux de chômage relatif de la main-d'œuvre instruite.

Les données sur les « années de scolarité » révèlent que, de 1993 à 1996, la moyenne des années de scolarité tant des travailleurs instruits que des travailleurs moins instruits est demeurée essentiellement la même. Cette constance se retrouve dans les valeurs de longueur d'expérience

en années des deux catégories, puisque le nombre possible d'années d'expérience se définit comme l'âge moins six ans moins les années de scolarité. La durée d'occupation d'un emploi a décliné assez considérablement dans les deux catégories, et plus particulièrement dans la main-d'œuvre instruite.

Il importe de noter à propos de l'offre et du chômage relatifs de la main-d'œuvre instruite et de la main-d'œuvre moins instruite que l'offre est en hausse et le chômage, en baisse. Dans un simple diagramme offre-demande, l'offre en hausse pousse en baisse les salaires relatifs de la main-d'œuvre instruite et le chômage en baisse semble indiquer que le peu de fermeté de la demande de main-d'œuvre moins instruite correspond à une adaptation de quantité (hausse du chômage) plutôt que de prix (baisse des salaires). L'un et l'autre de ces facteurs impliquent que le taux salarial réel relatif des travailleurs instruits aurait été bien plus élevé s'ils avaient été absents. À la section quatre, je dégage le salaire relatif des instruits et des moins instruits en cas d'absence des deux facteurs en question.

4. Avantage salarial tenant à une instruction supérieure

Pour voir comment les écarts salariaux tenant à l'instruction ont évolué pendant la période visée par l'EDTR, je calcule l'avantage salarial qui va à la main-d'œuvre instruite chaque année¹. Le tableau 2 décrit l'avantage de l'instruction d'abord pour l'ensemble des travailleurs et ensuite selon le sexe et l'âge (tranches 18-34, 35-44 et 45-64 ans). Les résultats sont inégaux. Dans l'ensemble, l'avantage salarial a un peu baissé de 0,25 %, mais derrière cette constatation générale, on peut voir ce même avantage diminuer de 2 % chez les femmes et de plus de 10 % dans la tranche d'âge supérieure et augmenter de 2 % chez les hommes et de plus de 7 % dans la tranche 18-24 ans. En fait, les hommes et les jeunes sont probablement plus exposés à la concurrence internationale à cause du commerce.

On a dit que les deux grandes raisons pour lesquelles l'avantage salarial d'une instruction supérieure s'est moins accru au Canada qu'aux États-Unis sont une croissance relative supérieure de la main-d'œuvre instruite et une plus grande influence des syndicats canadiens dans la fixation des salaires (Freeman et Needels, 1991; Murphy, Riddell et Romer, 1998). Le tableau 3 indique qu'il y a bel et bien eu une progression marquée de l'offre relative de main-d'œuvre instruite de 1993 à 1996. L'augmentation en pourcentage a été globalement de 19 %.

Murphy, Riddell et Romer (1998) évaluent à environ 0,75 l'élasticité salaires de l'offre relative de main-d'œuvre instruite au Canada. En d'autres termes, tous les autres facteurs étant fixes, on constate que, si cette offre relative augmente de 1 %, le taux salarial relatif de la main-d'œuvre instruite diminue d'environ 0,75 %. À l'aide de cette mesure, je calcule au tableau 4 les valeurs retranchées de l'avantage salarial de l'instruction par la croissance de l'offre relative de main-d'œuvre². J'ajoute ensuite ces chiffres aux valeurs correspondantes de l'avantage de l'instruction au tableau 2 pour dresser le tableau 5 décrivant ce qu'aurait été cet avantage s'il n'y avait pas eu croissance de l'offre relative de main-d'œuvre instruite.

¹ L'avantage salarial (en pourcentage) pour les travailleurs du type i par rapport aux travailleurs du type j l'année t se calcule ainsi :

$$\frac{\text{ salaire}_t^i - \text{ salaire}_t^j}{\text{ salaire}_t^j} * 100, \text{ où } \text{ salaire}_t^i \text{ est le salaire réel des travailleurs du type i l'année t.}$$

² Ainsi, de 1993 à 1994, l'offre relative de main-d'œuvre instruite dans l'ensemble s'est accrue d'environ 10 % $((0,855-0,777)/0,777)*100$. Si on multiplie cette valeur par 0,75, on obtient une valeur de 7,53 retranchée de l'avantage de l'instruction du fait de la croissance de l'offre relative de main-d'œuvre.

Du tableau 5, il ressort que, sauf pour les travailleurs de 45 ans et plus, l'avantage salarial tenant à l'instruction ou à la compétence s'est accru de 1993 à 1996 tant pour l'ensemble des travailleurs que pour les diverses catégories de main-d'œuvre. Lorsqu'on regarde ce tableau, quelques observations s'imposent. D'abord, l'avantage de la compétence est plus important chez les hommes que chez les femmes (3,1 % contre 1,4 %). Les secteurs exposés à la libéralisation des échanges sont dominés par les hommes. Si cette libéralisation contribue bel et bien à l'augmentation de l'avantage de l'instruction, on se trouve dans la bonne direction.

En second lieu, le taux d'accroissement de l'avantage de la compétence diminue avec l'âge, passant de 10,2 % dans la tranche inférieure à 3,1 % dans la tranche intermédiaire et à -7,8 % dans la tranche supérieure, ce qui est sans doute dû à un des deux phénomènes suivants : (1) ce sont les groupes d'instruction plus récents qui font monter cet avantage, et la main-d'œuvre instruite plus âgée n'en profite pas; (2) les travailleurs moins instruits d'un âge supérieur sont plus protégés par leur expérience et leur ancienneté contre une baisse des salaires relatifs que les travailleurs plus jeunes de la même catégorie. Si on regarde l'avantage décroissant des travailleurs de 45 ans et plus, on peut même penser que, chez ces derniers, l'expérience professionnelle est de plus en plus reconnue par rapport à l'instruction.

Voyons maintenant la seconde raison pour laquelle l'avantage de l'instruction augmente relativement moins au Canada, c'est-à-dire l'incidence de la syndicalisation sur les salaires des travailleurs moins instruits. Je mesure à cette fin l'avantage salarial des travailleurs non syndiqués pour ensuite soustraire des mesures semblables pour l'ensemble des travailleurs au tableau 2. Le tableau 6 présente les résultats de ce calcul et indique que l'avantage salarial qui distingue les travailleurs syndiqués des travailleurs non syndiqués a décliné. La présence de syndicats n'a pas pour effet de réduire les salaires de la main-d'œuvre instruite, mais plutôt de faire monter ceux de la main-d'œuvre moins instruite.

Le tableau 6 révèle que la syndicalisation rétrécit assez nettement l'écart salarial entre la main-d'œuvre qualifiée et la main-d'œuvre moins qualifiée, mais sans livrer d'indices pouvant nous porter à croire qu'elle contribue aussi à restreindre l'accroissement de l'avantage de l'instruction. Si tel était le cas, les valeurs relevées pour chaque catégorie augmenteraient dans le temps, et ce n'est pas ce qu'on observe. Le résultat concorde avec les constatations de Freeman et Needels (1991) dans leur examen des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs pour 1976, 1980, 1987 et 1988 et du Recensement de la population pour 1971, 1981 et 1986.

On peut également soutenir que les variations de l'avantage dont fait état le tableau 5 sous-estiment toute évolution du marché qui joue contre les moins instruits là où la conjoncture du marché qui change vient modifier tant le degré d'utilisation que les taux de salaire de la main-d'œuvre moins instruite (Freeman et Needels, 1991). On peut plus précisément se demander si les augmentations relativement moindres de ce même avantage au Canada ont eu pour contreparties une différence moindre d'utilisation de la main-d'œuvre moins instruite par rapport à la main-d'œuvre instruite. Pour répondre à la question, le tableau 7 indique les pourcentages de l'excédent des taux de chômage de la main-d'œuvre moins instruite sur ceux de la main-d'œuvre instruite.

Selon ces données, les perspectives relatives d'emploi des travailleurs moins instruits se sont assombries de 1993 à 1996. Il convient de noter que la montée des taux relatifs de chômage des hommes et des plus jeunes dans la main-d'œuvre moins instruite a été plus considérable : 17,2 % pour les hommes, 29,9 % et 13,3 % pour les tranches d'âge 18-24 ans et 25-44 ans. Comme nous l'avons dit, ce sont les catégories de travailleurs qui sont relativement moins exposées aux

instabilités créées par la libéralisation des échanges. Les données du tableau 7 vont dans le sens de l'hypothèse selon laquelle le Canada a réagi à un marché du travail qui se détériorait pour la main-d'œuvre moins instruite par une adaptation de quantité relativement supérieure à une adaptation des salaires. Si l'adaptation de prix avait été la seule source de changement, l'avantage salarial que décrivent les tableaux 2 et 5 aurait été bien plus grand (Freeman et Needels, 1991).

L'augmentation des différences salariales aux tableaux 2 à 5 pourrait être attribuable soit à une variation négative de l'offre relative, soit à une variation positive de la demande relative de main-d'œuvre qualifiée, soit à une combinaison de ces deux facteurs. Pendant la période visée, ces différences se sont accentuées et l'offre relative a été en variation positive, d'où la conclusion que l'écart salarial aurait plus amplement varié s'il n'y avait pas eu variation de l'offre relative.

On a l'impression que l'accroissement des différences salariales entre groupes d'instruction découle probablement d'une variation positive de la demande relative, ce dont témoigne plus particulièrement la part croissante de l'emploi total (ensemble des travailleurs des deux sexes et de toutes les tranches d'âge) que détient la main-d'œuvre instruite selon le tableau 8. L'intensité du commerce est un des facteurs susceptibles d'infléchir la demande relative en faveur des travailleurs instruits.

5. Commerce, instruction et salaires

On n'a guère consacré de recherches aux variations de l'avantage salarial de l'instruction ou de la compétence au Canada. Dans les études spécialisées, on convient qu'il y a eu variation positive de la demande relative de main-d'œuvre qualifiée ou instruite (Gera, Gu et Lin, 1999). On s'entend cependant moins sur la nature des facteurs à l'origine de cette évolution favorable. Les deux explications que l'on donne le plus sont celles de la libéralisation des échanges et d'une évolution technologique favorisant la main-d'œuvre qualifiée, ce dernier facteur étant plus souvent évoqué que le premier. Pour étudier les contributions respectives qu'apportent le commerce et la technologie à l'évolution de l'écart salarial main-d'œuvre qualifiée-main-d'œuvre non qualifiée, nous procédons à une régression semi-logarithmique à plusieurs variables :

$$\begin{aligned}
 W_i^t = & \alpha_1 + \beta_1(TRADE_j^t) + \beta_2(E * TRADE_j^t) + \pi_1(TECH_j) + \pi_2(E * TECH_j) \\
 & + \eta(CAPITAL_j^t) + \theta(LS_k^t) + \mu(UNEMP_k^t) + \rho(TENURE_i^t) + \sigma(TENURE_i^t)^2 \\
 & + \psi(EXP_i^t) + \xi(EXP_i^t)^2 + \delta(FT_i^t) + \nu(SEX_i) + \phi(UNION_i^t) + \tau_1(Y1994) \\
 & + \tau_2(Y1995) + \tau_3(Y1996)
 \end{aligned} \tag{1}$$

où W_i^t est le logarithme du salaire réel pour le travailleur i au moment t et E une variable fictive qui prend la valeur 1 si l'intéressé est titulaire d'un grade, certificat ou autre diplôme d'études postsecondaires (l'éventail va du diplôme d'études collégiales au doctorat) et la valeur 0 dans les autres cas (l'intéressé n'a pas de titres scolaires supérieurs au diplôme d'études secondaires). Comme les travailleurs moins instruits constituent le groupe de référence, les coefficients de E et de toute variable continue en interaction avec E mesurent l'effet différenciateur de l'appartenance à la main-d'œuvre instruite par rapport à la main-d'œuvre moins instruite. $TRADE_j$ est la variable représentant l'intensité du commerce selon les industries à trois chiffres de la CTI (l'indice j représente les industries); elle correspond aux exportations totales augmentées des importations totales, valeur divisée par la production totale par industrie. $E * TRADE_j$ est $TRADE_j$ en interaction avec E . $TECH_j$ est une variable de la technologie pour

l'industrie j . C'est une variable fictive qui prend la valeur 1 pour les industries utilisatrices de technologie et la valeur 0 dans les autres cas. $CAPITAL_j^t$ désigne le degré d'utilisation de capital matériel dans l'industrie j au moment t .

La variable de l'utilisation de la technologie attribue la valeur 1 aux industries affichant un pourcentage au-dessus de la moyenne d'usines utilisatrices d'au moins une technologie et la valeur 0 dans les autres cas. Ceci correspond aussi, observation par observation, à une variable fictive qui prend la valeur 1 pour les industries utilisatrices d'une ou l'autre des quatre premiers des six groupes de technologies suivants : conception et ingénierie, fabrication et montage, manutention automatisée des matériaux, inspection et communications, systèmes d'information de fabrication, intégration et contrôle³. Donc, la variable de la technologie peut prendre l'une ou l'autre des définitions ci-dessus. LS_k^t est l'effectif total (en milliers) des catégories de travailleurs possédant les caractéristiques k au moment t . Elle remplace la variable de l'offre de main-d'œuvre. $UNEMP_k^t$ est le taux de chômage dans l'économie des catégories de travailleurs possédant les caractéristiques k au moment t . $TENURE_i^t$ est la durée (en mois) d'occupation d'un emploi par la personne i au moment t . EXP_i^t est l'expérience professionnelle (en années) au moment t . FT_i^t et $UNION_i^t$ sont des variables fictives qui prennent respectivement la valeur 1 si la personne i travaille à plein temps ou est syndiquée dans l'année t et la valeur 0 dans les autres cas. De même, SEX_i prend la valeur 1 si la personne est un homme et la valeur 0 dans les autres cas. $Y1994$ - $Y1996$ sont des variables fictives qui, pour chaque année, appréhendent les effets tendanciels (ou cycliques).

Le tableau 9 présente les résultats de la régression par les moindres carrés. La variable $CAPITAL$ n'est pas incluse dans les modèles décrits aux deux premières colonnes, mais elle l'est dans les deux autres. On ne disposait pas de données relatives à cette variable pour 1996, aussi les régressions qui l'englobent portent-elles sur moins d'observations.

Les coefficients de $TRADE$ et de $E*TRADE$ sont positifs dans les quatre régressions et aux deux tableaux, d'où l'implication que le commerce a eu un effet positif sur les salaires réels dans l'ensemble. La raison en est peut-être que le commerce exerce des pressions sur les industries intérieures pour qu'elles gagnent en compétitivité et donc en productivité, ce qui vient améliorer la productivité marginale du travail. Ajoutons que les coefficients significativement positifs de $E*TRADE$ corroborent l'hypothèse selon laquelle le commerce accroît l'écart salarial entre les groupes d'instruction. Selon les résultats du tableau 9, une augmentation de 1 % du rapport commerce-production creusera le fossé entre les salaires des plus instruits et des moins instruits dans une proportion de 2 % à 3 %. Il importe cependant de noter que l'accroissement des différences salariales entre les deux catégories ne joue pas au détriment de la main-d'œuvre moins instruite, car les deux groupes d'instruction profitent du commerce. Il reste que, en valeur relative, les travailleurs instruits en bénéficient davantage.

Comme on pouvait le prévoir, les coefficients des variables de la technologie ($TECH1$ et $ETECH1$ respectivement) sont plutôt appréciables pour les deux groupes d'instruction et l'incidence est trois à quatre fois plus grande sur les plus instruits que sur les moins instruits⁴.

³ On trouvera plus de détails dans Baldwin et Rafiqzaman (1998) sur les types de technologies qui appartiennent à ces six catégories : conception et ingénierie, fabrication et montage, manutention automatisée des matériaux, inspection et communications, systèmes d'information de fabrication, intégration et contrôle.

⁴ On notera que les coefficients de $TECH1$ et d' $ETECH1$ à la colonne (1) du tableau 9 sont respectivement de 0,05 et 0,12. Ainsi, l'effet de la technologie sur les salaires des plus instruits est $0,12+0,05$ et sur les moins instruits, 0,05 (les moins instruits représentant le groupe de référence). Ainsi, le degré d'incidence de la technologie sur les salaires relatifs des plus instruits se calcule comme $(0,12+0,05)/0,05=3,4$.

L'ordre de grandeur de l'incidence du commerce sur les salaires des plus instruits par rapport aux moins instruits est à peu près semblable. Ce résultat concorde avec les constatations de Baldwin et Rafiquzzaman (1998), mais diverge nettement de celles de Gera, Gu et Lin (1999) qui concluent à un effet sur les salaires relatifs bien plus favorable pour la technologie que pour le commerce.

Gera, Gu et Lin (1999) ont réuni des données qui tendent nettement à démontrer que les technologies de pointe favorisent la main-d'œuvre qualifiée et concluent donc que l'évolution technologique qui privilégie les compétences est le principal facteur d'évolution positive de la demande relative de main-d'œuvre qualifiée. De même, Baldwin et Rafiquzzaman (1998) voient tant dans les salaires que dans les technologies des facteurs qui contribuent au phénomène d'une plus grande différenciation salariale. Ils s'expriment ainsi :

« Au cours des vingt dernières années, l'inégalité salariale s'est accentuée, tant aux États-Unis qu'au Canada. Dans le débat portant sur les causes de ce phénomène, on a surtout cherché à savoir si la responsabilité revenait aux tendances commerciales ou à l'évolution technologique... de bonnes raisons théoriques donnent à penser que le commerce et la technologie vont de pair. »

Les coefficients de toutes les autres variables à l'exception de celle de l'offre de main-d'œuvre ont la direction prévue dans toutes les régressions. Si on regarde le tableau 9, on peut les interpréter de la manière suivante : tous les autres facteurs étant constants, une année supplémentaire d'expérience élève d'environ 2 % le salaire réel de tous les travailleurs; si on ajoute un mois à la durée d'occupation des emplois, on fait monter le salaire réel de 0,28 %; un emploi à plein temps commande un salaire horaire de 11 % supérieur à celui d'un emploi comparable à temps partiel; le salaire des hommes dépasse en moyenne de 27 % celui des femmes; une augmentation de 1 % du taux de chômage national réduit les taux salariaux réels de 2,3 %; les emplois en milieu syndicalisé payent 12 % de plus que les emplois en milieu non syndicalisé; comme prévu, le coefficient de l'utilisation de capital est positif.

Ce qui intrigue cependant, c'est le coefficient positif de l'offre de main-d'œuvre, puisqu'une augmentation de 1 million de travailleurs de l'offre de main-d'œuvre élève les salaires réels d'environ 2 %. Si on analyse séparément les catégories des instruits et des moins instruits — dans des régressions non présentées ici —, l'effet positif de l'offre de main-d'œuvre sur les salaires réels des travailleurs instruits excède 6,5 fois environ celui qui caractérise la main-d'œuvre moins instruite, ce qui démontre peut-être l'existence d'un effet externe positif du type Lucas qui tient à la taille de la main-d'œuvre qualifiée⁵. Il reste que le coefficient positif de la variable de l'offre de main-d'œuvre moins instruite est étrange.

6. Conclusion

Nous avons étudié l'évolution des taux salariaux relatifs des travailleurs instruits et moins instruits pendant la première moitié des années 1990 en nous attachant au rôle du commerce international sur ce plan. Si le fossé salarial s'est creusé entre ces deux groupes d'instruction, le phénomène est caractéristique des travailleurs des industries qui sont plus probablement exposées à la concurrence internationale qu'engendre le commerce.

⁵ Lucas (1988) fait voir que la main-d'œuvre instruite (ou qualifiée) est plus productive si elle est plus nombreuse, et ce, à cause d'un effet externe positif par des gains d'interaction des compétences (capital humain) et, par conséquent, par des gains de productivité et de salaires.

L'écart salarial aurait été bien plus grand s'il n'y avait pas eu augmentation de l'offre relative de main-d'œuvre instruite ni adaptation de quantité (accroissement du chômage relatif de la main-d'œuvre moins instruite) au lieu d'une adaptation de prix (évolution des salaires). Le commerce contribue largement à l'accroissement de l'avantage salarial que procure l'instruction, son incidence étant aussi marquée que celle de l'évolution technologique.

Souvent, on dit du commerce avec les pays en développement qu'il influence le marché du travail des pays industrialisés, et plus particulièrement les salaires relatifs des plus et des moins instruits, situation où la main-d'œuvre moins instruite a le plus à perdre en valeur tant absolue que relative. Les résultats de notre étude remettent cependant ces idées reçues en question. Notre analyse fondée sur des données qui décrivent surtout les courants commerciaux canado-américains semble indiquer que la multiplication des échanges est une cause possible de la plus grande différenciation salariale entre main-d'œuvre instruite et main-d'œuvre moins instruite. Le commerce international n'est pas nécessairement préjudiciable aux travailleurs moins instruits. Les salaires réels et des travailleurs instruits et des travailleurs moins instruits s'élèvent à la faveur d'une plus ample libéralisation des échanges, mais les plus instruits en profitent relativement plus que les moins instruits.

Références

- Acemoglu, D. (1998). *Changes in unemployment and wage inequality: an alternative theory and some evidence*, document de NBER N° 6658.
- Baldwin, J. R. et M. Rafiqzaman. (1998). *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien*. Documents de recherche N° 98, Direction des études analytique, Statistique Canada.
- _____, T. Gray et J. Johnson. (1997). *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* Documents de recherche N° 92, Direction des études analytique, Statistique Canada.
- Berman, E., J. Bound et Z. Griliches. (1994). Changes in the demand for skilled labour within U.S. manufacturing industries: evidence from the annual survey of manufacturing, *Quarterly Journal of Economics*, 109: 367-97.
- Bhagwati, J. (1995). Trade and wages: a malign relationship? Memo. Document non publié.
- _____. (1959). Protection, real wages and real incomes, *Economic Journal*, 69: 733-48.
- _____ et V. H. Dehejia. (1994). Free trade and wages of the unskilled - is Marx striking again? Dans Bhagwati, J. et Kusters, M.H. (dir.), *Trade and wages: Leveling wages down?*, Washington, D.C.: AEI Press : 36-75.
- Bound, J. et G. Johnson. (1992). Changes in the structure of wages during the 1980s: an evaluation of alternative explanation, *American Economic Review*, 82: 371-92.
- Borjas, G. J., R. B. Freeman et L. F. Katz. (1992). On the labour market effects of immigration and trade. Dans G. B. Borjas et R. B. Freeman (dir.), *The Economic Effects of Immigration in Source and Receiving Countries*, Chicago University Press: Chicago, Illinois.
- _____ et V. Ramey. (1994). Time-series evidence on the sources of wage inequality, *American Economic Review*, 84: 11-16..
- Deardroff, A.V. et D.S. Hakura. (1994). Trade and Wages - What are the questions? Dans Bhagwati, J. et M.H. Kusters (dir.), *Trade and wages: Leveling wages down?*, Washington, D.C. AEI Press: 76-107.
- Findlay R. et H. Kierzkowski. (1983). International trade and human capital: a simple general equilibrium mode, *Journal of Political Economy*, 91:957-978.
- _____ (1995). Wage dispersion, international trade and the services sector. Dans Findlay, R. (dir.), *Factor proportions, trade and growth*, MIT Press: 28-40.
- Francois, J. F. et D. Nelson. (1998). Trade, technology, and wages: general equilibrium mechanics, *The Economic Journal*, 108: 1483-1499.

- Freeman, R. et K. Needels. (1991). *Skill differentials in Canada in an era of rising labor market inequality*, document de NBER N° 3827.
- Freeman, R. B. (1995). Are your wages set in Beijing? *Journal of Economic Perspectives*, 9: 15-32.
- Galbraith J. K. et P. D. P. Calmon. (1996). Wage change and trade performance in US manufacturing industries, *Cambridge Journal of Economics*, 20: 433-450.
- Gera, S., W. Gu et Z. Lin (1999). *Technology and the demand for skills: an industry-level Analysis*. Document non publié.
- Greene, W. H. (1997). *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, N.J., Prentice Hall.
- Grossman, G.M. et E. Helpman. (1995). Technology and trade. Dans Grossman, G.M. et K. Rogoff. (dir.), *Handbook of International trade*, vol. III: 1279-1337.
- Harrigan, J. (1998). *International trade and American wages in general equilibrium: 1967-1995*, document de NBER N° 6609.
- Hausman, J. A. et W. E. Taylor. (1981). Panel data and unobservable individual effects, *Econometrica*, 49: 1377-1398.
- Johnston, J. et J. DiNardo. (1997). *Econometric Methods*, 4^{ième} éd. The McGraw-Hill Companies, Inc.
- Katz, L. et K. M. Murphy. (1992). Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors, *Quarterly Journal of Economics*, 107: 35-78.
- Lang, K. (1998). The effect of trade liberalization on wages and employment: the case of New-Zealand, *Journal of Labour Economics*, 16: 792-814
- Lawrence, R. et M. Salughter. (1993). *International trade and American wages in the 1980s: Giant sucking sound or small hiccup?* Brookings Papers on Economic Activity: Macroeconomics 2: 161-226.
- Leamer, E. (1993). *Wage effects of a U.S.-Mexican free trade agreement*. Dans P.M. Garber (dir.), *The Mexico-U.S. free trade agreement*, Cambridge and London: MIT Press: 57-127.
- _____ (1995). International trade theory: the evidence. Dans Grossman, G.M. et Rogoff, K. (dir.), *Handbook of International trade*, vol. III: 1339-94.
- Lucas, R. E. (1993). Making a miracle, *Econometrica*, 61: 251-272.
- _____ (1988). On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- McPherson, D. A. et J. B. Stewart. (1990). The effect of international competition on union and nonunion wages, *Industrial and Labor Relations Review*, 43: 435-46.

- Matyas, L. et P. Sevestre. (1996). *The Econometrics of Panel Data: A handbook of the theory with applications*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Morissette, R. (1995). *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* Documents de Recherche N° 80, Direction des études analytique, Statistique Canada.
- Murphy, K., Riddell, W. et P. Romer. (1998). *Wages, skill and technology in the United States and Canada*, document de NBER N° 6638.
- Murphy, K.M et F. Welch. (1991). 'The Role of International Trade in Wage Differentials'. Dans Kosters, M.H., (dir.) *Workers and their wages: Changing patterns in the United States*. AEI Studies, N° 520, Washington, D.C.:AEI Press, pages 39-69.
- Nye, W. W. (1996). Firm-specific learning-by-doing in semiconductor production: some evidence from the 1986 trade agreement, *Review of Industrial Organization*, 11: 383-394.
- OECD. (1997). Trade, earnings and employment: assessing the impact of trade with emerging economics on OECD labour markets, *Employment Outlook*, OECD.
- Ravenga, A. L. (1992). Exporting jobs? The impact of import competition on employment and wage in U.S. manufacturing, *Quarterly Journal of Economics*, 107: 255-84.
- _____ (1997). Employment and wage effects of trade liberalization: the case of Mexican manufacturing, *Journal of Labor Economics*, 15: S20-S43.
- Saeger, S. (1997). Globalisation and deindustrialisation: myth and reality in the OECD, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133: 579-608.
- Slaughter, M. J. (1998). International trade and labour-market outcomes: results, questions and policy, *The Economic Journal*, 108: 1452-1462.
- Wood, A. (1998). Globalisation and the rise in labour market inequalities, *The Economic Journal*, 108: 1463-82.
- _____ (1995). How trade hurt unskilled workers, *Journal of Economic Perspectives*, Summer: 57-80.

Tableau 1 : Statistiques descriptives de la main-d'œuvre instruite et moins instruite

Variables		1993	1994	1995	1996
Taux salarial réel	<input type="checkbox"/> instruits	19,13 (0,18)	18,72 (0,17)	18,46 (0,18)	18,26 (0,12)
	<input type="checkbox"/> moins instruits	12,25 (0,05)	12,11 (0,05)	12,05 (0,05)	12,01 (0,04)
	instruits/moins instruits	1,561	1,546	1,532	1,521
Années de scolarité	<input type="checkbox"/> instruits	17,5 (0,05)	17,5 (0,04)	17,6 (0,04)	17,6 (0,03)
	<input type="checkbox"/> moins instruits	12,1 (0,02)	12,3 (0,02)	12,4 (0,02)	12,6 (0,02)
	instruits/moins instruits	1,43	1,42	1,41	1,40
Années d'expérience	<input type="checkbox"/> instruits	13,3 (0,23)	12,7 (0,23)	12,8 (0,23)	12,5 (0,141)
	<input type="checkbox"/> moins instruits	12,6 (0,09)	12,3 (0,10)	12,3 (0,23)	12,5 (0,06)
	instruits/moins instruits	1,06	1,03	1,04	1,00
Durée d'occupation des emplois (nombre d'années)	<input type="checkbox"/> instruits	9,8 (0,82)	8,3 (2,08)	7,63 (2,06)	7,0 (1,28)
	<input type="checkbox"/> moins instruits	6,8 (0,82)	6,0 (0,79)	5,65 (0,79)	5,5 (0,52)
	instruits/moins instruits	1,44	1,38	1,35	1,26
Offre de main-d'œuvre (milliers de travailleurs)	<input type="checkbox"/> instruits	6 400 (12,33)	6 800 (12,79)	7 100 (13,32)	7 300 (8,59)
	<input type="checkbox"/> moins instruits	8 200 (6,88)	8 000 (7,29)	7 900 (7,90)	7 900 (5,40)
	instruits/moins instruits	0,78	0,86	0,90	0,93
Taux de chômage (pourcentage)	<input type="checkbox"/> instruits	8,1 (0,04)	7,6 (0,03)	6,8 (0,03)	7,1 (0,02)
	<input type="checkbox"/> moins instruits	13,7 (0,03)	12,8 (0,03)	11,9 (0,03)	12,5 (0,02)
	instruits/moins instruits	0,59	0,60	0,57	0,57
Rapport effectifs à plein temps- effectifs à temps partiel		4,0	4,0	3,7	3,3
Taux de syndicalisation (pourcentage)	<input type="checkbox"/> instruits	46,0	45,0	43,0	40,0
	<input type="checkbox"/> moins instruits	30,0	28,0	28,0	27,0
	instruits/moins instruits	1,5	1,6	1,5	1,5
Nombre d'observations	Ensemble	16734	16977	15982	36 297
	<input type="checkbox"/> hommes	8749	8853	8196	18522
	<input type="checkbox"/> femmes	7985	8124	7786	18270
	<input type="checkbox"/> instruits	2262	2391	2327	5686
	<input type="checkbox"/> moins instruits	14472	14586	13655	30611

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Source : Calcul de l'auteur après pondération à partir des données EDTR.

Tableau 2 : Avantage de l'instruction (pourcentage)

	Ensemble des travailleurs	Hommes	Femmes	18-24 ans	25-44 ans	45 ans et plus
1993	51,2	47,4	57,1	42,8	44,3	59,6
1994	47,2	43,6	52,8	36,2	43,4	59,6
1995	51,7	50,6	54,0	46,9	47,0	53,8
1996	51,0	49,9	55,1	49,9	45,5	49,3
Variation en pourcentage 1996-1993	-0,25	1,57	-2,0	7,1	1,288	-10,3

Source : Calcul de l'auteur à partir des données EDTR.

Tableau 3 : Offre relative de main-d'œuvre instruite

	Ensemble des travailleurs	Hommes	Femmes	18-24 ans	25-44 ans	45 ans et plus
1993	0,78	0,76	0,80	0,32	1,02	0,73
1994	0,86	0,83	0,89	0,32	1,12	0,85
1995	0,90	0,87	0,94	0,34	1,18	0,89
1996	0,93	0,88	0,98	0,35	1,21	0,92
Variation en pourcentage 1996-1993	19,0	16,0	22,7	9,1	18,6	24,8

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de l'Enquête sur la population active.

Tableau 4 : Avantage salarial retranché par la croissance de l'offre relative de main-d'œuvre (pourcentage)

	Ensemble des travailleurs	Hommes	Femmes	18-24 ans	25-44 ans	45 ans et plus
1994	7,5	6,7	8,6	1,0	7,2	11,9
1995	3,6	3,4	3,9	2,4	4,2	3,2
1996	2,4	1,5	3,4	3,1	1,9	2,5

Source : Calcul de l'auteur à partir du tableau 3 et de la mesure de l'élasticité de l'offre relative de travail des travailleurs instruits de 0,75 évaluée par Murphy, Riddell et Romer (1998).

Tableau 5 : Avantage salarial corrigé en fonction de la croissance de l'offre relative de main-d'œuvre (pourcentage)

	Ensemble des travailleurs	Hommes	Femmes	18-24 ans	25-44 ans	45 ans et plus
1993	51,2	47,4	57,1	42,8	44,3	59,6
1994	54,7	50,3	61,4	37,3	50,6	71,5
1995	55,3	53,9	57,9	49,3	51,2	57,0
1996	53,3	50,5	58,5	52,9	47,3	51,8
Variation en pourcentage 1996-1993	2,1	3,1	1,4	10,2	3,1	-7,8

Source : Calcul de l'auteur à partir des données des tableaux 2 et 4.

Tableau 6 : Avantage salarial retranché par la syndicalisation (pourcentage)

	Ensemble des travailleurs	Hommes	Femmes	18-24 ans	25-44 ans	45 ans et plus
1993	31,6	33,9	13,6	10,5	22,4	33,4
1994	27,4	35,7	5,0	6,0	19,3	36,3
1995	32,7	40,6	7,2	5,8	26,3	27,4
1996	28,8	36,2	7,3	3,0	25,5	15,0

Source : Calcul de l'auteur à partir des données EDTR.

Tableau 7 : Pourcentages de l'excédent du taux de chômage de la main-d'œuvre moins instruite sur celui de la main-d'œuvre instruite

	Ensemble des travailleurs	Hommes	Femmes	18-24 ans	25-44 ans	45 ans et plus
1993	86,5	85,4	85,7	68,9	90,9	67,4
1994	84,9	85,2	85,8	87,5	90,6	53,7
1995	94,5	99,5	87,8	95,4	103	54,4
1996	90,5	100	78,3	89,5	103	50,4
Variation en pourcentage 1996-1993	4,7	17,2	-8,7	30,0	13,3	-25,1

Source : Calcul de l'auteur à partir des données des enquêtes EPA et EDTR.

Tableau 8 : Part de l'emploi total que détient la main-d'œuvre qualifiée (instruite)

	Ensemble des travailleurs	Hommes	Femmes	18-24 ans	25-44 ans	45 ans et plus
1993	0,45	0,45	0,46	0,26	0,52	0,43
1994	0,48	0,47	0,48	0,26	0,54	0,47
1995	0,49	0,48	0,50	0,27	0,55	0,48
1996	0,49	0,48	0,51	0,27	0,56	0,48
Variation en pourcentage 1996-1993	9,1	8,0	10,5	6,2	8,1	11,8

Source : Calcul de l'auteur à partir des données de l'Enquête sur la population active.

Tableau 9 : Résultats de la régression (1) selon la technologie figurant comme premier type

	(1) Estimations par les moindres carrés ordinaires	(2) Estimations de maximum de vraisemblance	(3) Estimations par les moindres carrés ordinaires	(4) Estimations de maximum de vraisemblance
Valeur à l'origine	2,02 (98,9)	2,056 (98,3)	1,99 (73,7)	2,03 (73,4)
TRADE	0,00775 (5,71)	0,00979 (5,44)	0,00446 (2,29)	0,00544 (2,07)
ETRADE	0,0305 (8,24)	0,0226 (6,68)	0,0276 (5,77)	0,0202 (4,61)
TECH1	0,0535 (6,51)	0,0647 (5,83)	0,0599 (5,65)	0,0701 (4,87)
ETECH1	0,126 (4,68)	0,149 (5,95)	0,113 (3,23)	0,133 (4,08)
EXP	0,0189 (18,4)	0,0189 (19,3)	0,0204 (15,1)	0,0199 (15,5)
EXP ²	-0,000331 (-17,3)	-0,000324 (-17,9)	-0,000347 (-13,9)	-0,000339 (-14,3)
TENURE	0,00289 (35,6)	0,00259 (33,3)	0,00288 (27,8)	0,00259 (26,1)
TENURE ²	-0,00000457 (-20,4)	-0,00000405 (-19,4)	-0,00000456 (-16,2)	-0,00000401 (-15,3)
FT	0,111 (10,4)	0,104 (10,3)	0,111 (7,73)	0,0931 (6,86)
LS	0,0000205 (4,88)	0,0000184 (4,68)	0,0000192 (3,4)	0,0000161 (3,07)
SEX	0,268 (42,7)	0,228 (37,3)	0,265 (32,2)	0,231 (28,8)
UNEMP	-0,0236 (-27,5)	-0,0214 (-26,1)	-0,0233 (-21,1)	-0,0210 (-20,0)
UNION	0,129 (20,3)	0,0953 (15,1)	0,122 (14,7)	0,0930 (11,4)
Y1994	0,00370 (0,42)	0,00284 (0,23)	0,00628 (0,72)	0,00612 (0,49)
Y1995	-0,00846 (-0,94)	-0,00920 (-0,73)	-0,00458 (-0,51)	-0,00443 (-0,35)
Y1996	-0,0171 (-2,23)	-0,0174 (-1,63)	-----	-----
CAPITAL	-----	-----	0,00806 (1,91)	0,0116 (2,02)
SCR	0,437	0,367	0,441	0,370
Durbin-Watson	1,40	2,10	1,36	2,103
Nombre d'observations	19 040	19 039	11 050	11 049

Les rapports t figurent entre parenthèses.