

# Documents de recherche

Direction des études analytiques

*L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés*

par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot

**N° 131**

**DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES  
DOCUMENTS DE RECHERCHE**

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On incite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. Une liste des titres figure à la fin du présent document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez vous procurer une copie du document sur Internet : [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca).

Pour obtenir un ensemble de résumés des documents de la série ou un exemplaire des documents (en français ou en anglais), veuillez vous adresser au :

Comité de révision des publications  
Direction des études analytiques  
Statistique Canada  
24<sup>e</sup> étage, Immeuble R.H. Coats  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
Tél. : (613) 951-6325

# **L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés**

par **C. Kapsalis\***, **R. Morissette\*\*** et **Garnett Picot\*\*\***

**N° 131**

**11F0019MPF N° 131**

**ISSN : 1200-5231**

**ISBN : 0-660-96129-6**

Prix : 5 \$ l'exemplaire, 25 \$ par année

Analyse des entreprises et du marché du travail

Bureau 24-F, Immeuble R.H. Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6

\*Data Probe Economic Consulting Inc.

\*\*Statistique Canada (613) 951-3608

\*\*\*Statistique Canada (613) 951-8214

Télécopieur : (613) 951-5403

Le présent document est disponible sur Internet ([www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)).

**Mars 1999**

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

*Also available in English*



## **Table des matières**

|  |           |
|--|-----------|
| <i>I. Introduction</i>   | <i>1</i>  |
| <i>II. Les données</i>   | <i>2</i>  |
| <i>III. L'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés, 1981-1995</i> | <i>3</i>  |
| <i>IV. Décomposition de l'élargissement de l'écart salarial</i>                                | <i>4</i>  |
| <i>IV.1 Résultats fondés sur les données de l'EFC</i>  | <i>5</i>  |
| <i>IV.2 Résultats fondés sur les enquêtes sur l'activité</i>                                   | <i>6</i>  |
| <i>V. Aspirations salariales des travailleurs de tous les niveaux de scolarité</i>             | <i>7</i>  |
| <i>V.1 Résultats chez les hommes</i>   | <i>8</i>  |
| <i>V.2 Résultats chez les femmes</i>   | <i>9</i>  |
| <i>VI. Conclusion</i>  | <i>9</i>  |
| <i>Bibliographie</i>   | <i>25</i> |



## **RÉSUMÉ**

À l'aide d'une méthode de décomposition par régression, on constate que, pendant les années 80, la croissance du niveau de scolarité relatif des travailleurs âgés a compté pour environ 25 % de l'élargissement de l'écart salarial selon l'âge entre les hommes et les femmes. Au cours des années 90, l'évolution du niveau de scolarité relatif a figuré dans une proportion bien plus forte (près de la moitié chez les hommes et plus des trois quarts chez les femmes) dans la hausse beaucoup plus faible de l'écart salarial selon l'âge. On constate également que, pendant les années 80, les aspirations salariales hebdomadaires ont diminué chez les jeunes travailleurs de tous les niveaux de scolarité, tant chez les hommes que chez les femmes. Chez les travailleurs âgés, par contre, les résultats sont variables : les aspirations salariales hebdomadaires ont progressé chez certains et reculé chez d'autres.

**Mots-clés:** salaires; incidence de la scolarité; inégalité salariale; jeunes travailleurs.





## **I. Introduction**

La baisse des gains réels et relatifs des jeunes travailleurs, notamment chez les hommes de moins de 35 ans, est amplement documentée, tant au Canada (Morissette, Myles et Picot, 1994; Betcherman et Morissette, 1994) que dans d'autres pays industrialisés (Davis, 1992). Cette baisse ne date pas d'hier : amorcée à la fin des années 70 (Myles, Picot et Wannell, 1988), on l'a constatée chez les travailleurs de tous les niveaux de scolarité (Beaudry et Green, 1997). Selon des études longitudinales, les gains continueraient de reculer puisque, à mesure qu'une jeune cohorte vieillit, son profil salarial selon l'âge reste inférieur à celui des cohortes qui l'ont précédée (Morissette, 1997; Beaudry et Green, 1997).

Chez les jeunes femmes, la baisse des gains réels est moins évidente, et les reculs observés en période de récession sont habituellement compensés en période d'expansion, d'où la faible baisse structurelle globale des gains. Toutefois, les femmes âgées ont bénéficié d'une hausse de gains beaucoup plus rapide que leurs jeunes homologues. Ainsi, alors que les gains réels des jeunes femmes n'ont que faiblement régressé, leurs gains relatifs (par rapport aux travailleuses âgées) ont accusé une baisse importante, comme en témoignent certains des documents susmentionnés. Sur le plan des salaires horaires et des gains annuels, l'écart entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés s'est donc creusé au cours des vingt dernières années, tant chez les hommes que chez les femmes.

Si un certain nombre de documents font état de ces généralités, relativement peu d'études ont cherché à expliquer l'accroissement de l'écart salarial selon l'âge. Davis (1992) soutient que la prime à l'expérience des travailleurs âgés gagnerait en importance dans un monde de plus en plus marqué par l'évolution technologique. Morissette, Myles et Picot (1994) estiment que d'autres facteurs entrent peut-être en ligne de compte, notamment la répugnance des entreprises à réduire les salaires des travailleurs expérimentés à cause des répercussions qu'aurait cette mesure sur le moral et la productivité, d'où la traditionnelle stagnation des salaires de la plupart des travailleurs. À l'heure actuelle, il y a peu d'arguments empiriques permettant de soutenir (ou d'infirmer) l'un ou l'autre de ces points de vue.

Le présent document propose une autre explication possible de l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés : l'évolution des niveaux de scolarité relatifs des premiers et des seconds. Les jeunes travailleurs ont toujours bénéficié d'une prime à la scolarité par rapport à leur homologues plus âgés. Si les travailleurs âgés comptaient sur une plus grande expérience, les jeunes bénéficieraient d'un niveau de scolarité plus élevé. Ces facteurs influent de toute évidence sur les gains relatifs, car les gains sont en corrélation étroite avec l'expérience et la scolarité. Récemment, toutefois, une bonne partie de la prime relative à la scolarité dont bénéficiaient les jeunes travailleurs a disparu. Au milieu des années 90, le niveau de scolarité des travailleurs âgés est à peu près comparable à celui de leurs jeunes homologues, du moins chez les hommes. La baisse relative du niveau de scolarité des jeunes au cours de la période 1981-1995, par rapport aux travailleurs âgés, se traduirait par une baisse relative des gains.

À l'aide d'une méthode de décomposition par régression, on constate que, pendant les années 80, la croissance du niveau de scolarité relatif des travailleurs âgés a compté pour environ 25 % de l'élargissement de l'écart salarial selon l'âge entre les hommes et les femmes. Au cours des années 90, l'évolution du niveau de scolarité relatif a figuré dans une proportion bien plus forte

(près de la moitié chez les hommes et plus des trois quarts chez les femmes) dans la hausse beaucoup plus faible de l'écart salarial selon l'âge.

Le second objectif du présent document concerne les aspirations salariales réelles. Si le niveau de scolarité des jeunes travailleurs masculins a progressé au cours de la période 1981-1995, leurs salaires horaires et gains annuels réels ont diminué. On peut en déduire que les aspirations salariales réelles des travailleurs de tous les niveaux de scolarité, y compris les diplômés universitaires, ont diminué. En va-t-il de même des aspirations salariales des travailleurs âgés et des jeunes femmes? À l'aide d'une équation salariale tenant compte de l'évolution d'autres caractéristiques comme la branche d'activité, le statut d'employé à temps plein ou à temps partiel et la région, on constate que, pendant les années 80, les aspirations salariales hebdomadaires ont diminué chez les jeunes travailleurs de tous les niveaux de scolarité, tant chez les hommes que chez les femmes (de 2 % à 16 %, selon le niveau de scolarité). Chez les travailleurs âgés, par contre, les résultats sont variables : les aspirations salariales hebdomadaires ont progressé chez certains et reculé chez d'autres.

La situation a changé quelque peu au cours des années 90. On observe des tendances différentes, moins entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés qu'entre les hommes et les femmes. Les jeunes travailleurs masculins ont encore vu baisser leurs aspirations salariales, sans égard à leur niveau de scolarité, et leurs homologues plus âgés leur ont emboîté le pas. Toutefois, la plupart des jeunes femmes ont vu leurs aspirations salariales progresser, de même que la plupart des femmes âgées. Seules font exception les femmes qui ont fréquenté l'université, dont les aspirations salariales ont baissé au début des années 90.

## **II. Les données**

Pour les fins de notre recherche, nous avons employé deux ensembles de données. Nous avons utilisé l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) pour examiner la rémunération hebdomadaire au cours de la période 1981-1995. L'EFC offre une série chronologique cohérente sur les gains au cours de cette période. Malheureusement, la variable \* scolarité + a subi des variations importantes en 1989, ce qui empêche de comparer les résultats des différents groupes de niveau de scolarité avant et après cette année-là. C'est pourquoi notre analyse fondée sur l'EFC a porté sur deux périodes distinctes : 1981-1988 et 1989-1995. Il s'agit d'un choix raisonnable, car la première période correspond à peu près à l'ensemble du cycle économique des années 80. La seconde recouvre les variations survenues entre la dernière pointe du cycle économique (1989) et les données les plus récentes, qui témoignent amplement de la reprise des années 90. Lorsque nous utilisons les données de l'EFC, notre échantillon se compose de travailleurs qui touchent une rémunération hebdomadaire, mais aucun revenu d'un travail indépendant.

Nous faisons également appel à l'Enquête sur l'activité de 1981 et à l'Enquête sur l'activité du marché de 1988 pour examiner la rémunération hebdomadaire et les salaires horaires au cours de la période 1981-1988. L'EFC ne fournit pas vraiment de données fiables sur les salaires horaires. L'échantillon choisi pour ces enquêtes se compose d'emplois occupés en décembre par des travailleurs rémunérés.

Pour établir des comparaisons valables, nous nous concentrons sur deux groupes d'âge : de 25 à 34 ans et de 45 à 54 ans. Nous excluons les travailleurs de 18 à 24 ans pour contourner les

problèmes liés aux variations des taux de fréquentation scolaire et d'emploi à temps partiel. De plus, il y a toujours une proportion importante des personnes de 18 à 24 ans qui sont encore aux études, ce qui réduit la proportion de celles qui sont actives sur le marché du travail, groupe qui nous intéresse au premier chef. Enfin, nous avons choisi les personnes de 45 à 54 ans parce que les variations du phénomène de la retraite anticipée dans la population âgée de 55 à 64 ans peuvent également avoir une incidence sur les résultats en modifiant la composition des travailleurs compris dans l'échantillon.

### **III. L'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés, 1981-1995**

Le tableau 1 montre l'évolution des salaires des personnes de 25 à 34 ans et des personnes de 45 à 54 ans. Quelles que soient la variable des salaires utilisée et la période visée, tous les ensembles de données laissent supposer qu'au cours des quinze dernières années, les hommes et les femmes âgés ont amélioré leur situation par rapport à leurs homologues plus jeunes.

D'après les données de l'EFC, l'écart entre la rémunération hebdomadaire des jeunes hommes et celle des hommes âgés serait passé de 18 % à 30 % entre 1981 et 1988 et aurait continué de se creuser au cours des années 90. Les données des enquêtes sur l'activité montrent également un accroissement de l'écart salarial, quoique l'ampleur du phénomène diffère par rapport aux données de l'EFC. D'après les enquêtes sur l'activité, l'écart salarial entre les jeunes hommes jeunes et leurs aînés—défini en fonction de la rémunération hebdomadaire et du salaire horaire—est passé de 4 % à 22 % entre 1981 et 1988<sup>1</sup>.

En 1981, les femmes âgées gagnaient en moyenne *moins* que leurs jeunes homologues, sans doute parce qu'elles étaient proportionnellement plus nombreuses à travailler à temps partiel<sup>2</sup>. La cohorte des jeunes femmes avait également, en 1981, des niveaux de scolarité beaucoup plus élevés que leurs aînées (tableau 2). D'après les données de l'EFC sur la rémunération hebdomadaire, les femmes âgées gagnaient 7 % *de moins* que les jeunes femmes en 1981, mais 5 % *de plus* en 1988. La prime salariale s'est encore accrue en 1995<sup>3</sup>. Par contraste, les données des enquêtes sur l'activité montrent que les femmes âgées gagnaient de 7 % à 9 % *de moins* que les jeunes femmes en 1981 et de 2 % à 3 % *de moins* en 1988.

La croissance des salaires relatifs des travailleurs âgés est attribuable à une hausse substantielle de leur niveau de scolarité relatif. En 1981, 21 % des hommes âgés et 32 % de leurs cadets avaient fait des études postsecondaires (tableau 2). En 1988, l'écart avait rétréci : les proportions correspondantes étaient de 30 % et de 36 %. Si l'on ne peut comparer les chiffres de la période 1989-1995 à ceux de la période 1981-1988—pour les raisons mentionnées plus haut—, il est néanmoins manifeste que cette tendance s'est poursuivie au cours des années 90. En 1989, 40 %

<sup>1</sup> D'après les données des enquêtes sur l'activité, l'accroissement de l'écart au chapitre des salaires hebdomadaires est surtout attribuable à une hausse (de 16 %) des salaires hebdomadaires réels des hommes de 45 à 54 ans. Par contre, selon les données de l'EFC, c'est la baisse des salaires hebdomadaires réels des hommes de 25 à 34 ans (-7 %) qui est le principal facteur.

<sup>2</sup> En 1981, 29 % des femmes de 45 à 54 ans travaillaient à temps partiel, contre 22 % des femmes de 25 à 34 ans.

<sup>3</sup> En 1995, les femmes âgées gagnaient 12 % de plus que les jeunes femmes.

des travailleurs âgés et 46 % des jeunes hommes avaient fait des études postsecondaires; les proportions correspondantes étaient de 51 % et de 54 % en 1995.

On observe une tendance légèrement différente chez les femmes. Entre 1981 et 1988, le niveau de scolarité relatif—mesuré en fonction du pourcentage des femmes ayant fait des études postsecondaires—a progressé considérablement chez les femmes âgées. Toutefois, celui des jeunes femmes et des femmes âgées n'a guère varié entre 1989 et 1995.

Cette réduction de l'écart est vraisemblablement attribuable à la forte hausse du taux d'activité chez les personnes ayant fait des études postsecondaires pendant les années 60 et au début des années 70. Ce taux d'activité a continué de progresser pendant les années 80 et au début des années 90, mais de façon moins spectaculaire. Les personnes en âge de faire des études postsecondaires dans les années 60 ont atteint un niveau de scolarité beaucoup plus élevé que leurs prédécesseurs. En vieillissant, elles ont haussé le niveau de scolarité de chaque groupe d'âge auquel elles appartenaient. En accédant au groupe d'âge de 45 à 54 ans, elles en ont accru le niveau de scolarité de façon saisissante. Chez les hommes, la disparité des niveaux de scolarité selon l'âge a presque disparu; chez les femmes, elle a diminué considérablement. La formation continue et l'obtention d'un diplôme à un âge plus avancé peuvent aussi avoir favorisé le rétrécissement de l'écart au chapitre de la scolarité.

#### **IV. Décomposition de l'élargissement de l'écart salarial**

Dans la présente section, nous entendons déterminer dans quelle mesure l'augmentation des salaires relatifs des travailleurs âgés est attribuable à l'amélioration de leur niveau de scolarité relatif. À cette fin, nous utilisons une technique de décomposition par régression, qui nous permet de décomposer la *variation* de l'écart salarial entre les jeunes travailleurs et leurs aînés en deux composantes : 1) les variations des caractéristiques des travailleurs utilisées dans les deux groupes d'âge, et 2) les variations de l'incidence prévue de ces caractéristiques.

Prenons le cas où la méthode de décomposition est appliquée à la période 1981-1988. Supposons, pour le groupe d'âge  $j$ , l'équation salariale suivante :

$$(1) \quad y_{it}^j = X_{it}^j \beta^j + X_{it}^j D_{88} \delta^j + u_{it}^j$$

où  $y_{it}^j$  est la valeur logarithmique des gains de la  $i^{\text{e}}$  personne du groupe d'âge  $j$  pendant l'année  $t$ ,  $X_{it}^j$  représente des variables de contrôle,  $D_{88}$  est une variable auxiliaire qui correspond à un en 1988 et à zéro dans les autres cas, et  $u_{it}^j$  est un terme aléatoire. Nos variables de contrôle sont des variables auxiliaires représentant cinq niveaux de scolarité, six régions, sept branches d'activité et le statut d'employé à temps plein ou à temps partiel. L'équation (1) est une équation salariale conventionnelle entièrement adaptée aux variations annuelles et grâce à laquelle l'incidence des caractéristiques des travailleurs pour 1981 et 1988, soit, respectivement,  $\beta^j$  et  $\beta^j + \delta^j$ , peut varier dans le temps. À l'aide de la méthode de décomposition bien connue proposée par Blinder (1973) et Oaxaca (1973), on peut exprimer comme suit la différence dans la valeur logarithmique moyenne des gains entre 1981 et 1988 pour les travailleurs du groupe d'âge  $j$  :

$$(2) \bar{y}_{88}^j - \bar{y}_{81}^j = (\bar{\beta}^j + \bar{\delta}^j)(\bar{X}_{88}^j - \bar{X}_{81}^j) + \bar{X}_{81}^j \bar{\delta}^j$$

Le premier élément à la droite de l'équation (2) représente la part de l'augmentation des gains d'un groupe d'âge donné qui est attribuable aux variations dans le temps des caractéristiques moyennes de ce groupe d'âge. Le deuxième élément est la part attribuable aux différences dans l'incidence de ces caractéristiques ainsi qu'aux différences dans les termes constants<sup>4</sup>. En appliquant l'équation (2) aux deux groupes d'âge, on peut exprimer comme suit la différence entre le taux de croissance des gains des travailleurs âgés (r) et celui des gains des jeunes travailleurs (g) :

$$(3) (\bar{y}_{88}^r - \bar{y}_{81}^r) - (\bar{y}_{88}^g - \bar{y}_{81}^g) = (\bar{y}_{88}^r - \bar{y}_{88}^g) - (\bar{y}_{81}^r - \bar{y}_{81}^g) = \\ ((\bar{\beta}^r + \bar{\delta}^r)(\bar{X}_{88}^r - \bar{X}_{81}^r) - (\bar{\beta}^g + \bar{\delta}^g)(\bar{X}_{88}^g - \bar{X}_{81}^g)) + \\ (\bar{X}_{81}^r \bar{\delta}^r - \bar{X}_{81}^g \bar{\delta}^g)$$

L'élément reproduit à la deuxième ligne de l'équation (3) est la variation de l'écart salarial attribuable aux variations des caractéristiques moyennes relatives pour tous les groupes d'âge (c.-à-d. les variations relatives de la composition de la population), pondérée en fonction des prix de 1988 propres à chaque groupe. Cet élément nous permet de calculer dans quelle mesure la croissance de l'écart salarial selon l'âge est attribuable à celle du niveau de scolarité relatif des travailleurs âgés. Le deuxième élément, défini à la troisième ligne de l'équation (3), est la variation attribuable à la fluctuation de l'incidence relative de ces caractéristiques pour tous les groupes d'âge, pondérée en fonction des moyennes des variables explicatives de 1981 propres à chaque groupe.

La décomposition liée à l'équation (3) est effectuée séparément pour les hommes et pour les femmes, ainsi que pour les deux périodes : 1981-1988 et 1989-1995. Nous présentons d'abord les résultats fondés sur les données de l'EFC, puis les constatations tirées des enquêtes sur l'activité.

#### **IV.1 Résultats fondés sur les données de l'EFC**

Entre 1981 et 1988, l'écart salarial entre les jeunes hommes et les hommes âgés s'est accru de 0,125 point logarithmique (tableau 3). Au cours de cette période, la progression du niveau de scolarité des travailleurs masculins, jeunes et âgés, a haussé la rémunération hebdomadaire moyenne de 0,011 chez les jeunes travailleurs et de 0,041 chez les travailleurs âgés. La croissance du niveau de scolarité relatif des travailleurs âgés compte donc pour 24 % (soit 0,030/0,125) de la croissance de l'écart salarial selon l'âge. Les variations de la composition des travailleurs en fonction des autres facteurs (région, branche d'activité et statut d'employé à temps plein ou à temps partiel) n'ont eu qu'une incidence minimale sur l'écart salarial relatif. Les variations de la proportion des travailleurs employés à temps partiel ont réduit la rémunération

<sup>4</sup> Le lecteur qui connaît la méthode de décomposition Oaxaca-Blinder aura remarqué que  $\bar{\beta}^j + \bar{\delta}^j = \bar{\beta}_{88}^j$  et que

$$\bar{\beta}^j = \bar{\beta}_{81}^j.$$

hebdomadaire des jeunes hommes tout en augmentant celle des travailleurs âgés. Ce facteur compte pour 9 % de l'accroissement de l'écart salarial. Peut-être témoigne-t-il des problèmes croissants auxquels les jeunes travailleurs font face sur le marché du travail. Ensemble, les variations de la composition ont compté pour 30 % du creusement de l'écart salarial. Les 70 % restants sont attribuables aux variations de l'incidence relative des caractéristiques.

Entre 1989 et 1995, l'écart salarial selon l'âge a enregistré une croissance plus modérée (0,62), mais les variations de la composition de l'emploi selon la scolarité ont compté pour une part plus importante de l'accroissement de l'écart (45 %). Ce phénomène s'explique par la hausse remarquable du niveau de scolarité des travailleurs âgés, qui a contribué à accroître leur rémunération moyenne de 5 %. On observe une tendance semblable, quoique moins prononcée, chez les jeunes travailleurs. Au cours de cette période, la variation du statut d'employé à temps plein ou à temps partiel a joué un rôle plus important, comptant pour le quart de l'écart salarial. Dans ce cas, on constate une détérioration chez les jeunes travailleurs et chez leurs aînés (c.-à-d. une tendance croissante à travailler à temps partiel dans les deux groupes), mais surtout—et de loin—chez les jeunes. Dans l'ensemble, les variations de la composition (tous facteurs confondus) ont compté pour environ 75 % de la variation de l'écart salarial. Les variations de l'incidence prévue des caractéristiques spécifiques ont figuré pour le quart restant.

Chez les femmes, les résultats pour la période 1981-1988 sont très semblables à ceux observés chez les hommes. L'écart salarial selon l'âge s'est creusé pratiquement dans la même proportion chez les femmes (0,126) que chez les hommes (tableau 4). Les variations de la répartition de l'emploi selon la scolarité et celles de la propension relative à travailler à temps partiel ont compté respectivement pour 28 % et 11 % de la croissance de l'écart salarial. Au total, les variations de la composition sont à l'origine de 39 % de l'accroissement de l'écart.

De même, chez les femmes, l'accroissement de l'écart salarial selon l'âge a été beaucoup plus faible entre 1989 et 1995 (0,034). Les variations du niveau de scolarité relatif comptent pour 87 % de l'accroissement de l'écart pendant cette période. Cette donnée est un peu trompeuse car, dans l'ensemble, l'incidence de la composition pèse plus lourd que l'accroissement total de l'écart salarial. Il en est ainsi simplement parce que l'incidence prévue des caractéristiques, prise en compte dans notre équation salariale, a évolué en faveur des jeunes femmes, et non des femmes âgées. Toutes choses étant égales par ailleurs, ce phénomène a contribué à combler, plutôt qu'à creuser, l'écart salarial.

## ***IV.2 Résultats fondés sur les enquêtes sur l'activité***

Nous avons reproduit les résultats des années 80 à l'aide des données sur les salaires horaires et hebdomadaires tirées de l'Enquête sur l'activité de 1981 et de l'Enquête sur l'activité du marché de 1988. L'écart salarial selon l'âge augmente chez les hommes et chez les femmes, mais davantage chez ceux-là que chez celles-ci (tableau 5). Que l'on se fonde sur les salaires horaires ou hebdomadaires, l'évolution du niveau de scolarité relatif des jeunes travailleurs et des travailleurs âgés intervient pour 21 % à 23 % de l'accroissement de l'écart salarial chez les hommes et chez les femmes. Ces valeurs sont semblables aux chiffres obtenus plus haut. Comme on pouvait s'y attendre, la variation du statut d'employé à temps plein ou à temps partiel joue un rôle plus important lorsque l'écart est décrit en fonction des salaires hebdomadaires, et non

horaires. Selon toute vraisemblance, les variations du nombre relatif d'heures travaillées par semaine modifient davantage les salaires hebdomadaires relatifs que les salaires horaires relatifs. Les variations de l'importance relative des emplois à temps partiel comptent pour 9 % de l'accroissement de l'écart salarial hebdomadaire chez les hommes, contre 38 % chez les femmes. Ce dernier résultat est beaucoup plus élevé que celui tiré des données de l'EFC en ce qui concerne les femmes. Enfin, d'après ces données, les changements observés sur le plan de la branche d'activité relative semblent également jouer un rôle important dans l'écart grandissant au titre du salaire hebdomadaire chez les femmes (comptant pour 33 % de l'augmentation). Dans les résultats fondés sur l'EFC et portant sur les années 80, au contraire, les variations de la branche d'activité sont réputées négligeables.

Suivant les ensembles de données et les variables des salaires qu'on utilise, la croissance du niveau de scolarité relatif des hommes et des femmes âgés compte pour 21 % à 28 % de l'accroissement de l'écart salarial selon l'âge observé pendant la période 1981-1988 (tableau 6). Chez les hommes, les données de l'EFC et des enquêtes sur l'activité révèlent que l'incidence de la composition explique entre 24 % et 35 % de l'accroissement de l'écart salarial au cours de cette période. L'importance relative de ce facteur est moins évidente chez les femmes : les variations de la composition de l'emploi comptent pour environ 25 % de la hausse de l'écart salarial hebdomadaire d'après les données de l'EFC, et pour 91 % d'après celles des enquêtes sur l'activité. Ces derniers résultats découlent de l'importance accrue des variations relatives de la branche d'activité et du statut d'employé à temps plein ou à temps partiel dans les données des enquêtes spéciales.

## ***V. Aspirations salariales des travailleurs de tous les niveaux de scolarité***

Jusqu'ici, nous avons mis l'accent sur les variations des salaires *relatifs* entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés, et sur la mesure dans laquelle ces variations sont dues à celles des niveaux de scolarité relatifs ou aux variations de l'incidence relative des caractéristiques des travailleurs ou des emplois. Dans la présente section, nous nous demandons si les aspirations salariales des travailleurs de chaque niveau de scolarité ont évolué au cours des années 80 et au début des années 90. Si tel est le cas, observe-t-on des variations semblables chez les jeunes travailleurs et chez leurs aînés?

Le tableau 7 montre la rémunération hebdomadaire réelle pour la période 1981-1995. Deux points méritent d'être soulignés. Premièrement, la rémunération hebdomadaire réelle des jeunes hommes a diminué de 14 % au cours de cette période, alors que celle des hommes âgés est demeurée pratiquement inchangée. Deuxièmement, comme le niveau de scolarité des deux groupes d'âge a fortement progressé pendant cette période, la stagnation ou la baisse de la rémunération hebdomadaire moyenne laisse supposer que la rémunération hebdomadaire réelle ne peut qu'avoir diminué pour la plupart des niveaux de scolarité. C'est effectivement le cas. Entre 1989 et 1995, la rémunération hebdomadaire réelle a diminué chez les jeunes hommes et les hommes âgés de tous les niveaux de scolarité. Mais surtout, les jeunes diplômés universitaires ont subi au cours de cette période une baisse marquée de leur rémunération hebdomadaire (-19 %), tout comme les jeunes hommes d'autres niveaux de scolarité (études postsecondaires partielles, -10 %; diplôme d'études secondaires, -9 %).

Il en va autrement chez les femmes. La rémunération hebdomadaire réelle des jeunes femmes n'a guère varié entre 1981 et 1995, alors que celle de leurs aînées a progressé de 22 %. Contrairement à leurs homologues masculins, les jeunes diplômées universitaires n'ont subi qu'une légère diminution de leur rémunération hebdomadaire (-3 %) entre 1989 et 1995.

On calcule les aspirations salariales à l'aide de l'équation (1). Pour chaque groupe d'âge, la composition de l'emploi selon la branche d'activité, la région et le statut d'employé à temps plein ou à temps partiel est gardée fixe au niveau de l'année de référence (soit 1981 pour la période 1981-1988, et 1989 pour la période 1989-1995). On obtient les aspirations salariales en appliquant les coefficients de régression pour l'année voulue (1981 ou 1989) aux valeurs des variables de contrôle représentant la branche d'activité, la région et le statut d'employé à temps plein ou à temps partiel pour l'année de référence. Par exemple, on peut exprimer comme suit les aspirations salariales des personnes du groupe d'âge  $j$  qui ont un niveau de scolarité  $k$  :

$$(4) \bar{y}_{81}^{jk} = \bar{\alpha}_{81}^j \bar{x}_{81}^j + \bar{\theta}_{81}^{jk} ED_{81}^{jk}$$

$$(5) \bar{y}_{88}^{jk*} = \bar{\alpha}_{88}^j \bar{x}_{81}^j + \bar{\theta}_{88}^{jk} ED_{88}^{jk}$$

où  $\bar{x}_{81}^j$  est le vecteur des valeurs moyennes des variables auxiliaires représentant la branche d'activité, la région et le statut d'employé à temps plein ou à temps partiel pour 1981,  $\bar{\alpha}_{81}^j$  et  $\bar{\alpha}_{88}^j$  sont les vecteurs des coefficients liés respectivement aux années 1981 et 1988,  $ED_{81}^{jk}$  et  $ED_{88}^{jk}$  sont des variables auxiliaires qui correspondent à l'unité si la personne a le niveau de scolarité  $k$  en 1981 ou en 1988, et  $\bar{\theta}_{81}^{jk}$  et  $\bar{\theta}_{88}^{jk}$  sont les coefficients liés à ces deux variables auxiliaires. On calcule les aspirations salariales pour chacun des cinq niveaux de scolarité en employant comme valeurs de  $x$  la proportion des travailleurs de la région, de la branche d'activité et du statut d'employé à temps plein ou à temps partiel en 1981. Les équations 4 et 5 indiquent que les variations des aspirations salariales,  $\bar{y}_{88}^{jk*} - \bar{y}_{81}^{jk}$ , correspondent aux variations de l'incidence de la scolarité et à celles de l'incidence d'autres caractéristiques. On applique l'exposant à la valeur logarithmique des salaires pour la convertir en niveaux de salaire.

## **V.1 Résultats chez les hommes**

Au cours des deux périodes, les jeunes hommes de tous les niveaux de scolarité ont vu leurs aspirations salariales diminuer. Le fait d'avoir un niveau de scolarité plus élevé n'a pas protégé les jeunes hommes contre une baisse de leurs salaires. Ce phénomène corrobore les constatations de Beaudry et Green (1997). Pendant les années 80, la rémunération hebdomadaire a baissé de 7 % à 16 %, selon le niveau de scolarité (tableau 8). Aucune tendance cohérente n'était liée au niveau de scolarité. Pendant la première moitié des années 90, la diminution s'est située entre 1 % et 16 %. Pour les deux périodes, la baisse la plus importante est survenue chez les diplômés universitaires et chez les personnes n'ayant fait que des études primaires. Ainsi, le repli n'était pas nécessairement plus faible chez les travailleurs très instruits.

Les hommes âgés ont également vu leurs aspirations salariales diminuer au début des années 90, sans égard à leur niveau de scolarité. L'ampleur de la baisse a été à peu près comparable à celle



observée chez les jeunes travailleurs, soit entre 0,2 % et 16 %, selon le niveau de scolarité. En effet, sur le plan statistique, la baisse des salaires de tous les hommes âgés ayant au moins une 9<sup>e</sup> année ne diffère pas de celle des hommes âgés ayant moins qu'une 9<sup>e</sup> année (11 %). Pendant les années 80, il n'y a pas eu de baisse systématique pour tous les niveaux de scolarité.

En somme, les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés ont tous été durement touchés au cours des années 90, mais les travailleurs âgés (ayant un niveau de scolarité donné) n'ont pas connu l'ampleur de la baisse qu'ont subie les jeunes travailleurs pendant les années 80.

## ***V.2 Résultats chez les femmes***

Chez les femmes, les résultats sont quelque peu différents. Pendant les années 80, les jeunes femmes de tous les niveaux de scolarité ont vu leur rémunération hebdomadaire diminuer. La baisse a varié entre 2 % et 9 % (tableau 9)<sup>5</sup>, mais elle a été moins importante que chez les jeunes hommes. Pendant la première moitié des années 90, les jeunes femmes de presque tous les niveaux de scolarité ont vu leur rémunération hebdomadaire progresser, contrairement à celle des jeunes hommes. Seules font exception les jeunes diplômées universitaires, dont les aspirations salariales ont baissé légèrement.

Les femmes âgées ont vu leur rémunération hebdomadaire progresser pour plusieurs niveaux de scolarité, surtout au cours des années 90 (tableau 9). Pendant les années 80, l'augmentation de leurs salaires n'a pas suivi monotonement celle de leur niveau de scolarité. Au cours des années 90, seules les femmes âgées titulaires d'un diplôme universitaire ont subi une baisse importante de leurs aspirations salariales, qui ont reculé de 16 %.

Les résultats globaux se résument comme suit : les jeunes hommes de tous les niveaux de scolarité ont vu leurs aspirations salariales hebdomadaires diminuer au cours des deux périodes. Les hommes âgés ont vu les leurs baisser surtout au cours des années 90. Chez les jeunes femmes de tous les niveaux de scolarité, les aspirations salariales ont régressé pendant les années 80, mais dans une moindre mesure que chez leurs homologues masculins. Au cours des années 90, la plupart des jeunes femmes et des femmes âgées ont vu leurs aspirations salariales hebdomadaires progresser. Les diplômées universitaires ont fait exception : les jeunes femmes et les femmes âgées titulaires d'un diplôme universitaire ont subi une baisse de leurs aspirations salariales hebdomadaires réelles au cours des années 90. En général, les diminutions ont été plus faibles chez les femmes que chez leurs homologues masculins, et les augmentations, plus importantes. Il importe de souligner que ces résultats sont fondés sur la rémunération hebdomadaire et que cette dernière est tributaire des variations des salaires horaires et des heures hebdomadaires travaillées. Or, les heures hebdomadaires travaillées ont subi des variations importantes pendant les années 80 et au début des années 90, en particulier chez les femmes (Sheridan, Diverty et Sunter, 1996).

## ***VI. Conclusion***

Nous avons montré que les différences dans la progression du niveau de scolarité comptent pour 25 % à 33 % de l'accroissement de l'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les travailleurs

---

<sup>5</sup> Sur le plan statistique, le recul des salaires des jeunes femmes ayant été au-delà du cours primaire (qui est de 5 %) ne diffère pas de celui des jeunes femmes qui n'ont suivi qu'un cours primaire.

âgés. Nous avons également constaté que, peu importe les ensembles de données utilisés, les jeunes travailleurs masculins de presque tous les niveaux de scolarité ont subi des baisses importantes de leurs salaires réels.

Dans un contexte d'offre et de demande, la baisse des salaires réels des jeunes est *forcément* attribuable à une hausse de l'offre de main-d'œuvre relative ou à une baisse de la demande de main-d'œuvre relative, ou encore aux deux à la fois. Selon Davis (1992), on a observé une baisse des salaires réels des jeunes dans plusieurs pays dont les institutions du marché du travail sont différentes, et cette baisse tiendrait sans doute à un facteur commun, comme une évolution technologique privilégiant certaines compétences. Depuis, si de nombreuses études ont tenté d'expliquer la croissance de la prime salariale à laquelle donnent droit les études postsecondaires par rapport aux études secondaires aux États-Unis (Allen, 1996; Bartel et Sicherman, 1997; Autor, Katz et Krueger, 1997), on n'en sait guère plus sur les facteurs qui ont fait se creuser l'écart salarial selon l'âge.

Deux arguments remettent en question l'hypothèse selon laquelle la baisse des salaires réels des jeunes serait attribuable à une évolution technologique privilégiant certaines compétences. Premièrement, l'évaluation des changements technologiques dans certaines branches d'activité ne montre aucune corrélation avec les variations de l'incidence de l'expérience aux États-Unis (Allen, 1996). Deuxièmement, au Canada, la diminution des salaires réels des jeunes est liée à une tendance à la baisse des profils salariaux selon l'âge des récentes cohortes de jeunes travailleurs (Beaudry et Green, 1997; Morissette, 1997). Dans ces deux dernières études, rien ne prouve que l'incidence de l'expérience de certaines cohortes ait augmenté, comme le laisse supposer l'hypothèse d'une évolution technologique privilégiant certaines compétences. L'élargissement de l'écart salarial selon l'âge semble plutôt résulter d'une détérioration des perspectives salariales des cohortes récentes.

À part une évolution technologique privilégiant certaines compétences, quels facteurs peuvent donc expliquer la baisse mondiale des salaires réels des jeunes travailleurs? Une réponse semble s'imposer : la croissance de l'activité de la main-d'œuvre féminine. Pour peu que soit présente cette tendance dans bien des pays de l'OCDE et que les nouvelles venues sur le marché du travail remplacent des travailleurs inexpérimentés, la croissance de l'activité des femmes pourrait effectivement exercer des pressions à la baisse sur les salaires réels des jeunes travailleurs. Une autre explication, sans doute difficile à vérifier, repose sur le phénomène de l'autosélection. Dans de nombreux pays de l'OCDE, on enregistre une hausse importante des inscriptions scolaires. Si ce phénomène se manifeste de façon non aléatoire et, plus précisément, si les jeunes qui choisissent de poursuivre leurs études possèdent plus d'aptitudes que ceux qui sont présents sur le marché du travail, cette autosélection des meilleurs éléments peut expliquer en partie la baisse des salaires réels des jeunes travailleurs. Or, comme les salaires réels ont diminué tant chez les personnes de 25 à 29 ans—chez qui le processus d'autosélection est moins marqué—que chez les personnes de 15 à 24 ans, rien n'indique, a priori, dans quelle mesure l'hypothèse de l'autosélection se confirme.

D'autres explications pourraient être liées aux institutions du marché du travail de divers pays. Au Canada, alors que le taux de syndicalisation global demeure plutôt stable depuis une quinzaine d'années, celui des jeunes travailleurs a nettement reculé. Pourtant, même en tenant compte de ce repli de la syndicalisation, la plus grande partie de la baisse des salaires réels des

jeunes persiste (Morissette, 1997). Toutefois, il ne faut pas nécessairement exclure la désyndicalisation comme facteur potentiel pour autant. Alliée à un marché du travail plutôt mou, la baisse de la syndicalisation au Canada peut avoir entraîné une réaction en chaîne, c'est-à-dire qu'elle a peut-être réduit le pouvoir de négociation des jeunes travailleurs dans les secteurs syndicalisés et non syndicalisés. De simples méthodes de normalisation ne peuvent tenir compte de cette possibilité. À cause des répercussions importantes qu'il risque d'avoir sur le niveau de vie des travailleurs canadiens adultes de demain, l'élargissement de l'écart salarial selon l'âge demeurera sans doute un sujet de recherche au cours des années à venir.

**Tableau 1 : Variation de l'écart salarial entre les travailleurs de 25 à 34 ans et ceux de 45 à 54 ans**

|  | 1981            | 1988   | Variation<br>en %<br>1981-1988 | 1989   | 1995   | Variation<br>en %<br>1989-1995 | Variation<br>en %<br>1981-1995 |
|--|-----------------|--------|--------------------------------|--------|--------|--------------------------------|--------------------------------|
| <b>Hommes</b>  | Salaire moyen : |        |                                |        |        |                                |                                |
| <b>Salaires horaires<br/>(EA/EAM)</b>                              | 1 995 \$        |        |                                |        |        |                                |                                |
| 25 à 34 ans  | 17,25           | 16,88  | -2,1 %                         |        |        |                                |                                |
| 45 à 54 ans  | 18,01           | 20,62  | 14,5 %                         |        |        |                                |                                |
| Prime liée à l'âge<br>(différence en % entre<br>les groupes d'âge) | 4,4 %           | 22,2 % | 17,8 %                         |        |        |                                |                                |
| <b>Salaires hebdomadaires<br/>(EA/EAM)</b>                         |                 |        |                                |        |        |                                |                                |
| 25 à 34 ans  | 699             | 694    | -0,7 %                         |        |        |                                |                                |
| 45 à 54 ans  | 731             | 846    | 15,7 %                         |        |        |                                |                                |
| Prime liée à l'âge   | 4,6 %           | 21,9 % | 17,3 %                         |        |        |                                |                                |
| <b>Salaires hebdomadaires<br/>(EFC)</b>                            |                 |        |                                |        |        |                                |                                |
| 25 à 34 ans  | 738             | 684    | -7,3 %                         | 682    | 633    | -7,2 %                         | -14,2 %                        |
| 45 à 54 ans  | 870             | 888    | 2,1 %                          | 890    | 877    | -1,5 %                         | 0,8 %                          |
| Prime liée à l'âge   | 17,9 %          | 29,8 % | 11,9 %                         | 30,5 % | 38,5 % | 8,0 %                          | 20,7 %                         |
| <b>Femmes</b>  |                 |        |                                |        |        |                                |                                |
| <b>Salaires horaires<br/>(EA/EAM)</b>                              |                 |        |                                |        |        |                                |                                |
| 25 à 34 ans  | 13,88           | 14,00  | 0,9 %                          |        |        |                                |                                |
| 45 à 54 ans  | 12,93           | 13,77  | 6,5 %                          |        |        |                                |                                |
| Prime liée à l'âge<br>(différence en % entre<br>les groupes d'âge) | -6,8 %          | -1,6 % | 5,2 %                          |        |        |                                |                                |
| <b>Salaires hebdomadaires<br/>(EA/EAM)</b>                         |                 |        |                                |        |        |                                |                                |
| 25 à 34 ans  | 469             | 474    | 1,1 %                          |        |        |                                |                                |
| 45 à 54 ans  | 429             | 458    | 6,8 %                          |        |        |                                |                                |
| Prime liée à l'âge   | -8,5 %          | -3,4 % | 5,2 %                          |        |        |                                |                                |
| <b>Salaires hebdomadaires<br/>(EFC)</b>                            |                 |        |                                |        |        |                                |                                |
| 25 à 34 ans  | 474             | 467    | -1,5 %                         | 456    | 479    | 5,0 %                          | 1,1 %                          |
| 45 à 54 ans  | 439             | 490    | 11,6 %                         | 488    | 536    | 9,8 %                          | 22,1 %                         |
| Prime liée à l'âge   | -7,4 %          | 4,9 %  | 12,3 %                         | 7,0 %  | 11,9 % | 4,9 %                          | 19,3 %                         |

**Tableau 2 : Répartition en pourcentage des employés selon le niveau de scolarité (d'après l'EFC)**

|   | 1981 | 1988 | 1989 | 1995 |
|---|------|------|------|------|
| <b>Hommes</b>   |      |      |      |      |
| <b>25 à 34 ans</b>  |      |      |      |      |
| Aucune scolarité/études primaires   | 7,0  | 4,2  | 3,5  | 2,4  |
| Études secondaires, terminées ou non  | 49,9 | 48,5 | 39,9 | 35,1 |
| Études postsecondaires partielles   | 10,7 | 11,6 | 10,4 | 8,4  |
| Diplôme d'études postsecondaires  | 16,0 | 19,4 | 30,9 | 32,0 |
| Grade universitaire   | 16,4 | 16,4 | 15,1 | 22,2 |
| <b>45 à 54 ans</b>  |      |      |      |      |
| Aucune scolarité/études primaires   | 28,6 | 19,5 | 15,9 | 10,4 |
| Études secondaires, terminées ou non  | 45,1 | 44,2 | 37,8 | 32,8 |
| Études postsecondaires partielles   | 5,6  | 6,8  | 6,3  | 6,0  |
| Diplôme d'études postsecondaires  | 8,8  | 12,5 | 24,7 | 28,2 |
| Grade universitaire   | 11,8 | 17,0 | 15,3 | 22,5 |
| Niveau de scolarité selon l'âge   |      |      |      |      |
| Écart entre travailleurs jeunes et âgés titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires | 11,8 | 6,3  | 6,0  | 3,5  |
| <b>Femmes</b>   |      |      |      |      |
| <b>25 à 34 ans</b>  |      |      |      |      |
| Aucune scolarité/études primaires   | 5,1  | 2,9  | 2,2  | 1,4  |
| Études secondaires, terminées ou non  | 48,3 | 46,7 | 40,9 | 30,1 |
| Études postsecondaires partielles   | 10,4 | 11,0 | 9,7  | 8,4  |
| Diplôme d'études postsecondaires  | 19,6 | 21,8 | 31,3 | 34,8 |
| Grade universitaire   | 16,6 | 17,6 | 15,9 | 25,3 |
| <b>45 à 54 ans</b>  |      |      |      |      |
| Aucune scolarité/études primaires   | 22,0 | 15,1 | 13,1 | 7,4  |
| Études secondaires, terminées ou non  | 52,0 | 49,6 | 43,9 | 38,4 |
| Études postsecondaires partielles   | 5,8  | 6,3  | 7,5  | 6,5  |
| Diplôme d'études postsecondaires  | 13,3 | 16,0 | 26,0 | 28,5 |
| Grade universitaire   | 6,9  | 13,0 | 9,5  | 19,2 |
| Niveau de scolarité selon l'âge   |      |      |      |      |
| Écart entre travailleurs jeunes et âgés titulaire d'un diplôme d'études postsecondaires | 16,0 | 10,4 | 11,7 | 12,4 |

Tableau 3 : Résultats de la décomposition chez les hommes selon les salaires hebdomadaires (EFC)

| 1981-1988   |  | <i>ln</i> des salaires hebdomadaires |             |                             |                     |         |
|---|--|--------------------------------------|-------------|-----------------------------|---------------------|---------|
|   |  | 25 à 34 ans                          | 45 à 54 ans | Écart salarial (différence) |                     |         |
| En 1981   |  | 6,4803                               | 6,6304      | 0,1501                      |                     |         |
| En 1988   |  | 6,3730                               | 6,6481      | 0,2751                      |                     |         |
| Variation du <i>ln</i> des salaires hebdomadaires   |  | -0,1073                              | +0,0176     | 0,1250**                    |                     |         |
| Variation de l'écart salarial due à la variation de la composition des travailleurs par :   |  |                                      |             |                             |                     |         |
|   |  | Scolarité                            | Région      | Branches d'activité         | Temps plein/partiel | Total   |
| 25 à 34 ans   |  | 0,0112                               | -0,0015     | -0,0058                     | -0,0070             | -0,0032 |
| 45 à 54 ans   |  | 0,0412                               | -0,0001     | -0,0107                     | 0,0037              | 0,0341  |
| Différence :  |  | 0,0301                               | 0,0014      | -0,0049                     | 0,0107              | 0,0373* |
| En % de la variation de l'écart salarial (0,1250)   |  | 24,1 %                               | 1,2 %       | -3,9 %                      | 8,6 %               | 29,8 %  |
| Variation de l'écart salarial attribuable à la variation de $\beta$ 's (variation de la relation entre les caractéristiques et les gains) |  |                                      |             |                             |                     | 70,2 %  |
| 1989-1995   |  | <i>ln</i> des salaires hebdomadaires |             |                             |                     |         |
|   |  | 25 à 34 ans                          | 45 à 54 ans | Écart salarial (différence) |                     |         |
| En 1989   |  | 6,3725                               | 6,6435      | 0,2710                      |                     |         |
| En 1995   |  | 6,2682                               | 6,6012      | 0,3330                      |                     |         |
| Variation du <i>ln</i> des salaires hebdomadaires   |  | -0,1043                              | -0,0423     | 0,0620**                    |                     |         |
| Variation de l'écart salarial due à la variation de la composition des travailleurs par :   |  |                                      |             |                             |                     |         |
|   |  | Scolarité                            | Région      | Branches d'activité         | Temps plein/partiel | Total   |
| 25 à 34 ans   |  | 0,0225                               | -0,0011     | -0,0101                     | -0,0267             | -0,0131 |
| 45 à 54 ans   |  | 0,0506                               | -0,0001     | -0,0047                     | 0,0115              | 0,0343  |
| Différence :  |  | 0,0281                               | -0,0012     | -0,0054                     | 0,0152              | 0,0474* |
| En % de la variation de l'écart salarial (0,0620)   |  | 45,3 %                               | -1,9 %      | 8,6 %                       | 24,4 %              | 76,4 %  |
| Variation de l'écart salarial attribuable à la variation de $\beta$ 's (variation de la relation entre les caractéristiques et les gains) |  |                                      |             |                             |                     | 23,6 %  |
| * Valeur du terme figurant à la deuxième ligne de l'équation (3)  |  |                                      |             |                             |                     |         |
| ** Valeur du terme figurant à la première ligne de l'équation (3)   |  |                                      |             |                             |                     |         |

Tableau 4 : Résultats de la décomposition chez les femmes selon les salaires hebdomadaires (EFC)

| 1981-1988   |             |             |                             |                     |          |
|---|-------------|-------------|-----------------------------|---------------------|----------|
| ln des salaires hebdomadaires   |             |             |                             |                     |          |
|   | 25 à 34 ans | 45 à 54 ans | Écart salarial (différence) |                     |          |
| En 1981   | 5,9405      | 5,8294      | 0,1111                      |                     |          |
| En 1988   | 5,9297      | 5,9443      | 0,0146                      |                     |          |
| Variation du ln des salaires hebdomadaires  | -0,0108     | +0,1149     | 0,1257**                    |                     |          |
| Variation de l'écart salarial due à la variation de la composition des travailleurs par :   |             |             |                             |                     |          |
|   | Scolarité   | Région      | Branche d'activité          | Temps plein/partiel | Total    |
| 25 à 34 ans   | 0,0156      | -0,0009     | -0,0003                     | -0,0155             | -0,0305  |
| 45 à 54 ans   | 0,0508      | -0,0002     | -0,0005                     | 0,0292              | 0,0794   |
| Différence :  | 0,0353      | 0,0007      | -0,0008                     | 0,0137              | -0,0489* |
| En % de la variation de l'écart salarial (0,1257)   | 28,0 %      | 0,6 %       | -0,6 %                      | 10,9 %              | 38,9 %   |
| Variation de l'écart salarial attribuable à la variation de $\beta'$ s (variation de la relation entre les caractéristiques et les gains) |             |             |                             |                     | 61,1 %   |
| 1989-1995   |             |             |                             |                     |          |
| ln des salaires hebdomadaires   |             |             |                             |                     |          |
|   | 25 à 34 ans | 45 à 54 ans | Écart salarial (différence) |                     |          |
| En 1989   | 5,9140      | 5,9633      | 0,0493                      |                     |          |
| En 1995   | 5,9623      | 6,0455      | 0,0832                      |                     |          |
| Variation du ln des salaires hebdomadaires  | 0,0483      | -0,0822     | 0,0339**                    |                     |          |
| Variation de l'écart salarial due à la variation de la composition des travailleurs par :   |             |             |                             |                     |          |
|   | Scolarité   | Région      | Branche d'activité          | Temps plein/partiel | Total    |
| 25 à 34 ans   | 0,0493      | 0,0022      | -0,0042                     | -0,0208             | 0,0264   |
| 45 à 54 ans   | 0,0789      | -0,0009     | 0,0057                      | -0,0071             | 0,0766   |
| Différence :  | 0,0296      | -0,0030     | 0,0099                      | 0,0137              | 0,0502*  |
| En % de la variation de l'écart salarial (0,0339)   | 87,4 %      | -8,9 %      | 29,2 %                      | 40,5 %              | 148,2 %  |
| Variation de l'écart salarial attribuable à la variation de $\beta'$ s (variation de la relation entre les caractéristiques et les gains) |             |             |                             |                     | -48,2 %  |
| * Valeur du terme figurant à la deuxième ligne de l'équation (3)  |             |             |                             |                     |          |
| ** Valeur du terme figurant à la première ligne de l'équation (3)   |             |             |                             |                     |          |

**Tableau 5 : Résultats de la décomposition d'après les données des enquêtes sur l'activité (EA/EAM) de 1981 et de 1989**

| <b>En fonction des salaires horaires</b>  | <b>Hommes</b> |          | <b>Femmes</b> |          |
|---|---------------|----------|---------------|----------|
| Variation du $\ln$ des salaires horaires, 1981-1988 (écart salarial)                      | 0,1653        |          | 0,0537        |          |
| Variation de l'écart salarial due à la variation de la composition des travailleurs par : |               |          |               |          |
| Scolarité   | 0,0348        | (21,1 %) | 0,0114        | (21,2 %) |
| Région  | 0,0008        | (0,5 %)  | 0,0005        | (0,9 %)  |
| Branche d'activité  | 0,0033        | (2,0 %)  | 0,0194        | (36,0 %) |
| Temps plein/temps partiel   | 0,0004        | (0,3 %)  | 0,0014        | (2,7 %)  |
| Tous ces facteurs   | 0,0393        | (23,8 %) | 0,0327        | (60,8 %) |
| Variation de l'écart salarial due à la variation de $\beta 's^*$                          | 0,1260        | (76,2 %) | 0,0210        | (39,2 %) |
| <b>En fonction des salaires hebdomadaires</b>   | <b>Hommes</b> |          | <b>Femmes</b> |          |
| Variation du $\ln$ des salaires hebdomadaires, 1981-1988 (écart salarial)                 | 0,1693        |          | 0,0583        |          |
| Variation de l'écart salarial due à la variation de la composition des travailleurs par : |               |          |               |          |
| Scolarité   | 0,0387        | (22,9 %) | 0,0129        | (22,2 %) |
| Région  | -0,0002       | (-0,1 %) | -0,0012       | (-2,1 %) |
| Branche d'activité  | 0,0048        | (2,9 %)  | 0,0193        | (33,1 %) |
| Temps plein/temps partiel   | 0,0156        | (9,2 %)  | 0,0222        | (38,1 %) |
| Tous ces facteurs   | 0,0589        | (34,8 %) | 0,0532        | (91,3 %) |
| Variation de l'écart salarial due à la variation de $\beta 's^*$                          | 0,1104        | (65,2 %) | 0,0051        | (8,7 %)  |

**Tableau 6 : Variation de l'écart salarial entre les travailleurs de 25 à 34 ans et ceux de 45 à 54 ans en raison de l'évolution de la composition selon le niveau de scolarité**

|                                | <b>1981-1988</b> | <b>1989-1995</b> |
|--------------------------------|------------------|------------------|
| <b>Hommes</b>                  |                  |                  |
| Salaires hebdomadaires, EFC    | 24,1 %           | 45,3 %           |
| Salaires hebdomadaires, EA/EAM | 22,9 %           | ---              |
| Salaires horaires, EA/EAM      | 21,1 %           | ---              |
| <b>Femmes</b>                  |                  |                  |
| Salaires hebdomadaires, EFC    | 28,0 %           | 87,4 %           |
| Salaires hebdomadaires, EA/EAM | 22,2 %           | ---              |
| Salaires horaires, EA/EAM      | 21,2 %           | ---              |



Tableau 7 : Salaires hebdomadaires (\$ de 1995) selon le niveau de scolarité

|   | Hommes      |      |                |             |      |                |
|---|-------------|------|----------------|-------------|------|----------------|
|   | 25 à 34 ans |      |                | 45 à 54 ans |      |                |
|   | 1981        | 1988 | Variation en % | 1981        | 1988 | Variation en % |
| <b>Niveau de scolarité</b>                            |             |      |                |             |      |                |
| Études primaires                                      | 591         | 543  | -8,1 %         | 723         | 699  | -3,3 %         |
| Études secondaires, terminées ou non                  | 705         | 653  | -7,4 %         | 837         | 821  | -2,0 %         |
| Études postsecondaires partielles                     | 726         | 700  | -3,5 %         | 952         | 992  | 4,2 %          |
| Diplôme/postsecondaires                               | 790         | 725  | -8,2 %         | 903         | 990  | 9,7 %          |
| Grade universitaire                                   | 856         | 752  | -12,2 %        | 1285        | 1162 | -9,6 %         |
|   |             |      |                |             |      |                |
|   | 25 à 34 ans |      |                | 45 à 54 ans |      |                |
|   | 1989        | 1995 | Variation en % | 1989        | 1995 | Variation en % |
| <b>Niveau de scolarité</b>                            |             |      |                |             |      |                |
| Moins d'une 9 <sup>e</sup> année                      | 571         | 468  | -18,0 %        | 705         | 604  | -14,2 %        |
| 9 <sup>e</sup> -10 <sup>e</sup> année                 | 606         | 584  | -3,7 %         | 752         | 709  | -5,7 %         |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (sans diplôme) | 628         | 579  | -7,9 %         | 791         | 750  | -5,3 %         |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (avec diplôme) | 652         | 594  | -8,8 %         | 894         | 840  | -6,0 %         |
| Études postsecondaires part.                          | 643         | 577  | -10,1 %        | 961         | 872  | -9,2 %         |
| Diplôme/postsecondaires                               | 693         | 680  | -1,8 %         | 875         | 855  | -2,2 %         |
| Grade universitaire                                   | 834         | 671  | -19,4 %        | 1245        | 1170 | -6,1 %         |
|   |             |      |                |             |      |                |
| Femmes  |             |      |                |             |      |                |
|   | 25 à 34 ans |      |                | 45 à 54 ans |      |                |
|   | 1981        | 1988 | Variation en % | 1981        | 1988 | Variation en % |
|   |             |      |                |             |      |                |
| <b>Niveau de scolarité</b>                            |             |      |                |             |      |                |
| Études primaires                                      | 319         | 309  | -3,0 %         | 357         | 340  | -4,7 %         |
| Études secondaires, terminées ou non                  | 420         | 415  | -1,2 %         | 406         | 434  | 6,7 %          |
| Études postsecondaires partielles                     | 494         | 459  | -7,2 %         | 491         | 499  | 1,5 %          |
| Diplôme/postsecondaires                               | 502         | 488  | -2,8 %         | 510         | 513  | 0,7 %          |
| Grade universitaire                                   | 630         | 609  | -3,4 %         | 762         | 849  | 11,4 %         |
|   |             |      |                |             |      |                |
|   | 25 à 34 ans |      |                | 45 à 54 ans |      |                |
|   | 1989        | 1995 | Variation en % | 1989        | 1995 | Variation en % |
| <b>Niveau de scolarité</b>                            |             |      |                |             |      |                |
| Moins d'une 9 <sup>e</sup> année                      | 296         | 352  | 18,7 %         | 357         | 367  | 2,6 %          |
| 9 <sup>e</sup> -10 <sup>e</sup> année                 | 322         | 342  | 6,3 %          | 376         | 355  | -5,5 %         |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (sans diplôme) | 351         | 323  | -7,9 %         | 383         | 446  | 16,3 %         |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (avec diplôme) | 422         | 423  | 0,3 %          | 473         | 481  | 1,7 %          |
| Études postsecondaires partielles                     | 411         | 419  | 1,9 %          | 507         | 536  | 5,7 %          |
| Diplôme/postsecondaires                               | 473         | 471  | -0,5 %         | 527         | 535  | 1,4 %          |
| Grade universitaire                                   | 632         | 613  | -2,9 %         | 831         | 781  | -6,0 %         |

**Tableau 8 : Variation des aspirations salariales hebdomadaires selon le niveau de scolarité, la composition étant fixe selon la région, la branche d'activité et le statut d'employé à temps plein ou à temps partiel - Hommes**

| Variation des aspirations salariales, 1981-1988, en dollars de 1981   |             |      |                |             |      |                |
|---|-------------|------|----------------|-------------|------|----------------|
|   | 25 à 34 ans |      |                | 45 à 54 ans |      |                |
|   | 1981        | 1988 | Variation en % | 1981        | 1988 | Variation en % |
| <b>Niveau de scolarité*</b>   |             |      |                |             |      |                |
| Études primaires  | 500         | 419  | -16,2 % -      | 637         | 602  | -5,5 % -       |
| Études secondaires, terminées ou non  | 618         | 570  | -7,8 % *       | 740         | 725  | -2,0 % ns      |
| Études postsecondaires partielles   | 651         | 606  | -6,9 % *       | 841         | 875  | +4,0 % ns      |
| Diplôme/postsecondaires   | 707         | 627  | -11,3 % ns     | 791         | 849  | +7,3 % *       |
| Grade universitaire   | 797         | 682  | -14,4 % ns     | 1164        | 1126 | -3,2 % ns      |
| Variation des aspirations salariales, 1989-1995, en dollars de 1989   |             |      |                |             |      |                |
|   | 25 à 34 ans |      |                | 45 à 54 ans |      |                |
|   | 1989        | 1995 | Variation en % | 1989        | 1995 | Variation en % |
| <b>Niveau de scolarité*</b>   |             |      |                |             |      |                |
| Moins d'une 9 <sup>e</sup> année  | 472         | 390  | -17,4 % -      | 611         | 551  | -10,9 % -      |
| 9 <sup>e</sup> -10 <sup>e</sup> année   | 511         | 507  | -0,8 % *       | 638         | 622  | -2,5 % ns      |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (sans diplôme)   | 550         | 513  | -6,7 % ns      | 690         | 688  | -0,2 % ns      |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (avec diplôme)   | 557         | 525  | -5,7 % *       | 777         | 728  | -6,3 % ns      |
| Études postsecondaires partielles   | 570         | 522  | -8,4 % ns      | 832         | 709  | -14,8 % ns     |
| Diplôme/postsecondaires   | 607         | 583  | -3,9 % *       | 756         | 752  | -0,5 % *       |
| Grade universitaire   | 709         | 593  | -16,4 % ns     | 1186        | 991  | -16,4 % ns     |
| - Les niveaux de scolarité et, par conséquent, les aspirations salariales hebdomadaires correspondantes, ne sont pas comparables entre les deux périodes. |             |      |                |             |      |                |
| * Statistiquement différent du niveau de scolarité le plus faible.  |             |      |                |             |      |                |
| ns : Ne diffère pas du niveau de scolarité le plus faible.  |             |      |                |             |      |                |

**Tableau 9 : Variation des aspirations salariales hebdomadaires selon le niveau de scolarité, la composition étant fixe selon la région, la branche d'activité et le statut d'employé à temps plein ou à temps partiel – Femmes**

| Variation des aspirations salariales, 1981-1988, en dollars de 1981   |             |      |                |             |      |                |
|---|-------------|------|----------------|-------------|------|----------------|
|   | 25 à 34 ans |      |                | 45 à 54 ans |      |                |
|   | 1981        | 1988 | Variation en % | 1981        | 1988 | Variation en % |
| <b>Niveau de scolarité*</b>   |             |      |                |             |      |                |
| Études primaires  | 268         | 243  | -9,3 % -       | 279         | 265  | -5,0 % -       |
| Études secondaires, terminées ou non  | 336         | 325  | -3,3 % ns      | 328         | 346  | +5,5 % *       |
| Études postsecondaires partielles   | 385         | 362  | -6,0 % ns      | 381         | 404  | +6,0 % ns      |
| Diplôme/postsecondaires   | 427         | 418  | -2,1 % ns      | 398         | 400  | +0,5 % ns      |
| Grade universitaire   | 525         | 488  | -7,0 % ns      | 569         | 637  | +12,0 % *      |
| Variation des aspirations salariales, 1989-1995, en dollars de 1989   |             |      |                |             |      |                |
|   | 25 à 34 ans |      |                | 45 à 54 ans |      |                |
|   | 1989        | 1995 | Variation en % | 1989        | 1995 | Variation en % |
| <b>Niveau de scolarité*</b>   |             |      |                |             |      |                |
| Moins d'une 9 <sup>e</sup> année  | 244         | 283  | +15,9 % -      | 308         | 327  | +6,2 % -       |
| 9 <sup>e</sup> -10 <sup>e</sup> année   | 293         | 310  | +5,8 % ns      | 319         | 354  | +10,9 % ns     |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (sans diplôme)   | 302         | 300  | -0,7 % ns      | 334         | 384  | +14,9 % ns     |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (avec diplôme)   | 350         | 364  | +4,0 % ns      | 383         | 393  | +2,63 % ns     |
| Études postsecondaires partielles   | 343         | 352  | +2,6 % ns      | 404         | 400  | -1,0 % ns      |
| Diplôme/postsecondaires   | 386         | 402  | +4,1 % ns      | 424         | 433  | +2,1 % ns      |
| Grade universitaire   | 502         | 486  | -3,2 % *       | 646         | 554  | -15,7 % *      |
| - Les niveaux de scolarité et, par conséquent, les aspirations salariales hebdomadaires correspondantes, ne sont pas comparables entre les deux périodes.<br>* Statistiquement différent du niveau de scolarité le plus faible.<br>ns : Ne diffère pas du niveau de scolarité le plus faible. |             |      |                |             |      |                |

## **Annexes**

Annexe 1 : Résultats de la régression – Hommes, 1981-1988, variable dépendante:  $\ln$  des salaires hebdomadaires (EFC)

| Variable  | 25 à 34 ans |       |         |      |              |              | 45 à 54 ans                             |       |         |      |              |              |
|---|-------------|-------|---------|------|--------------|--------------|---|-------|---------|------|--------------|--------------|
|   | Coefficient |       | Valeurs |      | $\beta_{81}$ | $\beta_{88}$ | Coefficient                             |       | Valeurs |      | $\beta_{81}$ | $\beta_{88}$ |
|   |             |       | 1981    | 1988 |              |              |   |       | 1981    | 1988 |              |              |
| Constante                                       | 5,69        | 0,062 | ---     | ---  | 5,69         | 5,43         | 5,755                                   | 0,081 | ---     | ---  | 5,755        | 5,414        |
| Études secondaires, terminées ou non            | 0,210       | 0,028 | 49,9    | 48,5 | 0,210        | 0,308        | 0,149                                   | 0,022 | 45,1    | 44,2 | 0,149        | 0,186        |
| Études postsecondaires partielles               | 0,263       | 0,034 | 10,7    | 11,6 | 0,263        | 0,369        | 0,277                                   | 0,043 | 5,6     | 6,8  | 0,277        | 0,374        |
| Diplôme/postsecondaires                         | 0,346       | 0,032 | 16,0    | 19,4 | 0,346        | 0,404        | 0,215                                   | 0,036 | 8,8     | 12,5 | 0,215        | 0,343        |
| Grade universitaire                             | 0,466       | 0,033 | 16,4    | 16,4 | 0,466        | 0,488        | 0,602                                   | 0,034 | 11,8    | 17   | 0,602        | 0,626        |
| Québec  | 0,088       | 0,028 | 27,3    | 26,8 | 0,088        | 0,028        | 0,143                                   | 0,038 | 27,2    | 27,5 | 0,143        | 0,074        |
| Ontario   | 0,116       | 0,027 | 35,0    | 37,9 | 0,117        | 0,146        | 0,165                                   | 0,037 | 38,9    | 37,5 | 0,165        | 0,188        |
| Manitoba/Saskatchewan                           | 0,077       | 0,037 | 6,4     | 6,3  | 0,077        | 0,039        | 0,144                                   | 0,051 | 5,9     | 5,7  | 0,144        | 0,048        |
| Alberta   | 0,217       | 0,032 | 10,9    | 9,8  | 0,217        | 0,153        | 0,234                                   | 0,047 | 8,3     | 8,3  | 0,234        | 0,051        |
| Colombie-Britannique                            | 0,225       | 0,032 | 12,0    | 11,1 | 0,225        | 0,152        | 0,207                                   | 0,043 | 12,1    | 13,1 | 0,207        | 0,15         |
| Construction                                    | 0,017       | 0,037 | 9,3     | 10,0 | 0,017        | -0,145       | 0,002                                   | 0,049 | 10,5    | 9    | 0,002        | -0,078       |
| Fabrication                                     | -0,065      | 0,033 | 26,3    | 25,7 | -0,065       | -0,133       | -0,022                                  | 0,044 | 29      | 24,4 | -0,022       | -0,002       |
| Transport et communications                     | -0,026      | 0,034 | 19,4    | 17,1 | -0,026       | -0,119       | 0,024                                   | 0,046 | 18,7    | 17,4 | 0,024        | -0,011       |
| Services aux entreprises                        | -0,182      | 0,041 | 6,2     | 6,8  | -0,182       | -0,326       | -0,080                                  | 0,061 | 4,2     | 5,4  | -0,08        | -0,272       |
| Services personnels                             | -0,237      | 0,033 | 25,3    | 27,7 | -0,237       | -0,317       | -0,220                                  | 0,045 | 23,5    | 28,2 | -0,22        | -0,263       |
| Administration publique                         | 0,032       | 0,039 | 7,9     | 7,4  | 0,032        | -0,061       | -0,011                                  | 0,051 | 8,8     | 9,6  | -0,011       | -0,036       |
| Travail à temps plein                           | 0,500       | 0,046 | 97,6    | 96,2 | 0,500        | 0,700        | 0,617                                   | 0,064 | 97,8    | 98,4 | 0,617        | 0,977        |
| $t_{88}$  | -0,261      | 0,083 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,341                                  | 0,117 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Études secondaires, terminées ou non | 0,097       | 0,044 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,036                                   | 0,033 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Études postsecondaires partielles    | 0,106       | 0,051 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,096                                   | 0,059 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Diplôme/postsecondaires              | 0,058       | 0,048 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,128                                   | 0,049 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Grade universitaire                  | 0,022       | 0,049 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,024                                   | 0,046 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Québec                               | -0,059      | 0,038 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,069                                  | 0,052 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Ontario                              | 0,029       | 0,037 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,023                                   | 0,051 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Manitoba/Saskatchewan                | -0,038      | 0,051 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,955                                  | 0,071 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Alberta                              | -0,064      | 0,045 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,183                                  | 0,065 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Colombie-Britannique                 | -0,073      | 0,044 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,057                                  | 0,059 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Construction                         | -0,162      | 0,052 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,080                                  | 0,068 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Fabrication                          | -0,068      | 0,046 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,020                                   | 0,061 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Transport et communications          | -0,093      | 0,047 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,034                                  | 0,063 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Services aux entreprises             | -0,144      | 0,057 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,192                                  | 0,081 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Services personnels                  | -0,080      | 0,046 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,042                                  | 0,061 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Administration publique              | -0,094      | 0,055 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,025                                  | 0,069 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Travail à temps plein                | 0,201       | 0,057 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,359                                   | 0,097 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| N <sup>bre</sup> d'observations = 13 640        |             |       |         |      |              |              | N <sup>bre</sup> d'observations = 6 344 |       |         |      |              |              |
| F= 53,4   |             |       |         |      |              |              | F= 40,3                                 |       |         |      |              |              |
| ADJ.R <sup>2</sup> = 0,11                       |             |       |         |      |              |              | ADJ.R <sup>2</sup> = 1,6                |       |         |      |              |              |

Annexe 2 : Résultats de la régression – Hommes, 1989-1995, variable dépendante: ln des salaires hebdomadaires (EFC)

| Variable  | 25 à 34 ans |       |         |      |              |              | 45 à 54 ans                       |       |         |      |              |              |
|---|-------------|-------|---------|------|--------------|--------------|-----------------------------------|-------|---------|------|--------------|--------------|
|   | Coefficient |       | Valeurs |      | $\beta_{81}$ | $\beta_{88}$ | Coefficient                       |       | Valeurs |      | $\beta_{81}$ | $\beta_{88}$ |
|   |             |       | 1989    | 1995 |              |              |                                   |       | 1989    | 1995 |              |              |
| Constante   | 5,588       | 0,063 | ---     | ---  | 5,588        | 5,140        | 5,878                             | 0,090 | ---     | ---  | 5,878        | 5,521        |
| 9e-10 <sup>e</sup> année  | 0,079       | 0,045 | 9,9     | 7    | 0,079        | 0,262        | 0,044                             | 0,036 | 15,4    | 11   | 0,044        | 0,121        |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (sans diplôme)                   | 0,153       | 0,048 | 7,2     | 6,2  | 0,153        | 0,273        | 0,123                             | 0,052 | 4,8     | 5,1  | 0,123        | 0,221        |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (avec diplôme)                   | 0,166       | 0,042 | 22,8    | 21,9 | 0,166        | 0,296        | 0,241                             | 0,035 | 17,6    | 16,7 | 0,241        | 0,278        |
| Études postsecondaires partielles                                       | 0,189       | 0,045 | 10,4    | 8,4  | 0,189        | 0,290        | 0,310                             | 0,048 | 6,3     | 6    | 0,310        | 0,252        |
| Diplôme/postsecondaires   | 0,251       | 0,041 | 30,9    | 32   | 0,251        | 0,400        | 0,213                             | 0,033 | 24,7    | 28,2 | 0,213        | 0,311        |
| Grade universitaire   | 0,406       | 0,044 | 15,1    | 22,2 | 0,406        | 0,419        | 0,664                             | 0,039 | 15,3    | 22,5 | 0,664        | 0,587        |
| Québec  | 0,107       | 0,030 | 27,1    | 24,3 | 0,107        | 0,111        | 0,133                             | 0,040 | 27,7    | 27,3 | 0,133        | -0,010       |
| Ontario   | 0,130       | 0,029 | 37,5    | 39,1 | 0,130        | 0,172        | 0,166                             | 0,039 | 37,7    | 37,6 | 0,166        | -0,076       |
| Manitoba/Saskatchewan   | 0,031       | 0,039 | 6,3     | 6,1  | 0,031        | 0,058        | 0,067                             | 0,054 | 5,7     | 5,7  | 0,067        | -0,013       |
| Alberta   | 0,916       | 0,035 | 10      | 9,9  | 0,092        | 0,149        | 0,123                             | 0,049 | 8,3     | 8,4  | 0,123        | -0,043       |
| Colombie-Britannique  | 0,155       | 0,034 | 11,3    | 12,7 | 0,155        | 0,208        | 0,016                             | 0,045 | 12,4    | 12,7 | 0,160        | 0,107        |
| Fabrication de biens durables   | -0,027      | 0,039 | 9,7     | 9,4  | -0,027       | -0,090       | -0,066                            | 0,055 | 8,8     | 9,7  | -0,066       | -0,114       |
| Fabrication de biens non durables                                       | -0,100      | 0,038 | 13,5    | 12,9 | -0,100       | -0,079       | 0,003                             | 0,051 | 14,7    | 13,6 | 0,003        | -0,026       |
| Construction  | -0,940      | 0,038 | 11,7    | 10,1 | -0,094       | -0,085       | -0,049                            | 0,054 | 9,8     | 8,3  | -0,049       | -0,134       |
| Transport et communications   | 0,004       | 0,039 | 10,4    | 9,3  | 0,004        | -0,037       | 0,016                             | 0,052 | 12,4    | 12,1 | 0,016        | -0,065       |
| Commerce de gros  | -0,112      | 0,042 | 7,3     | 6,5  | -0,112       | -0,160       | -0,055                            | 0,059 | 6,6     | 5    | -0,055       | -0,193       |
| Commerce de détail  | -0,185      | 0,038 | 11,5    | 10,8 | -0,185       | -0,313       | -0,250                            | 0,057 | 7,5     | 7,8  | -0,250       | -0,252       |
| F.A.A.I.  | -0,097      | 0,051 | 3,4     | 3,9  | -0,097       | -0,010       | -0,036                            | 0,066 | 4,1     | 4,4  | -0,036       | -0,030       |
| Services de communication   | -0,222      | 0,041 | 8,4     | 9,8  | -0,222       | -0,243       | -0,248                            | 0,054 | 11,6    | 12,8 | -0,248       | -0,124       |
| Services personnels   | -0,501      | 0,048 | 4,2     | 5,6  | -0,501       | -0,441       | -0,471                            | 0,067 | 3,8     | 3,1  | -0,471       | -0,677       |
| Services aux entreprises  | -0,161      | 0,041 | 7,8     | 10,2 | -0,161       | -0,213       | -0,252                            | 0,064 | 4,7     | 6,8  | -0,252       | -0,169       |
| Administration publique   | -0,057      | 0,043 | 6,7     | 6,6  | -0,057       | 0,003        | 0,030                             | 0,053 | 10,7    | 11,3 | 0,030        | -0,001       |
| Travail à temps plein   | 0,606       | 0,358 | 95,5    | 91,1 | 0,606        | 0,866        | 0,500                             | 0,073 | 98,1    | 95,8 | 0,500        | 0,890        |
| t <sub>88</sub>   | -0,448      | 0,092 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,358                            | 0,112 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : 9 <sup>e</sup> -10 <sup>e</sup> année                 | 0,183       | 0,073 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,078                             | 0,052 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (sans diplôme) | 0,121       | 0,075 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,098                             | 0,071 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (avec diplôme) | 0,130       | 0,067 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,037                             | 0,050 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Études postsecondaires partielles                     | 0,101       | 0,072 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,058                            | 0,067 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Diplôme/postsecondaires                               | 0,149       | 0,066 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,097                             | 0,046 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Grade universitaire                                   | 0,012       | 0,069 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,077                            | 0,053 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Québec  | 0,004       | 0,043 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,143                            | 0,053 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Ontario   | 0,042       | 0,042 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,090                            | 0,052 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Manitoba/Saskatchewan                                 | 0,027       | 0,057 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,079                            | 0,072 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Alberta   | 0,057       | 0,050 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,166                            | 0,065 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Colombie-Britannique                                  | 0,053       | 0,049 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,052                            | 0,060 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Fabrication de biens durables                         | -0,063      | 0,058 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,048                            | 0,073 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Fabrication de biens non durables                     | 0,020       | 0,056 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,029                            | 0,069 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Construction  | 0,009       | 0,057 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,085                            | 0,073 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Transport et communications                           | -0,041      | 0,058 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,081                            | 0,070 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Commerce de gros                                      | -0,048      | 0,062 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,138                            | 0,081 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Commerce de détail                                    | -0,128      | 0,057 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,001                            | 0,076 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : F.A.A.I.  | 0,087       | 0,073 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,007                             | 0,088 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Services de communication                             | -0,021      | 0,060 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,124                             | 0,072 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Services personnels                                   | 0,059       | 0,068 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,205                            | 0,092 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Services aux entreprises                              | -0,052      | 0,060 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,083                             | 0,082 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Administration publique                               | 0,060       | 0,063 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,032                            | 0,071 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| t <sub>88</sub> : Travail à temps plein                                 | 0,261       | 0,045 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,390                             | 0,085 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| N <sup>bre</sup> d'observations = 12 337                                |             |       |         |      |              |              | N <sup>bre</sup> d'observations = |       |         |      |              |              |
| F= 53,1   |             |       |         |      |              |              | 7 426                             |       |         |      |              |              |
| ADJ.R <sup>2</sup> = 0,17   |             |       |         |      |              |              | F= 38,7                           |       |         |      |              |              |
|   |             |       |         |      |              |              | ADJ.R <sup>2</sup> = 0,19         |       |         |      |              |              |

**Annexe 3 : Résultats de la régression – Femmes, 1981-1988, variable dépendante: ln des salaires hebdomadaires (EFC)**

| Variable  | 25 à 34 ans |       |         |      |              |              | 45 à 54 ans                             |       |         |      |              |              |
|---|-------------|-------|---------|------|--------------|--------------|---|-------|---------|------|--------------|--------------|
|   | Coefficient |       | Valeurs |      | $\beta_{81}$ | $\beta_{88}$ | Coefficient                             |       | Valeurs |      | $\beta_{81}$ | $\beta_{88}$ |
|   |             |       | 1981    | 1988 |              |              |   |       | 1981    | 1988 |              |              |
| Constante                                       | 4,934       | 0,722 | ---     | ---  | 4,934        | 4,993        | 4,765                                   | 0,098 | ---     | ---  | 4,7648       | 5,0147       |
| Études secondaires, terminées ou non            | 0,226       | 0,050 | 48,3    | 46,7 | 0,226        | 0,291        | 0,163                                   | 0,370 | 52      | 49,6 | 0,1633       | 0,265        |
| Études postsecondaires partielles               | 0,468       | 0,046 | 10,4    | 11   | 0,365        | 0,397        | 0,314                                   | 0,068 | 5,8     | 6,3  | 0,314        | 0,4211       |
| Diplôme/postsecondaires                         | 0,673       | 0,047 | 19,6    | 21,8 | 0,468        | 0,540        | 0,356                                   | 0,051 | 13,3    | 16   | 0,356        | 0,4108       |
| Grade universitaire                             | 0,198       | 0,037 | 16,6    | 17,6 | 0,673        | 0,696        | 0,714                                   | 0,064 | 6,9     | 13   | 0,7145       | 0,877        |
| Québec  | 0,164       | 0,035 | 24,9    | 25,7 | 0,198        | 0,100        | 0,190                                   | 0,062 | 24,3    | 24,8 | 0,19         | 0,1075       |
| Ontario   | 0,764       | 0,046 | 36,9    | 37,9 | 0,164        | 0,164        | 0,142                                   | 0,060 | 41,5    | 40,4 | 0,1418       | 0,2018       |
| Manitoba/Saskatchewan                           | 0,222       | 0,042 | 7,2     | 6,9  | 0,076        | 0,102        | 0,173                                   | 0,075 | 8       | 7    | 0,173        | 0,0576       |
| Alberta   | 0,042       | 0,041 | 10,9    | 9,9  | 0,222        | 0,194        | 0,250                                   | 0,074 | 8,6     | 8,9  | 0,2503       | 0,1151       |
| Colombie-Britannique                            | 0,209       | 0,057 | 12,1    | 11,3 | 0,209        | 0,172        | 0,283                                   | 0,070 | 11      | 11,5 | 0,2828       | 0,1201       |
| Fabrication                                     | 0,039       | 0,060 | 13,6    | 13,7 | 0,039        | -0,052       | 0,267                                   | 0,085 | 15,2    | 13,8 | 0,2669       | -0,056       |
| Transport et communications                     | 0,172       | 0,061 | 8,7     | 9,3  | 0,172        | 0,017        | 0,277                                   | 0,096 | 6,1     | 7    | 0,2766       | 0,117        |
| Services aux entreprises                        | -0,011      | 0,053 | 7,8     | 8,6  | -0,011       | -0,055       | 0,111                                   | 0,099 | 5,1     | 5,9  | 0,1106       | -0,0149      |
| Services personnels                             | -0,028      | 0,061 | 59      | 57   | -0,028       | -0,134       | 0,156                                   | 0,078 | 62,4    | 62,9 | 0,1555       | -0,0749      |
| Administration publique                         | 0,084       | 0,022 | 7,9     | 8,4  | -0,185       | 0,022        | 0,335                                   | 0,092 | 7,8     | 7,1  | 0,3345       | 0,1107       |
| Travail à temps plein                           | 0,620       | 0,102 | 77,7    | 80,2 | 0,606        | 0,584        | 0,713                                   | 0,032 | 71,1    | 75,2 | 0,7132       | 0,6586       |
| $t_{88}$  | 0,059       | 0,065 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,250                                   | 0,132 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Études secondaires, terminées ou non | 0,065       | 0,073 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,102                                   | 0,053 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Études postsecondaires partielles    | 0,033       | 0,068 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,107                                   | 0,091 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Diplôme/postsecondaires              | 0,072       | 0,070 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,055                                   | 0,069 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Grade universitaire                  | 0,022       | 0,049 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,163                                   | 0,080 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Québec                               | -0,098      | 0,047 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,083                                  | 0,081 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Ontario                              | -5,271      | 0,062 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,060                                   | 0,077 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Manitoba/Saskatchewan                | 0,256       | 0,057 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,115                                  | 0,099 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Alberta                              | -0,028      | 0,055 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,135                                  | 0,096 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Colombie-Britannique                 | -0,038      | 0,077 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,163                                  | 0,091 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Fabrication                          | -0,091      | 0,080 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,323                                  | 0,115 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Transport et communications          | -0,155      | 0,081 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,160                                  | 0,127 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Services aux entreprises             | -0,044      | 0,071 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,126                                  | 0,131 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Services personnels                  | -0,106      | 0,081 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,230                                  | 0,105 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Administration publique              | -0,061      | 0,030 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,224                                  | 0,124 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Travail à temps plein                | -0,036      | 0,072 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,055                                  | 0,044 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| N <sup>bre</sup> d'observations = 11 783        |             |       |         |      |              |              | N <sup>bre</sup> d'observations = 5 400 |       |         |      |              |              |
| F= 94,4   |             |       |         |      |              |              | F= 61,0                                 |       |         |      |              |              |
| ADJ.R <sup>2</sup> = 0,20                       |             |       |         |      |              |              | ADJ.R <sup>2</sup> = 0,26               |       |         |      |              |              |

Annexe 4 : Résultats de la régression – Femmes, 1989-1995, variable dépendante:  $\ln$  des salaires hebdomadaires (EFC)

| Variable   | 25 à 34 ans |       |         |      |              |              | 45 à 54 ans                       |       |         |      |              |              |
|--|-------------|-------|---------|------|--------------|--------------|-----------------------------------|-------|---------|------|--------------|--------------|
|  | Coefficient |       | Valeurs |      | $\beta_{81}$ | $\beta_{88}$ | Coefficient                       |       | Valeurs |      | $\beta_{81}$ | $\beta_{88}$ |
|  |             |       | 1989    | 1995 |              |              |                                   |       | 1989    | 1995 |              |              |
| Constante  | 5,020       | 0,081 | ---     | ---  | 5,020        | 5,005        | 5,069                             | 0,107 | ---     | ---  | 5,0685       | 4,8687       |
| 9e-10 <sup>e</sup> année   | 0,180       | 0,061 | 7,6     | 4,1  | 0,180        | 0,094        | 0,339                             | 0,048 | 13,9    | 8,7  | 0,0339       | 0,0788       |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (sans diplôme)            | 0,213       | 0,064 | 5,5     | 3,8  | 0,213        | 0,060        | 0,079                             | 0,057 | 7,6     | 4,5  | 0,0793       | 0,1618       |
| 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (avec diplôme)            | 0,358       | 0,056 | 27,8    | 22,2 | 0,358        | 0,253        | 0,217                             | 0,044 | 22,4    | 25,2 | 0,2173       | 0,1829       |
| Études postsecondaires partielles                                | 0,340       | 0,060 | 9,7     | 8,4  | 0,340        | 0,220        | 0,271                             | 0,058 | 7,5     | 6,5  | 0,2712       | 0,2012       |
| Diplôme/postsecondaires  | 0,456       | 0,056 | 31,3    | 34,8 | 0,456        | 0,352        | 0,319                             | 0,044 | 26      | 28,5 | 0,3189       | 0,2804       |
| Grade universitaire  | 0,720       | 0,059 | 15,9    | 25,3 | 0,720        | 0,542        | 0,740                             | 0,056 | 9,5     | 19,2 | 0,7399       | 0,5091       |
| Québec   | 0,027       | 0,032 | 25,9    | 23,7 | 0,027        | 0,200        | 0,111                             | 0,052 | 25,3    | 25,1 | 0,111        | 0,1527       |
| Ontario  | 0,111       | 0,031 | 38,5    | 39,5 | 0,111        | 0,264        | 0,180                             | 0,496 | 40,2    | 39,4 | 0,1805       | 0,1951       |
| Manitoba/Saskatchewan  | 0,012       | 0,042 | 6,6     | 6,5  | 0,012        | 0,074        | -4,230                            | 0,065 | 6,9     | 6,5  | -0,004       | 0,1242       |
| Alberta  | 0,092       | 0,038 | 9,8     | 9,7  | 0,092        | 0,159        | 0,090                             | 0,062 | 8,7     | 8,8  | 0,0897       | 0,1726       |
| Colombie-Britannique   | 0,102       | 0,037 | 11      | 12,7 | 0,103        | 0,335        | 0,055                             | 0,058 | 11,7    | 13   | 0,0554       | 0,3195       |
| Fabrication de biens durables                                    | -0,108      | 0,061 | 7,6     | 7,3  | -0,108       | -0,125       | 0,117                             | 0,098 | 8,8     | 7,7  | 0,1171       | -0,0014      |
| Fabrication de biens non durables                                | 0,034       | 0,066 | 4,6     | 3,9  | 0,034        | -0,025       | 0,202                             | 0,106 | 4,6     | 2,4  | 0,2021       | 0,2989       |
| Construction   | -0,193      | 0,083 | 1,6     | 1    | -0,193       | -0,286       | 0,075                             | 0,128 | 1,7     | 1    | 0,0749       | 0,2243       |
| Transport et communications                                      | 0,106       | 0,064 | 5,3     | 5,3  | 0,106        | 0,071        | 0,328                             | 0,106 | 4,5     | 4,5  | 0,3279       | 0,2708       |
| Commerce de gros   | 0,030       | 0,068 | 3,6     | 3,1  | 0,030        | 0,003        | 0,017                             | 0,111 | 3,4     | 3    | 0,0172       | -0,0386      |
| Commerce de détail   | -0,206      | 0,059 | 11,7    | 11,9 | -0,206       | -0,275       | 0,030                             | 0,095 | 12,3    | 11,6 | 0,0298       | -0,0151      |
| F.A.A.I.   | -0,028      | 0,060 | 9,3     | 9    | -0,028       | -0,028       | 0,183                             | 0,100 | 7,1     | 7    | 0,1834       | 0,1255       |
| Services de communication  | -0,019      | 0,056 | 26,2    | 28   | -0,020       | -0,026       | 0,111                             | 0,091 | 32,6    | 37,5 | 0,1105       | 0,2476       |
| Services personnels  | -0,454      | 0,059 | 11,2    | 11,9 | -0,454       | -0,401       | -0,183                            | 0,096 | 10,2    | 8,4  | -0,1828      | -0,2158      |
| Services aux entreprises   | -0,038      | 0,060 | 9,2     | 10,5 | -0,038       | -0,095       | 0,127                             | 0,101 | 6,4     | 7,8  | 0,127        | 0,1691       |
| Administration publique  | 0,095       | 0,061 | 7,4     | 6,4  | 0,095        | 0,074        | 0,239                             | 0,101 | 6,4     | 7,2  | 0,2387       | 0,2717       |
| Travail à temps plein  | 0,613       | 0,021 | 80      | 76,6 | 0,613        | 0,662        | 0,593                             | 0,030 | 76,5    | 75,3 | 0,5925       | 0,8115       |
| $t_{88}$   | -0,015      | 0,127 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,200                            | 0,141 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : 9 <sup>e</sup> -10 <sup>e</sup> année                 | -0,087      | 0,102 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,045                             | 0,071 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (sans diplôme) | -0,153      | 0,105 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,082                             | 0,085 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : 11 <sup>e</sup> -13 <sup>e</sup> année (avec diplôme) | -0,105      | 0,093 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,034                            | 0,064 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Études postsecondaires partielles                     | -0,119      | 0,098 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,070                            | 0,082 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Diplôme/postsecondaires                               | -0,104      | 0,092 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,038                            | 0,064 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Grade universitaire                                   | -0,178      | 0,094 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,231                            | 0,075 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Québec  | 0,173       | 0,047 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,042                             | 0,068 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Ontario   | 0,154       | 0,045 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,015                             | 0,066 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Manitoba/Saskatchewan                                 | 0,061       | 0,061 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,125                             | 0,086 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Alberta   | 0,067       | 0,055 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,083                             | 0,081 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Colombie-Britannique                                  | 0,232       | 0,053 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,264                             | 0,076 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Fabrication de biens durables                         | -0,017      | 0,094 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,118                            | 0,129 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Fabrication de biens non durables                     | -0,059      | 0,101 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,097                             | 0,146 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Construction  | -0,093      | 0,133 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,149                             | 0,181 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Transport et communications                           | -0,036      | 0,097 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,057                            | 0,139 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Commerce de gros                                      | -0,028      | 0,104 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,056                            | 0,147 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Commerce de détail                                    | -0,069      | 0,090 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,045                            | 0,125 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : F.A.A.I.  | 2,038       | 0,092 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,058                            | 0,131 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Services de communication                             | -0,006      | 0,087 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,137                             | 0,120 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Services personnels                                   | 0,053       | 0,090 | ---     | ---  | ---          | ---          | -0,033                            | 0,127 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Services aux entreprises                              | -0,057      | 0,091 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,042                             | 0,131 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Administration publique                               | -0,022      | 0,094 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,033                             | 0,131 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| $t_{88}$ : Travail à temps plein                                 | 0,049       | 0,029 | ---     | ---  | ---          | ---          | 0,219                             | 0,039 | ---     | ---  | ---          | ---          |
| N <sup>bre</sup> d'observations = 11 327                         |             |       |         |      |              |              | N <sup>bre</sup> d'observations = |       |         |      |              |              |
| F= 94,3  |             |       |         |      |              |              | 6 724                             |       |         |      |              |              |
| ADJ.R <sup>2</sup> = 0,28  |             |       |         |      |              |              | F= 61,5                           |       |         |      |              |              |
|  |             |       |         |      |              |              | ADJ.R <sup>2</sup> = 0,30         |       |         |      |              |              |



## **Bibliographie**

- Allen, S.G. (1996), « Technology and the Wage Structure », National Bureau of Economic Research (NBER), document de travail n° 5534.
- Autor, D.H., L.F. Katz et A.B. Krueger (1997), « Computing Inequality: Have Computers Changed the Labour Market? », National Bureau of Economic Research (NBER), document de travail n° 5956.
- Bartel, A. et N. Sicherman (1997), « Technological Change and Wages: an Inter-Industry Analysis », National Bureau of Economic Research (NBER), document de travail n° 5941.
- Beaudry, P. et D. Green (1997), « Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends », National Bureau of Economic Research (NBER), document de travail.
- Betcherman, G. et R. Morissette (1994), « Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada », Document de recherche n° 63, Direction des études analytiques, Ottawa: Statistique Canada.
- Blinder, A. (1973), « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *Journal of Human Resources*, n° 7, p. 436 à 455.
- Davis, S. (1992), « Cross-Country Patterns of Change in Relative Wages », National Bureau of Economic Research (NBER), document de travail n° 4085.
- Morissette, R., J. Myles et G. Picot (1994), « Earnings Inequality and the Distribution of Working Time in Canada », *Canadian Business Economics*, vol. 2, n° 3, printemps 1994, p. 3 à 16.
- Morissette, R. (1997), « The Declining Labour Market Status of Young Men », exposé présenté lors d'une conférence sur l'équité entre les générations, Ottawa: Statistique Canada, février 1997.
- Myles, J., G. Picot et T. Wannell (1988), « Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne », Document de recherche n° 17, Direction des études analytiques, Ottawa: Statistique Canada.
- Oaxaca, R.L. (1993), « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, n° 14, p. 693 à 709.
- Sheridan, M., B. Diverty et D. Sunter (1996), « Évolution de la semaine de travail : tendances dans les heures de travail hebdomadaires », *L'Observateur économique canadien*, vol. 9, n° 9, p. 3.1 à 3.21, Catalogue n° 11-010-XPB, Ottawa: Statistique Canada.