

**Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada**

**par René Morissette\* et Charles Bérubé\*\***

**N° 94**

**11F0019MPF N° 94**  
**ISSN : 1200-5231**  
**ISBN : 0-660-95273-4**

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

\*Immeuble R.-H.-Coats, 24<sup>e</sup> étage, Ottawa, K1A 0T6  
Analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada  
(613) 951-3608  
Télécopieur : (613) 951-5403  
Adresse Internet : moriren@statcan.ca

\*\*Division des prix, Statistique Canada

le 11 juillet 1996

Nous souhaitons remercier Leonard Landry pour le concours inestimable qu'il nous a prêté ainsi que Dave Binder, Miles Corak, Patrice de Broucker, Geoff Hole, Francine Mayer, John Myles et Leslie Robb pour leurs commentaires fort utiles. Les auteurs assument seuls la responsabilité des opinions dans le présent document qui ne représente pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

## RÉSUMÉ

Dans ce document, nous posons les trois questions suivantes : 1) Même après la prise en compte des effets cycliques, les nouvelles périodes de faible salaire durent-elles aujourd'hui plus longtemps que par le passé? 2) Une fois qu'il a commencé une nouvelle période de faible salaire, un travailleur de sexe masculin gagne-t-il aujourd'hui un salaire annuel réel plus faible qu'au milieu des années 70? 3) L'inégalité des gains en longue période s'est-elle accentuée dans les années 80? Les réponses à ces questions sont les suivantes. Premièrement, même en tenant compte des taux de chômage relativement élevés observés depuis le milieu des années 80, on constate que les travailleurs canadiens de sexe masculin âgés de moins de 35 ans étaient moins susceptibles de quitter le bas de la répartition des salaires lors de la période 1985-1992 que lors de la période 1976-1984. En d'autres termes, les nouvelles périodes de faible salaire durent maintenant plus longtemps pour ces travailleurs. Deuxièmement, les jeunes hommes qui traversaient une nouvelle période de faible salaire ont reçu, en 1985-1993, un salaire annuel réel de beaucoup inférieur à celui que leurs homologues gagnaient en 1975-1984. Troisièmement, au cours des années 80, l'inégalité des gains cumulés sur six ou sur dix ans s'est accentuée au même rythme que l'inégalité des gains annuels.

Mots clés : inégalité; salaire(s); classe moyenne; polarisation; mobilité du salaire.

*«I had a job, I had a girl  
I had something going mister in this world  
I got laid-off down at the lumber yard  
Our love went bad, times got hard  
Now I work down at the carwash, where all it ever does is rain  
Don't you feel like you're a rider on a downbound train»*  
Bruce Springsteen ( «Downbound Train», Columbia Records, 1984)

## I. Introduction

Au Canada, la répartition des gains annuels est devenue plus inégale au cours des années 80 chez les salariés de sexe masculin et les femmes employées à temps plein toute l'année (Wolfson, 1992; Burbidge et coll., 1993; Beach et Slotsve, 1994; Morissette, Myles et Picot, 1994; Richardson, 1994). Parce qu'elle s'est produite à un moment où le salaire annuel réel moyen des Canadiens stagnait, l'accentuation de l'écart entre les bas et les hauts salariés a eu pour effet de rendre la situation des travailleurs à faible salaire plus difficile à la fin qu'au début des années 80.

La croissance de l'inégalité a été associée à une polarisation des salaires annuels, c.-à-d. à un gonflement aux deux extrémités de la courbe des salaires. En d'autres termes, le nombre de Canadiens à faible salaire et à salaire élevé au cours d'une année donnée s'est accru. Le nombre croissant de bas salariés a engendré les pressions qui s'exercent sur les programmes sociaux actuels, posant par là-même d'épineuses questions aux responsables de la politique sociale dans une conjoncture de dette publique élevée et de croissance économique lente.

L'un des points importants consiste à déterminer si le nombre grandissant de bas salariés découle d'un allongement de la durée des périodes de faible salaire. Il se pourrait que le nombre de Canadiens à bas salaire annuel augmente simplement du fait que, pendant une période donnée, ils sont aujourd'hui plus nombreux que dans les années 70 à entrer dans le fractile inférieur de la répartition des gains, mais qu'ils y demeurent à peu près aussi longtemps qu'avant. Il se peut aussi que les travailleurs qui se sont retrouvés à l'extrémité inférieure de la courbe des salaires aient traversé, durant les années 80, des périodes de faible salaire beaucoup plus longues que pendant les années 70. Dans ce dernier cas, il est probable que les coûts d'adaptation supportés par ces travailleurs sont plus importants que dans le premier cas de figure.

Même si la durée des périodes de faible salaire reste la même, il se peut que le fardeau économique qui se rattache à ces périodes devienne plus lourd. C'est ce qui peut se produire si les travailleurs qui entrent aujourd'hui dans le fractile inférieur de la répartition des salaires gagnent moins que leurs homologues des années 70<sup>1</sup>. Il faut donc, dans un deuxième temps, déterminer si le salaire réel des Canadiens qui sont entrés au bas de l'échelle de la répartition des

---

<sup>1</sup> Il se pourrait aussi que les travailleurs canadiens tendent aujourd'hui, plus que dans les années 70, à traverser **plusieurs** périodes de faible salaire. Le fardeau économique associé à ces périodes pourrait s'en trouver augmenté, même si la durée de ces périodes et les salaires réels qui s'y rattachent demeureraient inchangés. Nous n'étudions pas cette possibilité dans le présent document.

salaires dans les années 80 est moins élevé que celui que gagnaient leurs homologues des années 70.

En troisième lieu, il s'agit de déterminer si l'écart grandissant – mesuré annuellement – entre les bas et les hauts salariés a accentué l'inégalité des gains mesurée sur un intervalle de temps plus long. Nombre d'études américaines et canadiennes démontrent aujourd'hui sans équivoque que l'inégalité des gains annuels s'est accrue sensiblement depuis les années 70. On ne sait toujours pas, cependant, si l'inégalité des gains en longue période a augmenté. Si, durant les années 80, la mobilité ascendante des travailleurs à faible salaire et la mobilité descendante des travailleurs à salaire élevé ont été supérieures à ce qu'elles étaient dans les années 70, il se peut que l'inégalité des gains en longue période soit restée la même. Par conséquent, une dispersion croissante des salaires, mesurée transversalement, n'aboutira pas nécessairement à une plus grande inégalité des gains mesurée sur une période d'une durée supérieure à un an.

L'objectif du présent document est de répondre à ces trois questions. Pour ce faire, nous tirons parti d'un ensemble de données unique. Nous utilisons les données longitudinales du fichier des T4 Supplémentaires de Revenu Canada pour la période 1975-1993. Les études canadiennes antérieures s'appuyaient toutes sur des données transversales, de sorte qu'elles ne pouvaient traiter des questions susmentionnées.

Aux États-Unis, des études dont le nombre ne cesse de croître (Bound et Johnson, 1992; Katz et Murphy, 1992; Murphy et Welch, 1992; Juhn, Murphy et Pierce, 1993) ont récemment tenté de cerner les causes de la croissance de l'inégalité des salaires annuels. Relativement peu d'auteurs américains, toutefois, se sont penchés sur les aspects longitudinaux de l'inégalité ou, de façon plus générale, sur la mobilité des salaires. En utilisant des données longitudinales couvrant la période 1967-1975, Shorrocks (1981) montre comment la dispersion des **revenus** individuels cumulés sur plusieurs années diffère de la dispersion des revenus annuels. Duncan et coll. (1991) examinent dans quelle mesure les adultes dans la force de l'âge sont entrés dans la partie médiane de la courbe de la répartition des revenus des ménages et en sont sortis au cours de la période 1967-1988. Veum (1992), Hungerford (1993) et Smith (1994a) se sont demandés si la mobilité des revenus (qu'elle soit définie en termes relatifs ou absolus) avait changé entre la décennie 80 et les années 70. Smith (1994b) a déterminé quelles étaient les personnes les plus susceptibles de descendre dans l'échelle des revenus. Gottschalk et Moffitt (1994) se sont interrogés sur une éventuelle augmentation de l'instabilité des salaires entre 1970-1978 et 1979-1987. Toutes les études qui précèdent sont basées sur l'enquête américaine *Panel Study of Income Dynamics* (PSID). Smith et Vavrichek (1992) analysent la mobilité du **taux de salaire horaire** des travailleurs gagnant le salaire minimum à l'aide des données de l'enquête américaine *Survey of Income and Program Participation* (SIPP). Schiller (1994) s'appuie sur les données de la *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY) (enquête longitudinale nationale sur les jeunes) pour examiner la mobilité des **salaires** des jeunes travailleurs dans les années 80. Gittleman et Joyce (1995) documentent la mobilité des salaires au cours de la période 1967-1991, à l'aide des fichiers appariés de mars (temps t) à mars (temps t+1) provenant des *Annual Demographic files* (fichiers démographiques annuels) de l'enquête américaine *Current Population Survey* (CPS). Dans toutes ces études, c'est l'individu qui tient lieu d'unité d'analyse.

Notre objectif principal est de répondre aux trois questions susmentionnées dans le cas des travailleurs dont la participation au marché du travail est relativement stable. C'est pour cela que nous nous concentrons sur les travailleurs de sexe masculin. L'intérêt que nous portons aux périodes de faible salaire vient de ce que le public se demande si les changements structurels survenus dans le marché du travail n'ont pas diminué les chances des Canadiens d'atteindre un niveau de vie «décent». Bien que ce soit à l'aide de données sur le **revenu familial après impôt** que l'on étudie le mieux le concept d'un niveau de vie décent, nous pensons qu'en documentant le profil chronologique du salaire des individus, nous pourrions obtenir des renseignements utiles sur les causes et les effets de la hausse de l'inégalité des gains annuels.

Le document est structuré de la manière suivante. En premier lieu, nous confirmons la polarisation des salaires annuels observée dans les études antérieures (section II). En deuxième lieu, nous montrons que, même après la prise en compte des effets cycliques, les travailleurs de sexe masculin de moins de 35 ans étaient moins susceptibles de quitter le bas de la répartition des salaires au cours de la période 1985-1992 que durant la période 1976-1984 (section III). En d'autres termes, la durée des nouvelles périodes de faible salaire a augmenté dans les années 80 pour ces travailleurs. En troisième lieu, nous constatons que, alors qu'ils traversaient des nouvelles périodes de faible salaire, les hommes âgés de 18 à 24 ans ont reçu en 1985-1993 un salaire annuel réel sensiblement inférieur à celui qui était versé en 1975-1984 (section IV). En quatrième lieu, nous montrons que l'inégalité des gains en longue période s'est accrue au même rythme que l'inégalité des gains à court terme (c.-à-d. sur un an) au cours des années 80 (section V). Viennent ensuite les commentaires de conclusion (section VI).

## II. La croissance de l'inégalité des gains annuels : examen de certains faits stylisés <sup>2</sup>

La plupart des études canadiennes antérieures ont documenté la croissance de l'inégalité des gains annuels à l'aide des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) (Wolfson, 1992; Burbidge et coll., 1993; Beach et Slotsve, 1994; Morissette, Myles et Picot, 1994; Richardson, 1994)<sup>3</sup>. Il est naturel de se demander si les principales conclusions tirées des données de l'EFC tiennent toujours au regard des données extraites des dossiers fiscaux.

---

<sup>2</sup> Pour le reste de ce document, les termes «gains annuels», et «salaire(s) annuel(s)» sont utilisés de façon interchangeable et se rapportent essentiellement au salaire annuel reçu par les travailleurs rémunérés. Le salaire tiré d'un travail indépendant est exclu de l'analyse.

<sup>3</sup> Myles, Picot et Wannell (1988) utilisent les données de l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail et de l'Enquête sur l'activité de 1986 pour examiner la distribution des **emplois** selon le taux de salaire horaire. Picot, Myles et Wannell (1990) combinent les données de ces deux enquêtes avec celles de l'EFC pour analyser la **polarisation** des revenus annuels. Macphail (1993) se sert des données de l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail et des enquêtes sur l'activité de 1986 et de 1989 pour examiner les tendances suivies par l'inégalité des revenus annuels au cours de la dernière décennie. Doiron et Barrett (1994) utilisent les données de l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail et de l'Enquête sur l'activité de 1988 en s'intéressant tout particulièrement à l'importance du nombre d'heures travaillées par an et des taux de salaire horaire pour expliquer les différences d'inégalité des revenus entre les hommes et les femmes. Morissette (1995) combine les données de l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, de l'Enquête de 1984 sur l'affiliation syndicale et des enquêtes sur l'activité de 1986 à 1990 pour documenter la croissance de l'inégalité des revenus hebdomadaires.

Pour répondre à cette question, nous sélectionnons deux échantillons. Le premier se compose d'hommes âgés de 18 à 64 ans gagnant un salaire positif. À l'inverse de l'EFC, le fichier d'impôt ne nous permet pas d'établir une distinction entre l'ensemble des salariés et les travailleurs employés toute l'année à temps plein. Pour tenir compte de cela, nous sélectionnons un second échantillon composé de travailleurs de sexe masculin âgé de 25 à 54 ans. Cet échantillon se compose de travailleurs susceptibles d'être des participants assidus du marché du travail. La période étudiée est 1975-1993<sup>4</sup>. Selon l'année considérée, la taille du premier échantillon varie entre 58 000 et 70 000 valeurs observées, et celle du second, entre 38 000 et 52 000.

Tout d'abord, nous avons tracé le salaire annuel réel moyen dans les quintiles inférieur, moyen et supérieur (figure 1). Les chiffres sont présentés pour les deux échantillons et les deux sources de données. Le constat est clair : que l'on utilise les données de l'EFC ou le fichier fiscal, et que l'on considère les travailleurs âgés de 18 à 64 ans ou ceux âgés de 25 à 54 ans, l'écart entre les salaires faibles et élevés s'est creusé au cours des années 80 au Canada. Pour les deux échantillons, les salaires réels dans les quintiles inférieur et moyen ont suivi une évolution remarquablement semblable, que l'on s'appuie sur l'une ou l'autre des deux sources de données. Les salaires réels du quintile inférieur suivent une courbe en S. Ils ont chuté de façon dramatique entre 1981 et 1983, ont repris ensuite de la vigueur, mais dans une faible mesure, au cours de la période d'expansion qui a suivi, puis ont de nouveau diminué avec la récession de 1990-1992. Selon l'échantillon et la source de données considérés, les travailleurs de sexe masculin du quintile inférieur ont gagné, en 1989, entre 20 % et 30 % de moins (en chiffres réels) que leurs homologues en 1975. Bien que les salaires réels du quintile moyen aient également diminué pendant les deux dernières récessions, leur variation est de bien moindre amplitude. Dans un échantillon comme dans l'autre, de même que pour les deux sources de données, les salaires réels en 1989 étaient d'environ 4 % inférieurs à ce qu'ils étaient en 1975.

Si les chiffres provenant des deux sources de données sont très semblables dans les quintiles inférieur et moyen, le fichier fiscal montre que les salaires réels dans la partie supérieure de la répartition ont augmenté davantage, dans les années 80, que les données de l'EFC le laissent supposer. D'après les dossiers fiscaux, il apparaît qu'entre 1975 et 1989 les salaires réels du quintile supérieur ont augmenté de 14 % et de 10 % respectivement chez les hommes âgés de 18 à 64 ans et de 25 à 54 ans. Par contre, les données de l'EFC signalent une faible croissance de 2 % chez les 18-64 ans et une progression pratiquement nulle dans le cas des 25-54 ans.

En deuxième lieu, nous examinons dans quelle mesure la partie médiane de la courbe de distribution des salaires a perdu de son importance relative au cours des années 80. Nous présentons l'évolution tendancielle de trois mesures de polarisation (figure 2). On les définit comme la fraction des personnes dont le salaire se situe dans les intervalles suivants : 1) de 75 % à 125 %, 2) de 50 % à 150 % et 3) de 25 % à 175 % du salaire médian. Si, selon les données du

---

<sup>4</sup> Le fichier fiscal utilisé dans ce document renferme 1 % de tous les dossiers d'impôt des particuliers reçus par Revenu Canada. Ce fichier est le produit d'un amalgame des formulaires T4 Supplémentaires remplis par les employeurs et des dossiers d'impôt des particulier T1. Le fichier fiscal couvre les années de la période 1975 à 1993, tandis que les données de l'EFC utilisées dans ce document couvrent les années 1975, 1977, 1979, 1981, 1983, 1986 et 1988 à 1993. Pour assurer l'uniformité chronologique, les salaires tirés de l'EFC comprennent la solde des militaires. L'annexe 1 décrit plus en détail le fichier des T4 Supplémentaires.

fichier fiscal, la proportion des hommes dont le salaire se trouve à l'intérieur de ces fourchettes est légèrement inférieure à la proportion correspondante d'après les données de l'EFC, il n'en reste pas moins que les deux sources de données font apparaître la même évolution. Dans un échantillon comme dans l'autre, la proportion des hommes qui ont reçu un salaire les apparentant à la «classe moyenne» a diminué au cours de la récession de 1981-1982, est demeurée constante entre 1983 et 1989, malgré l'expansion enregistrée durant cette période, puis a de nouveau diminué pendant la dernière récession. Par exemple, le fichier fiscal montre que la proportion des hommes âgés de 25 à 54 ans ayant gagné entre 75 % et 125 % du salaire médian est passée de 41 % à 32 % entre 1975 et 1989. Les données issues de l'EFC montrent, quant à elles, que cette proportion est passée de 43 % à 35 % entre ces deux années.

Ainsi, les données du fichier fiscal confirment la principale conclusion des études antérieures basées sur les données de l'EFC : l'écart entre les salariés de sexe masculin à faible salaire et ceux à salaire élevé s'est accru, et la partie médiane de la courbe de distribution des salaires a rétréci au cours de la dernière décennie au Canada.

Dans le tableau 1, nous nous servons des données du fichier fiscal pour présenter la répartition des salaires annuels en 1975, en 1981, en 1989 et en 1993. La première partie du tableau se rapporte à l'échantillon des salariés de sexe masculin âgés de 18 à 64 ans. La seconde est basée sur le sous-ensemble des salariés de sexe masculin âgés de 25 à 54 ans<sup>5</sup>. Pour chaque échantillon, les catégories de salaires permettent d'établir dix déciles en 1975, qui sont rajustés en fonction de l'indice des prix à la consommation les années suivantes.

Dans les deux échantillons, on a observé un déplacement des déciles quatre à huit vers les parties inférieure et supérieure de la répartition des salaires. Plus précisément, la proportion des salariés de sexe masculin âgés de 18 à 64 ans gagnant entre 20 244 \$ et 46 280 \$ (en dollars constants de 1993) a diminué entre 1975 et 1989, passant de 50 % à 42 %. Cette baisse de 8 points a eu pour contrepartie une hausse de 4 points de l'importance relative des trois groupes de salaires les plus bas et une augmentation identique des deux déciles supérieurs. Chez les travailleurs de sexe masculin âgés de 25 à 54 ans, la fraction des individus gagnant entre 27 107 \$ et 50 464 \$ est passée de 50 % à 42 % entre 1975 et 1989, puis à 38 % en 1993. Ce déclin est principalement lié au gonflement des deux déciles inférieurs, dont l'importance relative est passée de 20 % à 26 % entre 1975 et 1989, puis à 31 % en 1993. Une fois encore, ainsi que le montrent les études antérieures, les Canadiens sont plus nombreux à gagner un salaire annuel soit faible soit élevé, à mesure que le segment médian de la courbe de répartition rétrécit.

---

<sup>5</sup> Pour permettre des comparaisons avec les données de l'EFC, les figures 1 et 2 ont été basées sur un échantillon de travailleurs de sexe masculin gagnant un **salaire annuel positif**. Nous en sommes arrivés aux mêmes conclusions qualitatives lorsque nous avons produit des versions des figures 1 et 2 à partir des salaires annuels versés dans le cadre d'emplois dont la rémunération était d'au moins 250 \$ par an en dollars constants de 1975. Comme on l'explique à l'annexe 1, nous avons ajouté cette condition pour assurer l'uniformité temporelle de l'échantillon d'emplois-personnes sélectionné dans le fichier des T4 Supplémentaires. **Dans le reste du document, les chiffres (y compris ceux du tableau 1) seront ainsi basés sur le salaire annuel reçu dans le cadre de tous les emplois dont la rémunération est d'au moins 250 \$ par an en dollars constants de 1975.** Par conséquent, dans le reste du document, lorsque nous faisons allusion aux personnes n'ayant pas de revenu, nous incluons dans cette catégorie les travailleurs qui n'ont pas reçu de salaire pendant l'année de référence ainsi que ceux dont le revenu annuel provenait en totalité d'emplois dont la rémunération était inférieure à 250 \$ par an (en dollars constants de 1975).

### III. Les périodes de faible salaire durent-elles plus longtemps que par le passé?

#### A) Définition d'un faible salaire

Toute définition d'un faible salaire – à l'instar d'une définition de la pauvreté – étant arbitraire, nous sélectionnons deux seuils pour mesurer les déplacements vers la partie inférieure de la répartition des salaires. Le premier seuil est égal à 13 509 \$ (en dollars constants de 1993) et constitue une rémunération voisine du seuil de faible revenu que Statistique Canada a déterminé pour un adulte vivant dans une zone urbanisée de moins de 30 000 habitants (13 063 \$<sup>6</sup>). En 1975, 20 % des salariés de sexe masculin âgés de 18 à 64 ans gagnaient un salaire annuel réel inférieur à ce seuil (tableau 1). La seconde limite est fixée à 21 073 \$ (en dollars constants de 1993) et équivaut approximativement au seuil de faible revenu d'une famille de deux personnes vivant dans une zone urbanisée d'au moins un demi-million d'habitants (20 603 \$). En 1975, 20 % des salariés de sexe masculin âgés de 25 à 54 ans gagnaient moins de 21 073 \$ (tableau 1). Pour simplifier, nous désignerons ces deux limites comme les seuils de 13 000 \$ et de 21 000 \$ (en dollars constants de 1993) dans le reste du document.

Dans le tableau 2, nous indiquons quelles proportions de salariés de sexe masculin âgés de 18 à 64 ans gagnent un faible salaire, en vertu de ces deux définitions, depuis le milieu des années 70. Dans tous les groupes d'âge, en particulier chez les hommes de moins de 35 ans, l'importance relative des travailleurs à faible salaire s'est accrue. Par exemple, 23 % des salariés de sexe masculin âgés de 25 à 34 ans gagnaient moins de 21 000 \$ en 1975, comparativement à 40 % en 1993.

#### B) Aperçu

Le nombre de Canadiens à faible salaire a pu augmenter soit parce que les nouvelles périodes de faible salaire sont plus fréquentes que par le passé, soit parce qu'elles durent plus longtemps qu'auparavant. En ce qui a trait au chômage, la distinction entre fréquence et durée est importante, car les coûts d'adaptation supportés par les travailleurs – et donc, les implications sous l'angle de la politique publique – sont susceptibles de différer selon la source du mouvement.

Une première possibilité serait que les Canadiens aient été plus nombreux à **passer** de la partie médiane ou supérieure de la répartition à la partie inférieure dans les années 80 que dans les années 70<sup>7</sup>. C'est ce qui pourrait se produire si, par exemple, la restructuration des entreprises et

<sup>6</sup> Le seuil de faible revenu mentionné ici a été calculé à partir des données de l'Enquête sur les dépenses des familles de 1992. Voir les seuils de faible revenu, numéro 13-551-XPB au catalogue de Statistique Canada, 1995.

<sup>7</sup> Dans le reste du document, la partie médiane, ou milieu, de la répartition des salaires est définie de deux façons différentes. Quand on définit le faible salaire comme un salaire inférieur à 13 509 \$ (en dollars constants de 1993), la partie médiane de la répartition comprend les travailleurs dont le salaire réel varie entre 13 509 \$ et 46 280 \$. Lorsque le faible salaire est défini comme un salaire inférieur à 21 073 \$, la partie médiane comprend les travailleurs dont le salaire annuel varie entre 21 073 \$ et 50 464 \$. Ainsi qu'on peut le constater à la lecture du tableau 1, ces deux intervalles correspondent aux 20<sup>e</sup> et 80<sup>e</sup> percentiles de la répartition des salaires en 1975, pour les travailleurs de sexe masculin respectivement âgés de 18 à 64 ans et de 25 à 54 ans.

la réduction de leurs effectifs avaient abouti à des taux de licenciement plus élevés et à des périodes de chômage plus longues ou à des diminutions salariales notables chez les travailleurs d'expérience bien rémunérés. Les graphiques 3.1 et 3.2 ne corroborent pas cette vision des choses<sup>8</sup>. Bien que la proportion des hommes se retrouvant dans le segment des faibles salariés se soit fortement accrue lors des deux dernières récessions, elle n'a pas été plus élevée pendant la période d'expansion de 1984-1989 que durant la précédente période d'expansion de 1976-1980<sup>9</sup>.

Une deuxième possibilité serait que la proportion des hommes gagnant un faible salaire lorsqu'ils rejoignent les rangs des travailleurs employés ou réintègrent le marché du travail (après avoir été au chômage ou inactifs pendant au moins un an) ait augmenté au cours des années 80. Les graphiques 3.3 et 3.4 montrent les signes d'une telle augmentation, du moins chez les 25-34 ans. Pendant la seconde moitié des années 70, environ 3 % de tous les hommes âgés de 25 à 34 ans ont gagné moins de 21 000 \$ durant l'année t+1, après ne pas avoir eu de salaire au cours de l'année précédente<sup>10</sup>. Cette proportion s'est accrue à environ 4,5 % durant la seconde moitié des années 80.

Une troisième possibilité serait que la mobilité ascendante des bas salariés ait diminué. En d'autres termes, il se pourrait que les chances qu'un travailleur puisse sortir de la partie inférieure de la répartition des salaires pour entrer dans la partie moyenne ou supérieure aient diminué au cours des années 80. Les graphiques 3.5 et 3.6 montrent que c'est ce qui s'est produit pour les travailleurs de sexe masculin de moins de 35 ans. Entre 1976 et 1980, quelque 20 % des hommes âgés de 15 à 24 ans ayant gagné moins de 21 000 \$ une année donnée avaient obtenu un salaire plus élevé l'année suivante. Par contre, ce pourcentage n'a jamais dépassé 15 % entre 1984 et 1989.

Pris dans leur ensemble, ces résultats portent à croire que le nombre des bas salariés a augmenté en partie du fait que certaines périodes de faible salaire – celles commencées après que l'individu a joint (ou rejoint) les rangs des travailleurs employés – sont apparemment devenues plus fréquentes et aussi que les périodes de faible salaire peuvent aujourd'hui durer plus longtemps que dans les années 70<sup>11</sup>.

---

<sup>8</sup> Pour éviter d'avoir des graphiques trop chargés, nous ne présentons pas les tendances afférentes aux hommes âgés de 35 à 44 ans et de 55 à 64 ans. Leur ajout ne modifie pas nos principales conclusions.

<sup>9</sup> On pourrait soutenir que nombre des travailleurs qui sont sortis du milieu de la répartition des salaires ont subi des pertes de salaire qui ne sont pas importantes d'un point de vue empirique. Ce n'est pas le cas. Il ressort des travaux préliminaires effectués à l'aide du fichier (c.-à-d. sans imposer la limite de 250 \$) que la grande majorité des passages de la partie médiane à la partie inférieure de la répartition s'accompagnaient d'une perte de salaire importante. Par exemple, 98 % de ces déplacements étaient assortis d'une perte de salaire réel de 15 % ou plus en 1975-1976.

<sup>10</sup> Ainsi qu'on l'explique à l'annexe 1, la catégorie des travailleurs sans salaire comprend les hommes qui n'ont pas reçu de salaire durant l'année de référence ainsi que ceux dont le salaire annuel provenait en totalité d'emplois dont la rémunération était inférieure à 250 \$ par an (en dollars constants de 1975).

<sup>11</sup> Manifestement, d'autres événements ont fait augmenter le nombre de bas salariés. En particulier, toute augmentation (diminution) **temporaire** des flux d'entrée (de sortie) de travailleurs dans (de) la partie inférieure de la répartition des salaires fera croître **de façon permanente** le nombre des bas salariés si elle n'est pas suivie de déplacements compensatoires. Par exemple, le nombre de travailleurs de sexe masculin qui sont passés de la partie moyenne ou supérieure à la partie inférieure de la répartition des salaires a sensiblement augmenté au cours des deux dernières

### C) La durée des périodes de faible salaire : analyse plus approfondie

Pour examiner plus en profondeur ce dernier point, nous procédons comme suit. Tout d'abord, nous calculons les proportions de nouvelles périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 qui ont duré **au moins** 2 ans, 3 ans, 4 ans, etc.<sup>12 13</sup>. Pour réduire les chances qu'une période de faible salaire soit liée à une retraite anticipée, nous nous concentrons sur les périodes commencées par les individus âgés de 18 à 50 ans. Une période de faible salaire s'amorce lorsque le travailleur commence à gagner un salaire **positif** inférieur à 13 000 \$ ou à 21 000 \$. Elle se termine lorsque le travailleur, soit ne reçoit plus de salaire **l'année suivante**, soit reçoit un salaire supérieur **l'année suivante**. Les périodes de faible salaire sont tronquées en aval (ou incomplètes) lorsqu'un travailleur gagne toujours moins de 13 000 \$ ou de 21 000 \$ à la fin de la période d'observation, c.-à-d. en 1993.

Les résultats de cet exercice sont présentés au tableau 3. De tous les travailleurs qui ont commencé à gagner moins de 13 000 \$ (21 000 \$) une année donnée, environ 40 % (50 %) sont demeurés dans cette situation pendant au moins deux ans. Par exemple, parmi tous les travailleurs âgés de 18 à 50 ans qui ont commencé à recevoir moins de 13 000 \$ (21 000 \$) en 1976, 39,1 % (48,4 %) sont restés dans cette situation pendant au moins deux ans. En examinant rapidement le tableau 3, on s'aperçoit que les chances de demeurer au bas de l'échelle des salaires pendant un nombre donné d'années ont augmenté en 1981-1982, ont légèrement fléchi par la suite jusqu'en 1989, puis se sont de nouveau accrues au début de la récession de 1990-1992. Ainsi, pour déterminer si les périodes de faible salaire ont duré plus longtemps dans les années 80 que dans les années 70, nous devons tenir compte des effets du cycle économique.

La durée d'une période de faible salaire devrait dépendre non seulement de la conjoncture macroéconomique au **début** de la période, mais aussi des conditions qui règnent les années **suivantes**. De plus, elle devrait varier en fonction de la distance entre les salaires des travailleurs et le seuil utilisé pour définir les faibles salaires. Toutes choses étant égales par ailleurs, plus cette distance est grande, plus la durée d'une période de faible salaire devrait être élevée. Pour tenir compte de ces points, il nous faut un cadre empirique pouvant incorporer des covariantes temporalisées (c.-à-d. qui varient dans le temps). Même s'il nous était possible d'observer la fin de toutes les périodes de faible salaire, une analyse de régression conventionnelle (c.-à-d.

---

récessions. De la même façon, la fraction des hommes âgés de 15 à 24 ans qui sont sortis de la population inactive pour se retrouver dans le fractile inférieur de la répartition des salaires a augmenté, passant d'environ 4 % durant la seconde moitié des années 70 à 7 % en 1983-1984. Cette proportion a ensuite lentement décliné jusqu'en 1989, puis a grossi de nouveau pendant la récession de 1990-1992. Toute augmentation temporaire de ce type qui ne s'accompagne pas de mouvements compensatoires fera croître le nombre des bas salariés.

<sup>12</sup> Il est notoire que ni la durée moyenne d'une nouvelle période de faible salaire en cours, ni la durée moyenne d'une nouvelle période de faible salaire terminée ne permet de fournir des estimations non biaisées de la durée véritable des nouvelles périodes de faible salaire.

<sup>13</sup> Les périodes de faible salaire dont nous observons le début commencent en 1976 ou après. Si un travailleur de sexe masculin reçoit un faible salaire en 1975, nous ne pouvons pas déterminer s'il a commencé à gagner un faible salaire en 1975 ou avant cette année, car nous ne disposons pas de données antérieures à 1975. De même, les périodes de faible salaire commencées en 1993 sont exclues de l'analyse parce qu'il est impossible de déterminer si ces périodes ont pris fin ou non lors de l'année suivante. Pour ces raisons, l'analyse se concentre sur les périodes commencées entre 1976 et 1992.

l'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires pour modéliser la durée des périodes de faible salaire en fonction de certaines variables explicatives) ne nous permettrait pas de résoudre ce problème. Ainsi que l'a souligné Kiefer (1988, p. 647), le problème qui se pose est de savoir comment mesurer ces variables explicatives dont les valeurs changent au cours de la période de faible salaire. Pour incorporer des covariantes temporelles, il nous faut utiliser un modèle de durée.

Les modèles accélérés de durée des défaillances et les modèles de risques proportionnels sont des exemples de modèles de durée (Cox, 1972; Cox et Oakes, 1984). Dans ces modèles, on présume que le temps est continu et que les événements – comme les périodes de faible salaire – peuvent se produire à tout moment. Comme l'unité de temps utilisée pour analyser les périodes de faible salaire est grande (une année) par rapport à la période totale d'observation (19 ans pour la période 1975-1993) et que les périodes de faible salaire ne peuvent survenir à n'importe quel moment, nous choisissons d'utiliser à la place un modèle de durée basé sur une mesure discrète du temps. Plus précisément, nous utilisons un modèle logit pour estimer la probabilité qu'une période de faible salaire se termine une année donnée. C'est l'étape suivante de notre analyse.

Pour estimer la probabilité qu'une période de faible salaire se termine au cours d'une année déterminée, nous créons un ensemble de données dont l'unité d'observation est une année-période (c.-à-d. une année-période de faible salaire). En clair, si une période de faible salaire dure sept ans, il y aura sept observations associées à cette période dans notre ensemble de données. Pour chaque année-période, nous incluons les variables explicatives suivantes : 1) quatre variables fictives régionales; 2) un taux de chômage régional (défini pour chaque groupe d'âge) ; 3) la distance entre les salaires des travailleurs et le seuil de faible salaire; 4) un ensemble de variables fictives représentant les années (que nous appellerons «variables d'années fictives»); 5) une variable fictive égale à 1 à partir de 1985 et à 0 pour les autres années. Les variables fictives régionales permettent aux taux de sortie – la probabilité qu'une période de faible salaire se termine alors qu'elle dure depuis un nombre donné d'années – de varier d'une région à l'autre. Le taux de chômage régional (spécifique à chaque groupe d'âge) sert à tenir compte des effets du cycle économique. La distance entre les salaires des travailleurs et le seuil de faible salaire sert à mesurer la mobilité des travailleurs pour un niveau de salaire donné. L'ensemble de variables d'années fictives permet aux taux de sortie de varier à mesure qu'augmente le nombre d'années de faible salaire<sup>14</sup>. La dernière variable fictive, qui est égale à 1 en 1985 et au-delà, joue un rôle important. On s'en sert pour déterminer si la probabilité qu'un travailleur quitte le bas de la répartition des salaires est – après la prise en compte des effets du cycle économique – plus faible dans les années 80 que dans les années 70<sup>15</sup>. En d'autres termes, la durée des périodes de faible salaire s'est-elle accrue au cours des années 80?

---

<sup>14</sup> Nous incluons neuf années fictives. La première (Année2) permet de déterminer si une période de faible salaire en est à sa deuxième année (Année2 = 1) ou non (Année2 = 0). La neuvième (Année10) permet de savoir si une période de faible salaire est à sa dixième année ou plus. La première année d'une période de faible salaire sert de catégorie de référence. L'utilisation d'un ensemble de variables d'années fictives nous procure beaucoup de souplesse pour la spécification des taux de sortie, c.-à-d. des probabilités qu'une période de faible salaire se termine alors qu'elle dure depuis un certain nombre d'années. Les taux de sortie peuvent croître ou décroître de façon monotone, suivre une courbe en U ou en U inversé, ou encore présenter d'autres tendances non linéaires.

<sup>15</sup>Nous supposons que les taux de sortie ont varié lors des deux sous-périodes mais que leurs pentes sont restées inchangées. Une autre possibilité consiste à utiliser des variables discrètes pour toutes les années de calendrier (sauf une) plutôt que la

Une période de faible salaire pouvant prendre fin de deux façons différentes (un travailleur peut commencer soit à ne plus recevoir de salaire, soit à recevoir un salaire supérieur à 13 000 \$ ou à 21 000 \$), nous devons recourir à un modèle **logit multinomial** (Maddala 1983)<sup>16</sup>. Comme la mobilité des salaires est susceptible de varier d'un groupe d'âge à l'autre, nous estimons ce modèle de façon distincte pour trois groupes d'âge, les 18-24 ans, les 25-34 ans et les 35-50 ans<sup>17</sup>. Le modèle est estimé pour les deux seuils définis plus haut, à savoir 13 000 \$ et 21 000 \$. La variable dépendante égale : 1) 0 si le travailleur demeure dans le bas de la répartition des salaires lors de l'année suivante, 2) 1 si le travailleur ne reçoit plus de salaire l'année suivante, 3) 2 si le travailleur reçoit l'année suivante un salaire supérieur au seuil considéré.

À l'annexe 2, nous présentons les résultats de l'estimation détaillée de ce modèle. Indépendamment du seuil de référence, deux faits se dégagent pour les travailleurs de moins de 35 ans. En premier lieu, plus longue est la période pendant laquelle un travailleur de sexe masculin gagne un faible salaire, plus réduites sont ses chances de voir sa période de faible salaire prendre fin<sup>18</sup>. On ne sait pas exactement pourquoi une telle tendance se dégage. Au chapitre du chômage ou de la pauvreté (Bane et Ellwood, 1986), on peut avancer au moins deux explications. Une première possibilité est que, pour des caractéristiques observables et non observables données, les travailleurs peuvent, à mesure que le temps passe, éprouver plus de difficultés à quitter le bas de la répartition des salaires. Il se pourrait que les longues périodes de faible salaire accentuent la difficulté qu'ont les travailleurs à trouver un emploi bien rémunéré leur permettant de monter dans l'échelle des salaires. Une deuxième explication résiderait dans l'hétérogénéité des travailleurs sous l'angle des aptitudes non observées. Pour certains travailleurs, les taux de sortie peuvent être faibles et constants, tandis que pour d'autres, ils peuvent être élevés et constants. Avec le temps, le premier segment de travailleurs est touché par une plus grande proportion des périodes de faible salaire. Ainsi, le taux de sortie décroissant observé pour l'ensemble des travailleurs pourrait découler de cette combinaison de probabilités de sortie propres à certains groupes. En second lieu – et ce fait revêt une importance plus grande encore –, même après la prise en compte des effets du cycle économique, les chances qu'un travailleur canadien de sexe masculin âgé de 34 ans ou moins voie sa période de faible salaire prendre fin sont légèrement plus faibles depuis 1985 qu'avant cette année-là.

---

variable discrète que nous utilisons. Ceci permet d'admettre pour chaque année un déplacement parallèle des taux de sortie tout en maintenant leurs pentes constantes. Un modèle contenant tous les termes d'interaction entre les effets d'année de calendrier et les effets de période-année, c'est-à-dire un modèle qui permet, pour chaque année de calendrier, de faire varier à la fois la pente et l'ordonnée à l'origine des taux de sortie conduit à la multicollinéarité parfaite de certaines variables explicatives et donc, ne peut être estimé. Nous utilisons une variable discrète égale à 1 à partir de 1985 parce que nous faisons implicitement l'hypothèse que la récession de 1981-82 a entraîné des changements permanents dans le marché du travail canadien. La croissance de l'inégalité des salaires annuels et la baisse des salaires réels des jeunes travailleurs lors des années 1980 sont compatibles avec cette hypothèse.

<sup>16</sup> En employant la terminologie des modèles de durée, on dirait que des **risques concurrents** se présentent lorsqu'une période de faible salaire peut se terminer de différentes façons.

<sup>17</sup> C'est l'âge du travailleur au **début** de la période de faible salaire qui détermine son appartenance à tel ou tel groupe d'âge.

<sup>18</sup> Il y a quelques exceptions. Par exemple, si le faible salaire est défini comme un salaire inférieur à 13 000 \$, la probabilité qu'un homme quitte le bas de l'échelle des salaires est, chez les 35-50 ans, plus élevée si la période a duré 8 ans que si elle a duré 7 ans.

Pour démontrer ces deux points, nous calculons la probabilité qu'un travailleur puisse quitter le bas de la répartition des salaires l'année suivante alors qu'il gagne un faible salaire depuis un nombre déterminé d'années (tableaux 4 et 5)<sup>19</sup>. Cette probabilité est la somme des probabilités qu'un mouvement descendant – c.-à-d. que le travailleur ne reçoive plus de salaire l'année suivante – et qu'un mouvement ascendant – c.-à-d. que le travailleur gagne un salaire plus élevé l'année suivante – se produisent. Nous présentons également une estimation de ces deux probabilités<sup>20</sup>. Les chiffres sont calculés pour des travailleurs de sexe masculin qui ont un emploi en Ontario et un taux de chômage présumé de 10 %, 6 % et 4 % parmi la population active masculine des 18-24 ans, des 25-34 ans et des 35-50 ans respectivement<sup>21</sup>. De plus, les chiffres sont basés sur la distance moyenne (définie pour chaque groupe d'âge) entre les gains des travailleurs et le seuil de faibles gains.

Le tableau 4 montre que la probabilité de quitter le bas de l'échelle des salaires a diminué légèrement chez les travailleurs de moins de 35 ans. Pour ces employés, ces probabilités de sortie moins élevées sont principalement dues à une diminution des chances de monter dans l'échelle des salaires. Par exemple, chez les hommes âgés de 18 à 24 ans, la probabilité d'un mouvement ascendant après deux années de faible salaire inférieur à 13 000 \$ est passée de 29 %, en 1976-1984 à 26 % en 1985-1992. Chez les 25-34 ans, cette probabilité est passée de 31 % à 29 %. Elle est demeurée inchangée à 25% chez les 35-50 ans, suggérant ainsi que la mobilité ascendante des travailleurs plus âgés n'a pas subi de baisse.

Le tableau 5 confirme ces résultats. La probabilité de gagner plus de 21 000 \$ après avoir gagné un salaire inférieur à ce seuil pendant un an est passée de 20 % en 1976-1984 à 17 % en 1985-1992 chez les salariés de sexe masculin âgés de 18 à 24 ans. Les chiffres correspondants chez les 25-34 ans sont de 29 % et 27%. Une fois de plus, on n'observe aucune baisse de la mobilité ascendante chez les hommes âgés de 35 à 50 ans.

---

<sup>19</sup> On ne peut utiliser les coefficients d'un modèle logit multinomial 1) pour déterminer si une variable explicative donnée augmente ou diminue la probabilité qu'un événement se produise, ni 2) pour calculer l'ampleur du changement de probabilité qui en résulte. On peut en revanche se servir des coefficients d'un modèle logit simple pour déterminer le premier point, mais pas le second.

<sup>20</sup> Ces probabilités sont calculées comme suit. La valeur de la variable dépendante est fixée en fonction de trois événements. Elle est égale à 0 lorsqu'une période de faible salaire ne se termine pas au cours d'une année donnée, à 1 lorsqu'une période de faible salaire a pris fin à la suite d'un mouvement descendant du travailleur, et à 2 lorsqu'une période de faible salaire a pris fin à la suite d'un mouvement ascendant du travailleur. En posant que  $b_1$  et  $b_2$  sont les deux vecteurs de coefficients associés au vecteur des variables explicatives  $X$ , la probabilité qu'un mouvement descendant se produise est égale à  $\exp(b_1 * X) / [1 + \exp(b_1 * X) + \exp(b_2 * X)]$ . De la même façon, la probabilité d'un mouvement ascendant est égale à  $\exp(b_2 * X) / [1 + \exp(b_1 * X) + \exp(b_2 * X)]$ . La probabilité qu'une période de faible salaire ne se termine pas au cours d'une année donnée est égale à un moins la somme de ces deux dernières probabilités.

<sup>21</sup> Pour évaluer l'incidence du cycle économique sur la probabilité qu'un travailleur de quitter le bas de la répartition des salaires, nous avons recalculé les probabilités susmentionnées en posant des taux de chômage de 14 %, de 9 % et de 6 % chez les hommes âgés respectivement de 18 à 24 ans, de 25 à 34 ans et de 35 à 50 ans. Pour tous ces groupes d'âge, et que l'on considère l'un ou l'autre des deux seuils de salaire, ces taux de chômage plus élevés ont conduit à des probabilités plus faibles de sortie, de mouvement descendant et de mouvement ascendant. Il apparaît donc que des taux de chômage élevés diminuent la mobilité ascendante (définie en termes réels) des bas salariés.

Ainsi, la durée des périodes de faible salaire a bel et bien augmenté au cours des années 80, en particulier chez les jeunes travailleurs. Pourquoi les jeunes travailleurs mettent-ils aujourd'hui plus de temps qu'auparavant à gravir l'échelle des salaires? On peut fournir au moins trois réponses à cette question. Une première explication serait que de plus en plus de jeunes travaillent à temps partiel tout en suivant des études à temps plein<sup>22</sup>. Ainsi, il se pourrait qu'une plus forte proportion de jeunes gagne un faible salaire pendant une période prolongée simplement parce qu'un plus grand nombre d'entre eux conjuguent aujourd'hui travail à temps partiel et études.

Une seconde explication serait que les jeunes hommes ayant déjà effectué le passage des études à la vie active éprouvent aujourd'hui plus de difficultés à accéder à des emplois permanents bien rémunérés que durant les années 70. Le fait que les salaires horaires réels et les salaires annuels réels des jeunes travailleurs employés à temps plein toute l'année aient sensiblement baissé au cours de la dernière décennie (Betcherman et Morissette, 1993; Morissette, Myles et Picot, 1994; Morissette, 1995) est compatible avec cette explication. Entre 1979 et 1989, le salaire annuel réel des 17-24 ans employés à temps plein toute l'année a fléchi de 13 % (figure 4). Cela pourrait avoir réduit leur taux de mobilité.

Une troisième possibilité serait que certains des travailleurs de moins de 35 ans n'ont pas les compétences ou le niveau de scolarité requis sur le marché du travail<sup>23</sup>. Comme le fichier des T4 Supplémentaires ne contient pas de données sur la fréquentation scolaire ou sur le niveau de scolarité, il est impossible de déterminer le poids relatif de chacun de ces trois facteurs.

#### **IV. Salaire réel associé aux nouvelles périodes de faible salaire**

Sous l'angle de la politique sociale, le fardeau économique que supportent les travailleurs qui entrent dans le bas de la répartition des salaires dépend non seulement de la durée de la période de faible salaire, mais aussi du salaire que gagne le travailleur alors qu'il se trouve dans le segment des petits salariés. Dans la présente section, nous tentons de répondre à la question suivante : un travailleur qui entre dans le bas de la répartition des salaires gagne-t-il aujourd'hui un salaire réel inférieur à celui qu'il aurait gagné dans les années 70?

Pour répondre à cette question, nous faisons la régression des salaires annuels réels reçus pendant une nouvelle période de faible salaire sur l'ensemble des variables explicatives définies plus haut, à savoir 1) quatre variables fictives régionales, 2) un taux de chômage régional, 3) un ensemble de variables d'années fictives et 4) une variable fictive égale à 1 à partir de 1985 et à 0 pour les autres années. Si nous incluons ici des variables fictives régionales, c'est pour tenir compte des éventuelles disparités régionales de salaire. Nous nous attendons à ce qu'un taux de chômage

---

<sup>22</sup> Entre 1976 et 1993, la proportion des 18-24 ans qui étaient employés alors qu'ils poursuivaient des études est passée de 8,9 % à 19,6 %.

<sup>23</sup> Le fait que le taux de chômage relatif des jeunes travailleurs peu scolarisés ait augmenté au cours des années quatre-vingts est compatible avec cette hypothèse. Entre 1981 et 1989, le rapport entre le taux de chômage des individus ayant 0-8 années de scolarité et celui des diplômés universitaires a augmenté de 3.0 à 3.9 chez les individus âgés de 15 à 24 ans et de 3.3 à 3.7 chez les individus âgés de 25 à 34 ans.

plus élevé aille de pair avec un salaire réel plus faible<sup>24</sup>. Nous utilisons un ensemble de variables d'années fictives pour permettre une croissance du salaire à mesure que l'individu vieillit<sup>25</sup>. Nous utilisons l'ensemble de données créé pour le modèle logit multinomial – c.-à-d. un fichier dont l'unité d'observation est une année-période – ainsi que la méthode des moindres carrés ordinaires<sup>26</sup>. Nous calculons ces régressions pour les deux seuils.

Les résultats détaillés des régressions apparaissent à l'annexe 3. Comme on s'y attendait, on remarque que des taux de chômage régionaux plus élevés vont de pair avec des salaires réels plus bas, et l'on observe d'importantes disparités régionales de salaire. Fait plus important encore, on remarque que, par rapport aussi bien au premier qu'au second seuil, le salaire annuel réel gagné pendant une nouvelle période de faible salaire a diminué surtout chez les 18-24 ans. Le salaire annuel réel que ces travailleurs ont reçu alors qu'ils gagnaient moins de 21 000 \$ (13 000 \$) était, en 1985-1993, inférieur de près de 1 000 \$ (350 \$) à ce qu'il était en 1975-1984. Du côté des hommes plus âgés, le salaire annuel réel associé à une nouvelle période de faible salaire est demeuré inchangé, ou bien a baissé d'environ 200 \$ à 300 \$ entre les deux périodes, selon le seuil considéré<sup>27</sup>.

On peut donc résumer ainsi les principaux résultats des sections III et IV. En premier lieu, les nouvelles périodes de faible salaire semblent durer plus longtemps aujourd'hui que par le passé, en particulier chez les travailleurs de sexe masculin âgés de 18 à 24 ans. En clair, cela signifie qu'un travailleur de sexe masculin a aujourd'hui plus de difficultés qu'il y a 15 ans à quitter le bas de la répartition des salaires une fois qu'il y est entré. En deuxième lieu, le salaire annuel réel que reçoivent les jeunes hommes au cours des périodes pendant lesquelles ils gagnent moins de 21 000 \$ a sensiblement diminué depuis la seconde moitié des années 80. Une fois encore, les périodes de faible salaire plus longues et les salaires réels plus bas observés chez les jeunes travailleurs peuvent découler soit d'une diminution du taux de mobilité de ceux qui ont effectué le passage des études à la vie active, soit d'une tendance accrue des jeunes à conjuguer études à plein temps et travail à temps partiel. L'ensemble de données utilisé dans le présent document ne nous permet pas d'apprécier l'importance relative de ces deux facteurs.

---

<sup>24</sup> Manifestement, ce résultat est contraire à ce qu'implique la version la plus simple de la théorie des écarts compensateurs (voir Blanchflower et Oswald, 1994).

<sup>25</sup> Cet ensemble de variables d'années fictives pourrait aussi nous permettre de mesurer l'effet des autres caractéristiques des travailleurs. Supposons par exemple que l'économie se compose de deux types de travailleurs, soit les travailleurs peu spécialisés et les travailleurs hautement qualifiés. Supposons que les travailleurs peu spécialisés 1) commencent leurs périodes de faible salaire à un salaire beaucoup plus bas 2) ont des courbes âge-revenu à pente positive mais plus faible, et donc, sont bien plus susceptibles de traverser de longues périodes de faible salaire et 3) gagnent toujours un salaire plus bas après, mettons, dix ans que les travailleurs hautement qualifiés après cinq ans. Dans ces circonstances, la corrélation entre le salaire et la durée de la période de faible salaire pourrait être négative, même si les courbes âge-salaire avaient une pente positive.

<sup>26</sup> Une différence doit être notée. Dans le cas du modèle logit multinomial, nous avons inclus toutes les années-période observées entre 1976 et 1992. Dans le cas du modèle des salaires reçus lors d'une période de faible salaire, nous avons ajouté les années-période de faible salaire observées en 1993.

<sup>27</sup> Ces chiffres sont tirés du coefficient estimé de la variable appelée STRUC à l'annexe 3.

## V. L'inégalité en longue période s'est-elle accentuée au cours des années 80?

Bien que l'on puisse recueillir des renseignements intéressants sur les modifications apportées à la structure des salaires par des observations transversales répétées de l'inégalité des salaires, ces renseignements ne sont pas suffisants pour tirer des conclusions sur l'écart à long terme entre les bas et les hauts salariés. Considérons deux économies, A et B, composées chacune de deux individus. Dans l'économie A, Bernard et Jacques gagnent respectivement 10 000 \$ et 50 000 \$ à la fois au temps  $t$  et au temps  $t+1$ . Dans l'économie B, Bernard gagne 5 000 \$ au temps  $t$ , puis 15 000 \$ au temps  $t+1$ , tandis que Jacques voit son salaire passer de 60 000 \$ au temps  $t$  à 40 000 \$ au temps  $t+1$ . Manifestement, l'économie B présente une plus grande inégalité des salaires annuels au temps  $t$  que l'économie A. Pourtant, on n'observe aucune mobilité dans l'économie A, tandis que l'économie B permet à certains individus de voir leur salaire augmenter et en conduit d'autres à subir une perte de salaire. Ainsi, l'inégalité «en longue période», mesurée sur une période de deux ans dans cet exemple, est la même dans les deux économies; le salaire cumulé des bas salariés est égal à 20 000 \$, et celui des hauts salariés à 100 000 \$<sup>28</sup>.

L'accroissement récent de l'inégalité des salaires annuels porte à croire que l'inégalité en longue période s'accroît et, donc, que les chances qu'un Canadien accède à un fractile donné de la répartition des salaires diminuent. Cependant, si – ainsi que certains observateurs en émettent l'hypothèse –, le marché canadien du travail a été plus instable durant les années 80 que pendant les années 70, il se pourrait qu'on ait assisté, au cours de la dernière décennie, à une plus importante «redistribution» des salaires entre les individus qu'il y a vingt ans. Si tel est le cas, l'augmentation de l'inégalité en longue période pourrait être moins marquée que ne le laisse supposer la hausse de l'inégalité des salaires annuels.

Si les notions d'égalité d'accès à des rangs particuliers et de mobilité élevée se retrouvent «au coeur du principal courant de l'idéologie sociopolitique américaine» (Schiller, 1994, p. 441), on ne peut en déduire pour autant que l'économie B donne **nécessairement** des résultats plus enviables que l'économie A. Si une plus grande mobilité des salaires va de pair avec une plus grande incertitude, il se peut que les individus préfèrent une société qui leur offre une certaine mobilité (p. ex., un taux de mobilité moins élevé que celui de l'économie B) et qui leur permet tout à la fois de faire des projets pour l'avenir avec un taux «raisonnable» de réussite. Par conséquent, sans aller plus loin dans les hypothèses concernant l'aversion des individus pour le risque et l'idée qu'ils se font de l'égalité, on ne saurait conclure que l'économie B conduit à un niveau plus élevé de bien-être que l'économie A.

Pour vérifier si l'inégalité en longue période s'est accrue, nous suivons les individus dans le temps. Plus précisément, nous sélectionnons une première cohorte de travailleurs de sexe masculin qui étaient âgés de 18 à 64 ans en 1975 et qui ont gagné un salaire positif durant chaque année de la période 1975-1984. Nous comparons la dispersion des salaires de cette cohorte à celle d'une seconde cohorte composée d'individus qui étaient âgés de 18 à 64 ans en 1984 et qui ont gagné un salaire positif tout au long de la période 1984-1993. Nous calculons premièrement la dispersion moyenne des salaires annuels au cours de chaque période et deuxièmement la

<sup>28</sup> Pour simplifier, nous supposons que le taux d'actualisation est de 0 %.

dispersion des salaires cumulés sur dix ans<sup>29</sup>. Pour ce faire, nous utilisons trois mesures différentes de l'inégalité. Les mesures les plus courantes sont le coefficient de Gini, qui est sensible aux changements survenant dans le milieu de la répartition des salaires, le coefficient de variation par rapport aux mouvements dans la partie supérieure et l'indice d'entropie de Theil par rapport aux mouvements dans l'extrémité inférieure de la répartition. Comme l'attrition sera appréciable chez les travailleurs âgés, nous calculons ces mesures pour huit groupes d'âge différents.

Nous sélectionnons des individus gagnant un salaire positif pendant toute la période pour deux raisons. La première, c'est que le fichier des T4 Supplémentaires ne contient pas de renseignements sur les raisons pour lesquelles une personne ne reçoit pas de salaire durant une année donnée. Ce pourrait être parce que la personne soit ne fait pas partie de la population active au cours d'une année particulière, soit est sans emploi pendant toute l'année. Ainsi, l'inégalité des salaires pourrait s'accroître soit parce qu'un plus grand nombre des travailleurs sont en chômage de longue durée, soit parce qu'ils sont plus nombreux à décider de ne plus faire partie de la population active (p. ex., dans le cas d'une retraite anticipée pour les travailleurs âgés, ou d'un retour aux études pour les travailleurs plus jeunes), soit en raison d'une combinaison de ces deux événements. Comme il n'y a aucun moyen d'établir une distinction entre ces deux événements – lesquels sont susceptibles de ne pas être rares chez les travailleurs âgés de moins de 25 ans et de plus de 54 ans –, l'interprétation des tendances en matière d'inégalité devient problématique. La seconde raison, qui est plus importante encore, c'est que les individus qui sont employés pendant toute la période d'observation représentent une proportion importante de la population active et, donc, constituent une population intéressante à étudier. De tous les travailleurs de sexe masculin âgés de 18 à 64 ans en 1984 et qui gagnaient un salaire positif cette année-là, 60 % ont gagné un salaire positif tout au long de la période 1984-1993, et 75 % ont gagné un salaire positif chaque année de la période 1984-1989. Ces pourcentages passent respectivement à 66 % et à 80 % lorsque l'on ne s'intéresse qu'aux travailleurs de sexe masculin qui étaient âgés de 25 à 54 ans en 1984<sup>30</sup>. Ainsi, l'échantillon sélectionné représente une proportion importante de la main-d'oeuvre masculine<sup>31</sup>.

Les résultats de ce calcul sont présentés au tableau 6. Quatre points valent d'être notés. En premier lieu, quelle que soit la mesure utilisée pour l'inégalité, la dispersion des salaires cumulés

---

<sup>29</sup> Les calculs que nous avons effectués à partir des salaires cumulés ont été faits pour le salaire nominal, le salaire réel et le salaire réel actualisé à 3 % et à 7 %. Les quatre calculs ont donné des résultats très semblables en matière d'inégalité. Pour éviter les répétitions, nous présentons les résultats du calcul pour le salaire nominal. On peut se procurer les autres résultats en communiquant avec les auteurs.

<sup>30</sup> Parmi tous les travailleurs de sexe masculin qui étaient âgés de 18 à 64 ans en 1975 et qui gagnaient un salaire positif cette année-là, 60 % ont gagné un salaire positif tout au long de la période 1975-1984 et 74 % ont gagné un salaire positif chaque année de la période 1975-1980. Ces pourcentages passent respectivement à 66 % et à 78 % dans le cas des hommes qui étaient âgés de 25 à 54 ans en 1975. Pour éviter une augmentation trompeuse des mesures de l'inégalité sensibles aux salaires extrêmement élevés, l'échantillon sélectionné exclut les travailleurs dont le salaire annuel réel est égal ou supérieur à un million de dollars (en dollars constants de 1989).

<sup>31</sup> La taille des échantillons est relativement importante. Dans le cas des hommes âgés de 18 à 64 ans ayant gagné un salaire positif chaque année de la période 1975-1984 (1984-1993), nous avons un échantillon de 35 143 (38 912) observations. Chez les 25-54 ans, la taille correspondante de l'échantillon est de 25 289 (29 325) observations.

sur dix ans est toujours plus faible que la dispersion moyenne des salaires annuels. La raison en est simple : certains individus qui ont été chanceux (malchanceux) une année donnée gagneront un salaire plus élevé (moins élevé) les années suivantes, si bien qu'ils changeront de catégorie dans la répartition des salaires (Atkinson et Bourguignon, 1992, p. 6). Ainsi, la dispersion des salaires cumulés sur un intervalle de temps plus long qu'une année sera plus égale que la dispersion «typique» des salaires annuels. En deuxième lieu, pour les trois mesures de l'inégalité et dans le cas de tous les travailleurs âgés de moins de 45 ans, l'inégalité en longue période s'est accrue d'au moins 9 % entre la période 1975-1984 et la période 1984-1993. En troisième lieu, l'augmentation de la dispersion est généralement plus forte avec l'indice d'entropie de Theil qu'avec les deux autres mesures de l'inégalité. Cela laisse supposer que des changements notables se sont produits dans la partie inférieure de la répartition des salaires. En quatrième lieu – et cela est plus important encore –, l'inégalité en longue période s'est généralement accentuée au même rythme que l'inégalité des salaires annuels. Par exemple, chez les hommes âgés de 25 à 54 ans au début des intervalles de temps considérés, la moyenne des coefficients de Gini des salaires annuels a augmenté de 9,2 % entre les deux périodes, tandis que les coefficients de Gini des salaires cumulés sur dix ans ont progressé de 9,3 %.

Ces quatre conclusions tiennent toujours lorsque l'on réduit les intervalles de temps et que l'on considère les périodes 1975-1980 et 1984-1989 (tableau 7). Dans le cas des hommes âgés de 25 à 54 ans, la moyenne des coefficients de Gini à court terme s'est accrue de 10,6 %, tandis que les coefficients de Gini à long terme ont augmenté de 11,9 %.

Pour déterminer quels segments de la courbe des salaires ont été les plus touchés, nous calculons les salaires aux quintiles inférieur, moyen et supérieur (partie I du tableau 8). Les résultats sont sans équivoque. Que l'on s'appuie sur les salaires annuels ou sur les salaires cumulés, l'écart entre les quintiles supérieur et inférieur s'est accentué principalement en raison du fait que les salariés à faible salaire ont perdu du terrain par rapport à ceux du quintile moyen. Durant la période 1975-1980, les salaires cumulés dans le quintile supérieur ont été de 3,6 fois supérieurs à ceux du quintile inférieur (S/I) chez les hommes âgés de 25 à 54 ans. Ce chiffre passe à 4,3 pour la période 1984-1989. Cette hausse a principalement découlé de la progression de 15 %, entre 1975-1980 et 1984-1989, du ratio des salaires cumulés dans le quintile moyen aux salaires cumulés dans le quintile inférieur (M/I). En revanche, le ratio supérieur/moyen (S/M) ne s'est accru que de 4 %. Une fois encore, les chiffres montrent que l'écart entre les bas et les hauts salariés est moins important lorsqu'on additionne les salaires sur de nombreuses années que lorsqu'on considère les salaires d'une seule année. Par exemple, dans le cas des hommes qui étaient âgés de 18 à 64 ans au début de la période 1984-1989, les salaires annuels dans le quintile supérieur ont été, en moyenne, 7,5 fois plus élevés que les salaires annuels du quintile inférieur. Ce chiffre baisse toutefois à 5,5 lorsque les salaires sont cumulés sur six ans.

Ainsi, dans le cas du sous-ensemble des travailleurs qui étaient âgés de 18 à 64 ans au début des périodes considérées et qui ont gagné un salaire annuel positif tout au long de ces périodes, l'inégalité des salaires en longue période a bel et bien augmenté au cours des années 80 au Canada. L'un des inconvénients que présente la sélection d'un tel échantillon est que l'on exclut les individus qui ont été les moins chanceux sur le marché du travail, c.-à-d. ceux qui demeurent sans emploi pendant une année ou plus. Pour en tenir compte, nous calculons aussi les ratios

susmentionnés pour un échantillon d'hommes qui étaient âgés de 25 à 50 ans et gagnaient un salaire positif au début de la période examinée. Comme la plupart des hommes âgés de 25 à 50 ans font partie de la population active – le taux d'activité des hommes âgés de 25 à 54 ans variait entre 92 % et 95 % de 1975 à 1993 –, nous réduisons au minimum le nombre de cas où une valeur nulle de salaire peut résulter d'une non-participation. Comme la plupart d'entre eux ont déjà effectué le passage des études au travail et que très peu sont susceptibles de prendre une retraite anticipée, nous minimisons les possibilités qu'un changement du taux d'activité ne fausse les tendances en matière d'inégalité.

La seconde partie du tableau 8 présente les résultats de cet échantillon. Comme on s'y attendait, l'écart entre les salariés à faible salaire et ceux à salaire élevé, mesuré soit annuellement soit sur une période de plusieurs années, est beaucoup plus important lorsqu'on inclut les individus sans salaire. Par exemple, chez les hommes âgés de 25 à 50 ans, les salaires annuels du quintile supérieur étaient en moyenne 15 fois plus élevés que ceux du quintile inférieur entre 1975 et 1980. Par contre, le ratio supérieur/inférieur moyen correspondant n'était que de 4,3 dans le cas des hommes âgés de 25 à 54 ans ayant gagné un salaire positif tout au long de la période 1975-1980 (partie 1 du tableau 8). Dans le cas des hommes âgés de 25 à 50 ans, l'inégalité à court terme, mesurée par le ratio supérieur/inférieur, s'est accrue de 13 % entre les deux périodes. Fait intéressant à noter, cette augmentation est de moindre ampleur que celle de 25 % observée dans la première partie du tableau 8, chez les hommes âgés de 25 à 54 ans. Lorsque les salaires sont cumulés sur six ans, le ratio supérieur/inférieur grimpe à 21 % chez les hommes âgés de 25 à 50 ans. Une fois encore, le gros de cette progression découle d'une accentuation de l'écart entre les salariés à faible salaire et à salaire moyen, c.-à-d. d'une hausse de 12 % du ratio moyen/inférieur.

Ce que ces chiffres ne montrent pas, c'est que le ratio moyen/inférieur présente une évolution radicalement différente selon l'échantillon sélectionné. Dans le cas des hommes âgés de 25 à 54 ans qui étaient employés pendant toutes les années considérées, le ratio moyen/inférieur a très peu varié entre 1975 et 1980. Il est plus élevé pendant la période 1984-1989, mais n'affiche aucune tendance, comme au cours de la période précédente (tableau 9). En revanche, dans le cas des hommes âgés de 25 à 50 ans, le ratio moyen/inférieur ne cesse d'augmenter au fil du temps. Dans les deux périodes d'observation considérées, il est, au cours de la sixième année, d'au moins trois fois supérieur à ce qu'il était durant la première année. Par exemple, parmi les hommes qui étaient âgés de 25 à 50 ans en 1984 et avaient un salaire positif en 1984, ceux du quintile moyen ont gagné 4,4 fois plus que ceux du quintile inférieur cette année-là. En 1989, le ratio correspondant avait atteint 12,7.

Cette évolution donne lieu à deux possibilités. La première est que les bas salariés sont de moins en moins employés au fil des ans par rapport aux hauts salariés. C'est ce qui pourrait se produire si les chances des bas salariés soit de sortir du marché de l'emploi, soit de traverser une période de chômage de longue durée augmentaient avec le temps par rapport à celles des hauts salariés. La seconde possibilité est que les bas salariés sont susceptibles de présenter des courbes âge-salaire plus plates que les salariés très qualifiés et bien rémunérés. La constance du ratio moyen/inférieur observé chez les hommes âgés de 25 à 54 ans qui étaient employés pendant toutes ces années ne corrobore pas cette interprétation. Quoi qu'il en soit, dans un cas comme dans

l'autre, le salaire annuel moyen des bas salariés déclinerait avec le temps par rapport à celui des hauts salariés.

Collectivement, ces résultats montrent que l'inégalité en longue période des salaires s'est accrue au cours des années 80 parmi les hommes qui étaient employés pendant toute la durée des périodes considérées et chez les jeunes hommes qui étaient employés au moins au début de ces périodes. Pour tous les groupes, la majeure partie de l'écart grandissant entre les quintiles supérieur et inférieur était due au fait que les bas salariés ont perdu du terrain par rapport aux salariés à salaire moyen. Notre hypothèse implicite dans cette section était que la croissance de l'inégalité à court terme dans les années 80 avait pu être compensée par une augmentation de la mobilité des salaires, si bien que l'inégalité en longue période serait restée la même. Les observations fournies nous portent à croire que cela n'a pas été le cas. L'accentuation de l'inégalité des salaires annuels a été de pair avec une hausse substantielle de l'inégalité des salaires en longue période.

## **VI. Conclusions**

Dans ce document, nous avons posé les trois questions suivantes :

- 1) Est-il aujourd'hui plus difficile à un travailleur de sexe masculin de quitter le bas de l'échelle des salaires qu'il y a 15 ans? En d'autres termes, les nouvelles périodes de faible salaire commencées par les employés de sexe masculin durent-elles aujourd'hui plus longtemps que par le passé?
- 2) Un travailleur de sexe masculin ayant commencé une nouvelle période de faible salaire gagne-t-il aujourd'hui un salaire annuel réel moins élevé que durant les années 70?
- 3) L'inégalité des salaires en longue période a-t-elle, dans le cas des hommes, augmenté au Canada?

Les conclusions présentées ici appellent les réponses suivantes. En premier lieu, même après avoir pris en considération les taux de chômage relativement élevés observés depuis le milieu des années 80, les travailleurs canadiens de sexe masculin de moins de 35 ans ont eu plus de difficultés à quitter le bas de l'échelle des salaires au cours de la période 1985-1992 que durant la période 1976-1984. Deuxièmement, les jeunes hommes âgés de 18 à 24 ans qui traversaient une période de faible salaire recevaient en 1985-1993 un salaire annuel réel de beaucoup inférieur à celui que leurs homologues gagnaient en 1976-1984.

De nombreuses explications ont été avancées pour justifier ces deux faits. Une première possibilité serait que les jeunes hommes ayant effectué le passage des études au travail se heurtent aujourd'hui à des problèmes plus aigus pour accéder à des emplois permanents bien rémunérés, de sorte que leur taux de mobilité est plus bas que celui de leurs homologues des années 70. Une deuxième explication serait que les chances moindres que les jeunes ont de quitter le bas de

l'échelle des salaires et les faibles salaires qui s'ensuivent traduisent simplement une plus grande tendance, chez les jeunes – qui n'ont **pas** effectué le passage des études au travail –, à combiner travail à temps partiel et études à temps plein. Enfin, certains jeunes travailleurs peuvent ne pas posséder les compétences requises par les employeurs.

Ces conclusions doivent être mises en perspective. En premier lieu, ainsi qu'on peut le constater à l'examen des graphiques 3.1 à 3.4, les travailleurs ne traversent pas tous une nouvelle période de faible salaire au cours d'une année donnée. Durant les périodes d'expansion, environ 5 % des hommes âgés de 45 à 54 ans commencent une nouvelle période de faible salaire chaque année. La proportion correspondante chez les 25-54 ans est de 8 % à 9 %. S'il nous permet de suivre l'évolution des individus sur une très longue période, l'ensemble de données utilisé dans le présent document ne contient cependant pas d'information sur les caractéristiques des travailleurs et des emplois, comme le niveau de scolarité, la profession, le secteur d'activité et la syndicalisation. On ne peut donc pas s'en servir pour déterminer, au sein d'un groupe d'âge donné, les caractéristiques associées aux périodes relativement longues de faible salaire. En deuxième lieu, même si seulement une faible proportion de salariés commence une nouvelle période de faible salaire chaque année, la mesure dans laquelle ces périodes sont concentrées dans un petit sous-ensemble de travailleurs au cours d'un intervalle de temps donné est importante pour les décideurs publics. En troisième lieu, même si les nouvelles périodes de faible salaire ne dureraient pas aussi longtemps que par le passé, ni ne donneraient lieu à des salaires moins élevés, elles pourraient maintenant être concentrées sur un **plus petit** sous-ensemble de travailleurs qu'avant. En d'autres termes, il se pourrait que la tendance des travailleurs canadiens de sexe masculin à traverser plusieurs périodes de faible salaire se soit accrue au fil des ans. Nous n'avons pas, dans le présent document, abordé ces deux dernières questions. En quatrième lieu, le fait que les périodes de faible salaire soient plus longues et qu'elles s'accompagnent de salaires annuels plus bas pour les jeunes travailleurs de sexe masculin n'entraîne pas nécessairement une diminution du salaire réel disponible des jeunes familles. Les transferts de l'État et le nombre croissant des couples à deux salaires pourraient compenser ces tendances (Picot et Myles, 1995). En cinquième lieu, le passage d'un travail rémunéré à un travail indépendant n'est pas pris en considération.

La raison d'être de la troisième question était la suivante. Il est maintenant manifeste que l'inégalité des salaires **annuels** s'est accrue chez les travailleurs canadiens de sexe masculin durant les années 80. L'une des craintes du public est que cette augmentation de la dispersion des salaires annuels ait agrandi l'écart en longue période entre les bas salariés et les hauts salariés, c.-à-d. qu'elle ait élargi la dispersion des salaires cumulés sur de nombreuses années. Si tel était le cas, les chances qu'un Canadien de sexe masculin ait accès à un segment donné de la répartition des salaires diminueraient. Cependant, il se pourrait que la dispersion croissante des salaires annuels ait été atténuée par une plus grande instabilité des salaires – les hauts salariés auraient été plus nombreux à enregistrer des pertes de salaire et à descendre d'un ou plusieurs fractiles, et un plus grand nombre de bas salariés auraient bénéficié d'une augmentation de leurs salaires et seraient montés dans l'échelle des salaires – durant les années 80 que durant les années 70. Par conséquent, une croissance de l'inégalité des salaires annuels n'implique pas nécessairement une hausse de l'inégalité des salaires en longue période.

Nos conclusions ne corroborent pas cette hypothèse. Dans les années 80, l'inégalité des salaires en longue période s'est accrue au même rythme que l'inégalité des salaires annuels. Qu'il soit estimé en fonction des salaires cumulés sur six ans ou sur dix ans, l'écart entre les salariés à faible salaire et à salaire élevé est plus important depuis le milieu des années 80 que depuis le milieu des années 70. On pourrait être tenté d'en déduire que les chances des Canadiens de sexe masculin d'atteindre un rang donné dans la répartition des salaires ont diminué. Bien que les observations présentées dans ce document coïncident avec cette vue, nous pensons qu'il serait prématuré de tirer une telle conclusion, car il se peut que l'inégalité des salaires en longue période, de même que l'inégalité des salaires annuels, soit plus marquée quand le marché du travail est déprimé. Comme les taux de chômage observés depuis le milieu des années 80 sont plus élevés que ceux qui ont été observés depuis le milieu des années 70, il est possible que l'augmentation de l'inégalité en longue période que nous avons constatée soit simplement due à un effet cyclique. Dans la mesure où nous comparons deux périodes, et n'utilisons ainsi que deux observations, nous ne sommes pas en mesure d'éliminer l'influence éventuelle d'un tel facteur.

On peut rétorquer que, même si l'accroissement de l'inégalité en longue période découlait simplement du cycle économique, ce fait serait important pour les décideurs publics. Il impliquerait que de longues périodes de chômage accroîtraient la dispersion des salaires individuels **cumulés** et produiraient ainsi des résultats moins égaux pendant une partie appréciable de la vie des individus. Ainsi, que l'augmentation de l'inégalité des salaires en longue période soit due à des changements structurels ou à des phénomènes cycliques, les résultats auxquels nous en sommes arrivés montrent que, au moins pendant dix années de leur vie active, une importante proportion des travailleurs de sexe masculin a enregistré des résultats moins égaux en 1984-1993 qu'en 1975-1984.

**Tableau 1 : Pourcentage de travailleurs de sexe masculin dans des intervalles donnés de salaire, 1975-1993**

**Travailleurs de sexe masculin âgés de 18 à 64 ans**

|                                | <b>1975</b> | <b>1981</b> | <b>1989</b> | <b>1993</b> |
|--------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| (en dollars constants de 1993) |             |             |             |             |
| <= 6 898 \$                    | 10.0        | 10.9        | 12.9        | 15.1        |
| 6 898 \$ - 13 509 \$           | 10.0        | 10.5        | 11.2        | 12.5        |
| 13 509 \$ - 20 244 \$          | 10.0        | 9.7         | 10.1        | 10.3        |
| 20 244 \$ - 25 791 \$          | 10.0        | 8.9         | 8.7         | 8.4         |
| 25 791 \$ - 30 625 \$          | 10.0        | 8.8         | 8.1         | 7.8         |
| 30 625 \$ - 35 114 \$          | 10.0        | 8.8         | 7.4         | 7.0         |
| 35 114 \$ - 39 896 \$          | 10.0        | 9.2         | 8.1         | 7.6         |
| 39 896 \$ - 46 280 \$          | 10.0        | 10.2        | 9.5         | 8.3         |
| 46 280 \$ - 56 621 \$          | 10.0        | 11.1        | 11.1        | 10.2        |
| > 56 621 \$                    | 10.0        | 11.9        | 12.9        | 12.6        |

**Travailleurs de sexe masculin âgés de 25 à 54 ans**

|                                | <b>1975</b> | <b>1981</b> | <b>1989</b> | <b>1993</b> |
|--------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| (en dollars constants de 1993) |             |             |             |             |
| <= 11 512 \$                   | 10.0        | 11.0        | 13.8        | 17.0        |
| 11 512 \$ - 21 073 \$          | 10.0        | 10.5        | 12.2        | 13.7        |
| 21 073 \$ - 27 107 \$          | 10.0        | 9.3         | 9.6         | 9.7         |
| 27 107 \$ - 31 709 \$          | 10.0        | 8.9         | 8.4         | 8.2         |
| 31 709 \$ - 35 651 \$          | 10.0        | 8.6         | 7.3         | 6.9         |
| 35 651 \$ - 39 645 \$          | 10.0        | 8.9         | 8.0         | 7.5         |
| 39 645 \$ - 44 425 \$          | 10.0        | 9.8         | 8.8         | 7.5         |
| 44 425 \$ - 50 464 \$          | 10.0        | 10.1        | 9.1         | 8.1         |
| 50 464 \$ - 60 692 \$          | 10.0        | 11.3        | 10.8        | 10.3        |
| > 60 692 \$                    | 10.0        | 11.6        | 12.0        | 11.2        |

**À moins d'indication contraire, le fichier des T4 Supplémentaires (défini à l'annexe 1) est la source de tous les tableaux et figures.**

**Tableau 2 : Pourcentage des travailleurs de sexe masculin âgés de 18 à 64 ans gagnant moins de :**

**A) 13 509 \$ (en dollars constants de 1993)**

| <b>Âge<br/>Année</b> | <b>18-24</b> | <b>25-34</b> | <b>35-44</b> | <b>45-54</b> | <b>55-64</b> | <b>Tous</b> |
|----------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-------------|
| 1975                 | 44.8         | 13.9         | 10.1         | 10.0         | 15.2         | <b>20.0</b> |
| 1976                 | 43.4         | 13.8         | 9.5          | 9.8          | 14.4         | <b>19.4</b> |
| 1977                 | 44.4         | 14.5         | 9.7          | 10.0         | 14.9         | <b>20.0</b> |
| 1978                 | 46.2         | 15.3         | 10.0         | 10.0         | 14.3         | <b>20.7</b> |
| 1979                 | 44.9         | 14.6         | 9.9          | 9.6          | 14.0         | <b>20.1</b> |
| 1980                 | 46.7         | 15.3         | 10.3         | 10.0         | 14.4         | <b>20.7</b> |
| 1981                 | 48.0         | 16.3         | 10.7         | 10.1         | 15.0         | <b>21.4</b> |
| 1982                 | 55.0         | 19.7         | 12.4         | 12.2         | 16.5         | <b>24.3</b> |
| 1983                 | 60.3         | 22.3         | 13.9         | 13.2         | 18.1         | <b>26.6</b> |
| 1984                 | 61.1         | 21.9         | 13.1         | 13.3         | 18.2         | <b>26.4</b> |
| 1985                 | 61.0         | 21.8         | 12.6         | 13.1         | 18.2         | <b>25.9</b> |
| 1986                 | 62.0         | 22.1         | 13.1         | 12.8         | 17.9         | <b>25.9</b> |
| 1987                 | 60.3         | 21.6         | 13.3         | 12.3         | 18.8         | <b>25.3</b> |
| 1988                 | 59.6         | 21.1         | 13.0         | 12.2         | 18.3         | <b>24.5</b> |
| 1989                 | 60.1         | 20.5         | 13.4         | 11.8         | 19.1         | <b>24.2</b> |
| 1990                 | 61.1         | 21.6         | 14.5         | 12.0         | 19.3         | <b>24.6</b> |
| 1991                 | 66.2         | 24.7         | 16.0         | 13.8         | 20.9         | <b>26.8</b> |
| 1992                 | 68.5         | 25.9         | 16.6         | 14.3         | 22.1         | <b>27.6</b> |
| 1993                 | 69.7         | 26.2         | 17.0         | 14.3         | 22.1         | <b>27.7</b> |

**B) 21 073 \$ (en dollars constants de 1993)**

| <b>Âge<br/>Année</b> | <b>18-24</b> | <b>25-34</b> | <b>35-44</b> | <b>45-54</b> | <b>55-64</b> | <b>Tous</b> |
|----------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-------------|
| 1975                 | 64.9         | 23.4         | 16.8         | 17.9         | 26.0         | <b>31.4</b> |
| 1976                 | 62.3         | 22.6         | 15.2         | 16.1         | 23.0         | <b>29.6</b> |
| 1977                 | 62.9         | 23.5         | 15.9         | 16.5         | 23.2         | <b>30.3</b> |
| 1978                 | 64.7         | 24.3         | 16.4         | 16.7         | 23.1         | <b>31.1</b> |
| 1979                 | 64.1         | 24.1         | 16.3         | 16.6         | 22.9         | <b>30.8</b> |
| 1980                 | 65.8         | 25.0         | 17.0         | 17.2         | 23.1         | <b>31.5</b> |
| 1981                 | 66.8         | 26.5         | 17.5         | 17.4         | 24.2         | <b>32.3</b> |
| 1982                 | 72.9         | 30.8         | 20.1         | 20.5         | 26.5         | <b>35.6</b> |
| 1983                 | 77.3         | 33.9         | 21.7         | 21.5         | 28.1         | <b>37.8</b> |
| 1984                 | 77.8         | 33.8         | 21.1         | 20.9         | 27.7         | <b>37.5</b> |
| 1985                 | 78.5         | 34.0         | 20.4         | 20.9         | 28.1         | <b>37.2</b> |
| 1986                 | 79.2         | 34.6         | 20.8         | 20.3         | 28.3         | <b>37.2</b> |
| 1987                 | 78.9         | 34.3         | 20.8         | 19.8         | 28.8         | <b>36.8</b> |
| 1988                 | 78.3         | 33.5         | 20.8         | 19.3         | 28.8         | <b>36.0</b> |
| 1989                 | 78.2         | 33.3         | 21.3         | 19.1         | 29.5         | <b>35.5</b> |
| 1990                 | 79.2         | 34.7         | 22.5         | 19.6         | 30.0         | <b>36.1</b> |
| 1991                 | 82.6         | 38.3         | 25.0         | 21.8         | 32.6         | <b>38.5</b> |
| 1992                 | 84.1         | 39.4         | 25.3         | 22.3         | 33.6         | <b>38.9</b> |
| 1993                 | 85.3         | 40.3         | 25.7         | 22.8         | 33.2         | <b>39.2</b> |

**Tableau 3 : Pourcentage de nouvelles périodes de faible salaire qui ont duré au moins x années, 1976-1992**

| <b>A) Faible salaire &lt; 13 509 \$ (en dollars constants de 1993)</b> |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Parmi toutes les nouvelles périodes de faible salaire commencées       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| en...  | 1976  | 1977  | 1978  | 1979  | 1980  | 1981  | 1982  | 1983  | 1984  | 1985  | 1986  | 1987  | 1988  | 1989  | 1990  | 1991  | 1992  |
| x pour cent ont duré   |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| au moins...  | 39.1  | 41.0  | 39.0  | 40.2  | 40.3  | 45.4  | 46.9  | 46.8  | 47.3  | 47.7  | 44.4  | 45.0  | 44.1  | 44.2  | 45.9  | 45.8  | 45.2  |
| 2 ans  | 19.2  | 19.0  | 20.1  | 20.5  | 21.4  | 25.9  | 24.5  | 25.9  | 26.7  | 26.2  | 24.1  | 24.2  | 23.0  | 24.6  | 25.0  | 24.4  | -     |
| 3 ans  | 10.1  | 11.0  | 11.1  | 11.4  | 12.8  | 15.3  | 14.4  | 15.3  | 16.1  | 14.9  | 14.2  | 13.9  | 14.1  | 14.1  | 15.2  | -     | -     |
| 4 ans  | 6.0   | 6.9   | 7.1   | 7.5   | 8.3   | 9.2   | 8.9   | 9.1   | 10.2  | 9.1   | 8.6   | 8.1   | 8.8   | 9.0   | -     | -     | -     |
| 5 ans  | 3.9   | 4.3   | 4.9   | 5.2   | 5.0   | 5.6   | 5.6   | 5.7   | 6.6   | 5.3   | 5.4   | 5.5   | 5.7   | -     | -     | -     | -     |
| 6 ans  | 2.5   | 3.2   | 3.4   | 3.8   | 3.5   | 3.9   | 3.6   | 3.7   | 4.2   | 3.7   | 3.6   | 3.7   | -     | -     | -     | -     | -     |
| 7 ans  | 1.6   | 2.4   | 2.6   | 2.5   | 2.4   | 2.7   | 2.5   | 2.6   | 2.9   | 2.6   | 2.4   | -     | -     | -     | -     | -     | -     |
| 8 ans  | 1.1   | 1.6   | 1.9   | 1.8   | 1.7   | 2.1   | 1.8   | 1.9   | 2.0   | 1.9   | -     | -     | -     | -     | -     | -     | -     |
| 9 ans  | 1.0   | 1.4   | 1.4   | 1.3   | 1.2   | 1.7   | 1.3   | 1.5   | 1.6   | -     | -     | -     | -     | -     | -     | -     | -     |
| 10 ans   | 3,775 | 4,129 | 4,280 | 4,087 | 4,452 | 4,659 | 5,667 | 5,976 | 5,446 | 5,269 | 5,365 | 5,272 | 5,147 | 5,272 | 5,674 | 6,323 | 6,062 |
| Nombre   |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| périodes de  |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| faible salaire   |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| <b>B) Faible salaire &lt; 21 073 \$ (en dollars constants de 1993)</b> |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| Parmi toutes les nouvelles périodes de faible salaire commencées       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| en...  | 1976  | 1977  | 1978  | 1979  | 1980  | 1981  | 1982  | 1983  | 1984  | 1985  | 1986  | 1987  | 1988  | 1989  | 1990  | 1991  | 1992  |
| x pour cent ont duré   |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| au moins...  | 48.4  | 49.7  | 48.8  | 51.2  | 50.8  | 55.7  | 55.8  | 56.4  | 57.0  | 57.8  | 56.4  | 56.3  | 54.0  | 53.7  | 57.0  | 54.0  | 53.9  |
| 2 ans  | 28.3  | 28.6  | 28.6  | 31.7  | 32.3  | 36.7  | 34.0  | 36.3  | 37.7  | 37.6  | 35.4  | 34.9  | 33.8  | 34.9  | 36.7  | 33.3  | -     |
| 3 ans  | 18.1  | 18.8  | 18.6  | 21.0  | 23.0  | 25.8  | 23.0  | 24.9  | 26.4  | 25.5  | 24.4  | 24.0  | 23.7  | 23.3  | 25.9  | -     | -     |
| 4 ans  | 12.3  | 13.5  | 12.0  | 15.1  | 17.0  | 18.5  | 16.0  | 17.8  | 19.2  | 18.4  | 17.3  | 16.9  | 16.9  | 16.6  | -     | -     | -     |
| 5 ans  | 8.9   | 9.5   | 8.6   | 11.3  | 12.6  | 13.2  | 11.3  | 12.5  | 14.0  | 13.2  | 12.5  | 12.9  | 12.6  | -     | -     | -     | -     |
| 6 ans  | 6.7   | 7.6   | 6.5   | 8.5   | 9.1   | 9.4   | 8.3   | 9.0   | 10.8  | 10.0  | 9.1   | 9.6   | -     | -     | -     | -     | -     |
| 7 ans  | 5.3   | 5.7   | 5.4   | 6.5   | 7.0   | 6.8   | 6.3   | 6.6   | 8.4   | 7.6   | 6.9   | -     | -     | -     | -     | -     | -     |
| 8 ans  | 4.3   | 4.6   | 4.1   | 4.9   | 5.4   | 4.9   | 4.8   | 5.2   | 6.5   | 6.0   | -     | -     | -     | -     | -     | -     | -     |
| 9 ans  | 3.4   | 3.8   | 3.3   | 3.9   | 4.2   | 3.8   | 3.8   | 4.0   | 5.1   | -     | -     | -     | -     | -     | -     | -     | -     |
| 10 ans   | 4,201 | 4,692 | 4,841 | 4,693 | 5,109 | 5,218 | 6,206 | 6,375 | 5,721 | 5,608 | 5,652 | 5,620 | 5,487 | 5,762 | 6,127 | 6,614 | 6,182 |
| Nombre   |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| périodes de  |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
| faible salaire   |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |

\* Les chiffres ci-dessus se rapportent à de nouvelles périodes de faible salaire commencées par des travailleurs de sexe masculin qui étaient âgés de 18 à 50 ans au début de la période. Les périodes incomplètes, de même que les périodes terminées, sont incluses.

**Tableau 4 : Lorsqu'une période de faible salaire a duré x années, quelles sont les probabilités que le travailleur :**  
**A) descende dans l'échelle salariale, c.-à-d. qu'il commence à ne plus gagner de salaire l'année suivante :**  
**P(mouvement descendant)**  
**B) monte dans l'échelle salariale, c.-à-d. qu'il commence à gagner un salaire plus élevé l'année suivante :**  
**P(mouvement ascendant)**  
**C) quitte le bas de la répartition des salaires : P(sortie) = P(mouvement descendant) + P(mouvement ascendant)**

| <b>Périodes de faible salaire commencées par des hommes qui étaient âgés de 18 à 24 ans au début de la période</b> |                    |         |                      |         |           |         |  |
|--|--------------------|---------|----------------------|---------|-----------|---------|--|
| Année  | P(mouvement desc.) |         | P(mouvement ascend.) |         | P(sortie) |         |  |
|  | 1976-84            | 1985-92 | 1976-84              | 1985-92 | 1976-84   | 1985-92 |  |
| 1  | 15.8%              | 15.2%   | 34.3%                | 30.6%   | 50.1%     | 45.8%   |  |
| 2  | 15.7%              | 14.9%   | 29.1%                | 25.7%   | 44.8%     | 40.6%   |  |
| 3  | 13.9%              | 13.1%   | 28.0%                | 24.7%   | 41.9%     | 37.8%   |  |
| 4  | 14.1%              | 13.3%   | 26.7%                | 23.4%   | 40.8%     | 36.8%   |  |
| 5  | 15.5%              | 14.6%   | 25.8%                | 22.7%   | 41.3%     | 37.3%   |  |
| 6  | 12.5%              | 11.7%   | 22.5%                | 19.6%   | 35.0%     | 31.3%   |  |
| 7  | 13.7%              | 12.8%   | 23.4%                | 20.4%   | 37.1%     | 33.2%   |  |
| 8  | 12.4%              | 11.5%   | 16.7%                | 14.4%   | 29.2%     | 25.9%   |  |
| 9  | 12.4%              | 11.4%   | 15.2%                | 13.1%   | 27.6%     | 24.5%   |  |
| 10 ou plus   | 12.1%              | 11.1%   | 10.6%                | 9.0%    | 22.7%     | 20.0%   |  |

| <b>Périodes de faible salaire commencées par des hommes qui étaient âgés de 25 à 34 ans au début de la période</b> |                    |         |                      |         |           |         |  |
|--|--------------------|---------|----------------------|---------|-----------|---------|--|
| Année  | P(mouvement desc.) |         | P(mouvement ascend.) |         | P(sortie) |         |  |
|  | 1976-84            | 1985-92 | 1976-84              | 1985-92 | 1976-84   | 1985-92 |  |
| 1  | 24.5%              | 24.1%   | 38.2%                | 36.7%   | 62.7%     | 60.7%   |  |
| 2  | 22.6%              | 22.0%   | 30.8%                | 29.3%   | 53.3%     | 51.2%   |  |
| 3  | 21.6%              | 21.0%   | 26.8%                | 25.4%   | 48.5%     | 46.4%   |  |
| 4  | 20.7%              | 20.0%   | 23.9%                | 22.6%   | 44.6%     | 42.5%   |  |
| 5  | 19.1%              | 18.4%   | 19.9%                | 18.7%   | 38.9%     | 37.0%   |  |
| 6  | 19.2%              | 18.4%   | 17.4%                | 16.4%   | 36.6%     | 34.7%   |  |
| 7  | 18.5%              | 17.6%   | 12.5%                | 11.7%   | 31.0%     | 29.3%   |  |
| 8  | 18.5%              | 17.7%   | 13.7%                | 12.9%   | 32.3%     | 30.6%   |  |
| 9  | 17.7%              | 16.8%   | 7.2%                 | 6.7%    | 24.9%     | 23.5%   |  |
| 10 ou plus   | 14.3%              | 13.6%   | 10.0%                | 9.3%    | 24.2%     | 22.8%   |  |

| <b>Périodes de faible salaire commencées par des hommes qui étaient âgés de 35 à 50 ans au début de la période</b> |                    |         |                      |         |           |         |  |
|--|--------------------|---------|----------------------|---------|-----------|---------|--|
| Année  | P(mouvement desc.) |         | P(mouvement ascend.) |         | P(sortie) |         |  |
|  | 1976-84            | 1985-92 | 1976-84              | 1985-92 | 1976-84   | 1985-92 |  |
| 1  | 30.0%              | 30.0%   | 33.5%                | 33.5%   | 63.4%     | 63.4%   |  |
| 2  | 27.5%              | 27.5%   | 25.1%                | 25.1%   | 52.6%     | 52.6%   |  |
| 3  | 24.5%              | 24.5%   | 20.6%                | 20.6%   | 45.0%     | 45.0%   |  |
| 4  | 21.5%              | 21.5%   | 14.9%                | 14.9%   | 36.4%     | 36.4%   |  |
| 5  | 20.4%              | 20.4%   | 13.0%                | 13.0%   | 33.4%     | 33.4%   |  |
| 6  | 20.9%              | 20.9%   | 12.3%                | 12.3%   | 33.2%     | 33.2%   |  |
| 7  | 15.9%              | 15.9%   | 10.7%                | 10.7%   | 26.5%     | 26.5%   |  |
| 8  | 16.6%              | 16.6%   | 12.9%                | 12.9%   | 29.5%     | 29.5%   |  |
| 9  | 12.2%              | 12.2%   | 6.9%                 | 6.9%    | 19.1%     | 19.1%   |  |
| 10 ou plus   | 14.3%              | 14.3%   | 5.6%                 | 5.6%    | 19.9%     | 19.9%   |  |

Remarque : Les faibles salaires sont ceux inférieurs à 13 509 \$ en dollars constants de 1993. Les chiffres présentés dans ce tableau sont calculés pour des travailleurs employés en Ontario et un taux de chômage présumé de 10 %, 6 % et 4 % parmi la population masculine âgée respectivement de 18 à 24 ans, de 25 à 34 ans et de 35 à 50 ans.

**Tableau 5 : Lorsqu'une période de faible salaire a duré x années, quelle sont les probabilités que le travailleur :**  
**A) descende dans l'échelle salariale, c.-à-d. qu'il commence à ne plus gagner de salaire l'année suivante :**  
**P(mouvement descendant)**  
**B) monte dans l'échelle salariale, c.-à-d. qu'il commence à gagner un salaire plus élevé l'année suivante :**  
**P(mouvement ascendant)**  
**C) quitte le bas de la répartition des salaires : P(sortie) = P(mouvement descendant) + P(mouvement ascendant)**

| <b>Périodes de faible salaire commencées par des hommes qui étaient âgés de 18 à 24 ans au début de la période</b> |                    |         |                      |         |           |         |
|--|--------------------|---------|----------------------|---------|-----------|---------|
| Année  | P(mouvement desc.) |         | P(mouvement ascend.) |         | P(sortie) |         |
|  | 1976-84            | 1985-92 | 1976-84              | 1985-92 | 1976-84   | 1985-92 |
| 1  | 13.3%              | 12.4%   | 19.7%                | 16.7%   | 33.0%     | 29.1%   |
| 2  | 13.0%              | 12.0%   | 16.6%                | 13.9%   | 29.6%     | 25.9%   |
| 3  | 11.6%              | 10.7%   | 15.2%                | 12.7%   | 26.8%     | 23.4%   |
| 4  | 11.2%              | 10.3%   | 14.2%                | 11.9%   | 25.5%     | 22.2%   |
| 5  | 11.6%              | 10.6%   | 14.4%                | 12.0%   | 26.0%     | 22.7%   |
| 6  | 10.1%              | 9.3%    | 13.8%                | 11.5%   | 23.9%     | 20.7%   |
| 7  | 11.1%              | 10.1%   | 11.4%                | 9.5%    | 22.5%     | 19.5%   |
| 8  | 9.8%               | 8.9%    | 11.4%                | 9.4%    | 21.2%     | 18.3%   |
| 9  | 10.7%              | 9.8%    | 11.1%                | 9.2%    | 21.8%     | 19.0%   |
| 10 ou plus   | 10.9%              | 9.9%    | 7.8%                 | 6.4%    | 18.7%     | 16.3%   |

| <b>Périodes de faible salaire commencées par des hommes qui étaient âgés de 25 à 34 ans au début de la période</b> |                    |         |                      |         |           |         |
|--|--------------------|---------|----------------------|---------|-----------|---------|
| Année  | P(mouvement desc.) |         | P(mouvement ascend.) |         | P(sortie) |         |
|  | 1976-84            | 1985-92 | 1976-84              | 1985-92 | 1976-84   | 1985-92 |
| 1  | 21.5%              | 21.2%   | 29.1%                | 27.1%   | 50.6%     | 48.3%   |
| 2  | 18.6%              | 18.2%   | 23.4%                | 21.6%   | 42.0%     | 39.8%   |
| 3  | 17.2%              | 16.7%   | 19.3%                | 17.8%   | 36.5%     | 34.5%   |
| 4  | 16.6%              | 16.1%   | 16.6%                | 15.2%   | 33.2%     | 31.3%   |
| 5  | 15.0%              | 14.5%   | 14.0%                | 12.8%   | 29.0%     | 27.3%   |
| 6  | 14.4%              | 13.9%   | 13.1%                | 12.0%   | 27.5%     | 25.9%   |
| 7  | 13.7%              | 13.2%   | 11.7%                | 10.6%   | 25.3%     | 23.8%   |
| 8  | 14.7%              | 14.2%   | 10.3%                | 9.3%    | 25.0%     | 23.5%   |
| 9  | 14.6%              | 14.0%   | 8.1%                 | 7.4%    | 22.7%     | 21.4%   |
| 10 ou plus   | 12.1%              | 11.6%   | 6.7%                 | 6.1%    | 18.8%     | 17.7%   |

| <b>Périodes de faible salaire commencées par des hommes qui étaient âgés de 35 à 50 ans au début de la période</b> |                    |         |                      |         |           |         |
|--|--------------------|---------|----------------------|---------|-----------|---------|
| Année  | P(mouvement desc.) |         | P(mouvement ascend.) |         | P(sortie) |         |
|  | 1976-84            | 1985-92 | 1976-84              | 1985-92 | 1976-84   | 1985-92 |
| 1  | 24.8%              | 24.8%   | 28.6%                | 28.6%   | 53.4%     | 53.4%   |
| 2  | 20.9%              | 20.9%   | 21.7%                | 21.7%   | 42.6%     | 42.6%   |
| 3  | 18.3%              | 18.3%   | 15.0%                | 15.0%   | 33.3%     | 33.3%   |
| 4  | 16.9%              | 16.9%   | 12.9%                | 12.9%   | 29.7%     | 29.7%   |
| 5  | 14.6%              | 14.6%   | 11.6%                | 11.6%   | 26.2%     | 26.2%   |
| 6  | 14.8%              | 14.8%   | 9.6%                 | 9.6%    | 24.4%     | 24.4%   |
| 7  | 13.2%              | 13.2%   | 8.8%                 | 8.8%    | 22.0%     | 22.0%   |
| 8  | 12.1%              | 12.1%   | 7.9%                 | 7.9%    | 20.0%     | 20.0%   |
| 9  | 12.9%              | 12.9%   | 5.5%                 | 5.5%    | 18.4%     | 18.4%   |
| 10 ou plus   | 12.4%              | 12.4%   | 4.7%                 | 4.7%    | 17.1%     | 17.1%   |

Remarque : Les faibles salaires sont ceux inférieurs à 21 073 \$ en dollars constants de 1993. Les chiffres présentés dans ce tableau sont calculés pour des travailleurs employés en Ontario et un taux de chômage présumé de 10 %, 6 % et 4 % parmi la population masculine âgée respectivement de 18 à 24 ans, de 25 à 34 ans et de 35 à 50 ans.

**Tableau 6 : Mesures de l'inégalité à court terme et en longue période chez les travailleurs de sexe masculin ayant gagné un salaire positif chaque année des périodes 1975-1984 et 1984-1993**

| I.    | Moyenne des coefficients de variation pour les salaires annuels   |         |           | Coefficient de variation pour les salaires cumulés sur dix ans   |         |           |
|-------|---|---------|-----------|--|---------|-----------|
|       | 1975-84   | 1984-93 | Variation | 1975-84  | 1984-93 | Variation |
| Âge*  |   |         |           |  |         |           |
| 18-24 | 0.503   | 0.593   | 17.9%     | 0.388  | 0.459   | 18.3%     |
| 25-34 | 0.492   | 0.560   | 13.8%     | 0.442  | 0.486   | 10.0%     |
| 35-44 | 0.589   | 0.642   | 9.0%      | 0.512  | 0.573   | 11.9%     |
| 45-54 | 0.687   | 0.766   | 11.5%     | 0.624  | 0.667   | 6.9%      |
| 55-64 | 1.084   | 1.188   | 9.6%      | 0.957  | 1.033   | 7.9%      |
| 18-64 | 0.625   | 0.705   | 12.8%     | 0.543  | 0.612   | 12.7%     |
| 25-54 | 0.583   | 0.651   | 11.7%     | 0.517  | 0.571   | 10.4%     |
| 25-44 | 0.543   | 0.615   | 13.3%     | 0.477  | 0.544   | 14.0%     |
| II.   | Moyenne des indices d'entropie de Theil pour les salaires annuels |         |           | Indice d'entropie de Theil pour les salaires cumulés sur dix ans |         |           |
|       | 1975-84   | 1984-93 | Variation | 1975-84  | 1984-93 | Variation |
| Âge * |   |         |           |  |         |           |
| 18-24 | 0.134   | 0.175   | 30.6%     | 0.076  | 0.100   | 31.6%     |
| 25-34 | 0.108   | 0.133   | 23.1%     | 0.083  | 0.101   | 21.7%     |
| 35-44 | 0.128   | 0.150   | 17.2%     | 0.103  | 0.124   | 20.4%     |
| 45-54 | 0.164   | 0.192   | 17.1%     | 0.137  | 0.156   | 13.9%     |
| 55-64 | 0.313   | 0.389   | 24.3%     | 0.253  | 0.315   | 24.5%     |
| 18-64 | 0.151   | 0.185   | 22.5%     | 0.113  | 0.142   | 25.7%     |
| 25-54 | 0.130   | 0.155   | 19.2%     | 0.103  | 0.124   | 20.4%     |
| 25-44 | 0.118   | 0.146   | 23.7%     | 0.093  | 0.116   | 24.7%     |
| III.  | Moyenne des coefficients de Gini pour les salaires annuels        |         |           | Coefficient de Gini pour les salaires cumulés sur dix ans        |         |           |
|       | 1975-84   | 1984-93 | Variation | 1975-84  | 1984-93 | Variation |
| Âge * |   |         |           |  |         |           |
| 18-24 | 0.278   | 0.319   | 14.7%     | 0.215  | 0.248   | 15.3%     |
| 25-34 | 0.243   | 0.269   | 10.7%     | 0.217  | 0.240   | 10.6%     |
| 35-44 | 0.260   | 0.278   | 6.9%      | 0.238  | 0.257   | 8.0%      |
| 45-54 | 0.291   | 0.313   | 7.6%      | 0.269  | 0.287   | 6.7%      |
| 55-64 | 0.387   | 0.443   | 14.5%     | 0.346  | 0.400   | 15.6%     |
| 18-64 | 0.284   | 0.314   | 10.6%     | 0.250  | 0.280   | 12.0%     |
| 25-54 | 0.261   | 0.285   | 9.2%      | 0.237  | 0.259   | 9.3%      |
| 25-44 | 0.251   | 0.278   | 10.8%     | 0.227  | 0.252   | 11.0%     |

\* Âge au début de la période considérée.

**Tableau 7 : Mesures de l'inégalité à court terme et en longue période chez les travailleurs de sexe masculin ayant gagné un salaire positif chaque année des périodes 1975-1980 et 1984-1989**

| I.    | Moyenne des coefficients de variation pour les salaires annuels   |         |           | Coefficient de variation pour les salaires cumulés sur six ans   |         |           |
|-------|---|---------|-----------|--|---------|-----------|
|       | 1975-80   | 1984-89 | Variation | 1975-80  | 1984-89 | Variation |
| Âge*  |   |         |           |  |         |           |
| 18-24 | 0.547   | 0.656   | 19.9%     | 0.446  | 0.543   | 21.7%     |
| 25-34 | 0.48  | 0.572   | 19.2%     | 0.427  | 0.507   | 18.7%     |
| 35-44 | 0.578   | 0.627   | 8.5%      | 0.515  | 0.57    | 10.7%     |
| 45-54 | 0.664   | 0.744   | 12.0%     | 0.616  | 0.658   | 6.8%      |
| 55-64 | 0.889   | 1.049   | 18.0%     | 0.831  | 0.922   | 11.0%     |
| 18-64 | 0.642   | 0.742   | 15.6%     | 0.578  | 0.663   | 14.7%     |
| 25-54 | 0.576   | 0.654   | 13.5%     | 0.519  | 0.586   | 12.9%     |
| 25-44 | 0.536   | 0.617   | 15.1%     | 0.475  | 0.557   | 17.3%     |
| II.   | Moyenne des indices d'entropie de Theil pour les salaires annuels |         |           | Indice d'entropie de Theil pour les salaires cumulés sur six ans |         |           |
|       | 1975-80   | 1984-89 | Variation | 1975-80  | 1984-89 | Variation |
| Âge*  |   |         |           |  |         |           |
| 18-24 | 0.158   | 0.211   | 33.5%     | 0.100  | 0.140   | 40.0%     |
| 25-34 | 0.110   | 0.144   | 30.9%     | 0.085  | 0.114   | 34.1%     |
| 35-44 | 0.129   | 0.153   | 18.6%     | 0.107  | 0.130   | 21.5%     |
| 45-54 | 0.159   | 0.184   | 15.7%     | 0.138  | 0.156   | 13.0%     |
| 55-64 | 0.227   | 0.300   | 32.2%     | 0.195  | 0.250   | 28.2%     |
| 18-64 | 0.164   | 0.207   | 26.2%     | 0.131  | 0.170   | 29.8%     |
| 25-54 | 0.132   | 0.163   | 23.5%     | 0.108  | 0.135   | 25.0%     |
| 25-44 | 0.121   | 0.155   | 28.1%     | 0.096  | 0.128   | 33.3%     |
| III.  | Moyenne des coefficients de Gini pour les salaires annuels        |         |           | Coefficient de Gini pour les salaires cumulés sur six ans        |         |           |
|       | 1975-80   | 1984-89 | Variation | 1975-80  | 1984-89 | Variation |
| Âge*  |   |         |           |  |         |           |
| 18-24 | 0.304   | 0.354   | 16.4%     | 0.248  | 0.294   | 18.5%     |
| 25-34 | 0.248   | 0.282   | 13.7%     | 0.222  | 0.256   | 15.3%     |
| 35-44 | 0.263   | 0.283   | 7.6%      | 0.243  | 0.266   | 9.5%      |
| 45-54 | 0.289   | 0.306   | 5.9%      | 0.270  | 0.286   | 5.9%      |
| 55-64 | 0.332   | 0.382   | 15.1%     | 0.306  | 0.353   | 15.4%     |
| 18-64 | 0.298   | 0.334   | 12.1%     | 0.270  | 0.308   | 14.1%     |
| 25-54 | 0.265   | 0.293   | 10.6%     | 0.243  | 0.272   | 11.9%     |
| 25-44 | 0.256   | 0.289   | 12.9%     | 0.233  | 0.267   | 14.6%     |

\*Âge au début de la période considérée.

**Tableau 8 : Salaires relatifs dans les quintiles inférieur, moyen et supérieur, 1975-1980 et 1984-1989**

**I. Hommes ayant gagné un salaire positif chaque année des périodes...**

|                              | 1975-1980 |      |      | 1984-1989 |      |      | Variation |      |       |
|------------------------------|-----------|------|------|-----------|------|------|-----------|------|-------|
|                              | S/I       | S/M  | M/I  | S/I       | S/M  | M/I  | S/I       | S/M  | M/I   |
| <b>A) Salaires annuels*</b>  |           |      |      |           |      |      |           |      |       |
| Âge                          |           |      |      |           |      |      |           |      |       |
| 18-64                        | 5.59      | 1.94 | 2.88 | 7.46      | 2.06 | 3.62 | 33.5%     | 6.2% | 25.7% |
| 25-54                        | 4.25      | 1.85 | 2.3  | 5.31      | 1.92 | 2.77 | 24.9%     | 3.8% | 20.4% |
| 25-44                        | 4.15      | 1.78 | 2.33 | 5.25      | 1.87 | 2.82 | 26.5%     | 5.1% | 21.0% |
| <b>B) Salaires cumulés**</b> |           |      |      |           |      |      |           |      |       |
| Âge                          |           |      |      |           |      |      |           |      |       |
| 18-64                        | 4.25      | 1.9  | 2.24 | 5.46      | 2.04 | 2.67 | 28.5%     | 7.4% | 19.2% |
| 25-54                        | 3.59      | 1.81 | 1.98 | 4.32      | 1.89 | 2.28 | 20.3%     | 4.4% | 15.2% |
| 25-44                        | 3.44      | 1.74 | 1.98 | 4.24      | 1.84 | 2.3  | 23.3%     | 5.7% | 16.2% |

**II. Hommes âgés de 25 à 50 ans gagnant un salaire positif au début de la période...**

|                       | 1975-1980 |      |      | 1984-1989 |      |      | Variation |      |       |
|-----------------------|-----------|------|------|-----------|------|------|-----------|------|-------|
|                       | S/I       | S/M  | M/I  | S/I       | S/M  | M/I  | S/I       | S/M  | M/I   |
| A) Salaires annuels * | 15.03     | 1.91 | 7.82 | 16.91     | 2.03 | 8.26 | 12.5%     | 6.3% | 5.6%  |
| B) Salaires cumulés** | 6.8       | 1.87 | 3.63 | 8.24      | 2.02 | 4.08 | 21.2%     | 8.0% | 12.4% |

S/I = salaires moyens dans le quintile supérieur/salaires moyens dans le quintile inférieur

S/M = salaires moyens dans le quintile supérieur/salaires moyens dans le quintile moyen

M/I = salaires moyens dans le quintile moyen/salaires moyens dans le quintile inférieur

\* Dans le cas des salaires annuels, les chiffres représentent la moyenne des ratios pour toutes les années couvertes par la période.

\*\*Ratios pour les salaires cumulés sur six ans.

**Tableau 9 : Salaires relatifs dans les quintiles inférieur, moyen et supérieur : ratios à court terme, 1975-1980 et 1984-1989\***

**A) Hommes âgés de 25 à 54 ans ayant gagné un salaire positif chaque année**

| Année | S/M | M/I | Année | S/M | M/I |
|-------|-----|-----|-------|-----|-----|
| 1975  | 1.9 | 2.3 | 1984  | 1.9 | 3.2 |
| 1976  | 1.8 | 2.2 | 1985  | 1.9 | 2.8 |
| 1977  | 1.8 | 2.3 | 1986  | 1.9 | 2.7 |
| 1978  | 1.8 | 2.3 | 1987  | 1.9 | 2.6 |
| 1979  | 1.9 | 2.2 | 1988  | 2.0 | 2.6 |
| 1980  | 1.8 | 2.5 | 1989  | 2.0 | 2.7 |

**B) Hommes âgés de 25 à 50 ans gagnant un salaire positif au début de la période**

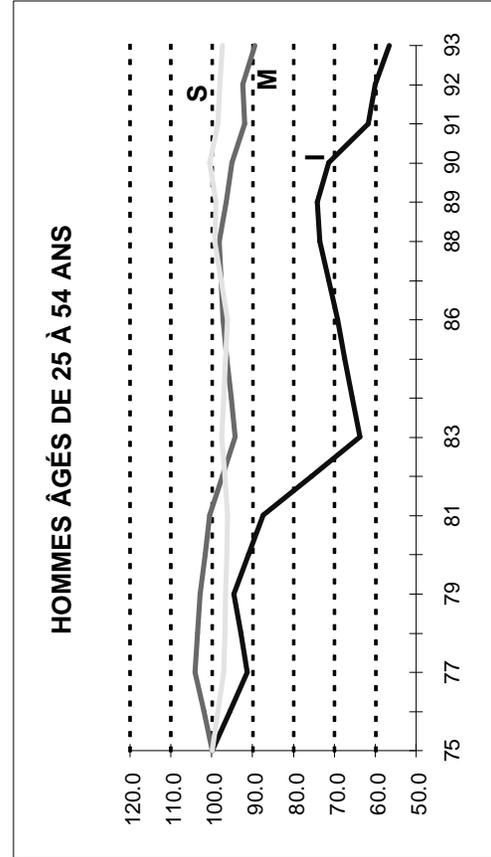
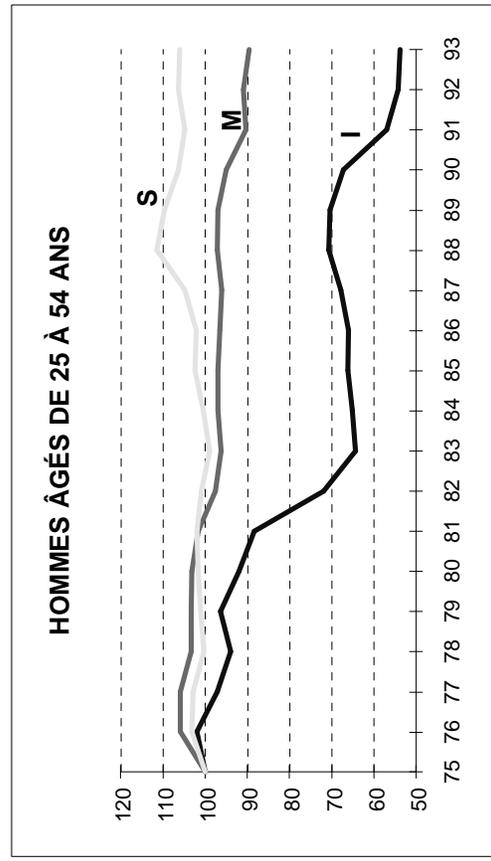
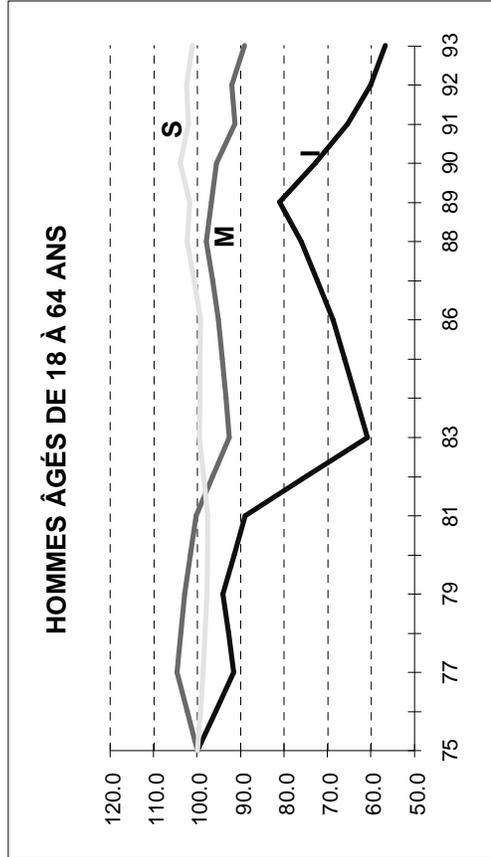
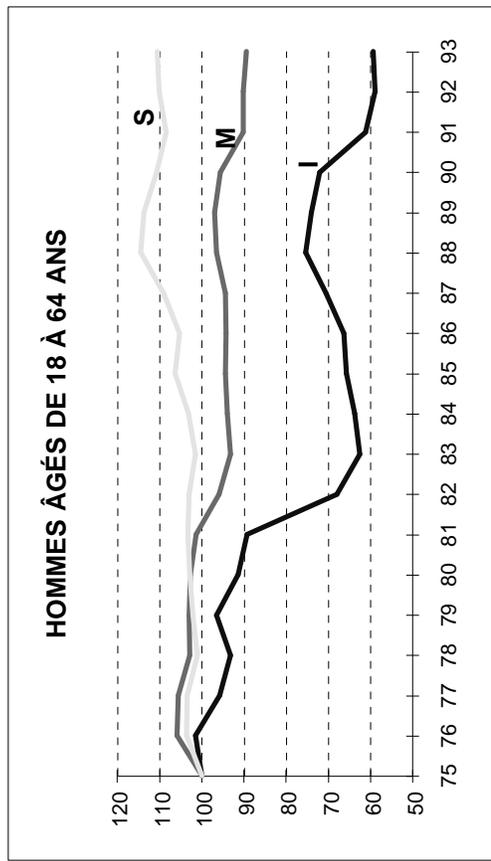
| Année | S/M | M/I  | Année | S/M | M/I  |
|-------|-----|------|-------|-----|------|
| 1975  | 1.9 | 3.2  | 1984  | 2.0 | 4.4  |
| 1976  | 1.9 | 4.4  | 1985  | 2.0 | 5.9  |
| 1977  | 1.9 | 6.5  | 1986  | 2.0 | 7.6  |
| 1978  | 1.9 | 9.7  | 1987  | 2.0 | 8.7  |
| 1979  | 1.9 | 10.0 | 1988  | 2.1 | 10.2 |
| 1980  | 2.0 | 13.3 | 1989  | 2.1 | 12.7 |

\* Les chiffres représentent les salaires annuels moyens dans divers quintiles exprimés en ratios

Figure 1 : Salaires annuels réels indexés dans les quintiles inférieur, moyen et supérieur, 1975-1993

FICHER FISCAL

ENQ. SUR LES FINANCES DES CONSOMMATEURS

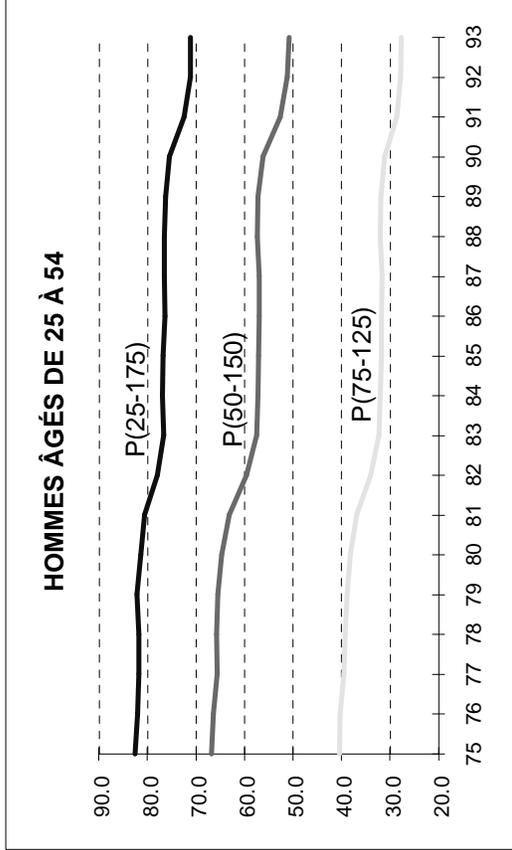
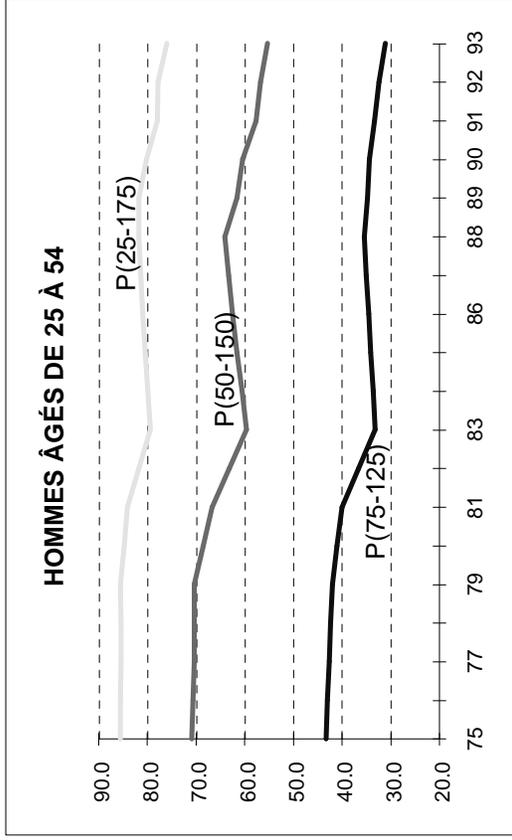
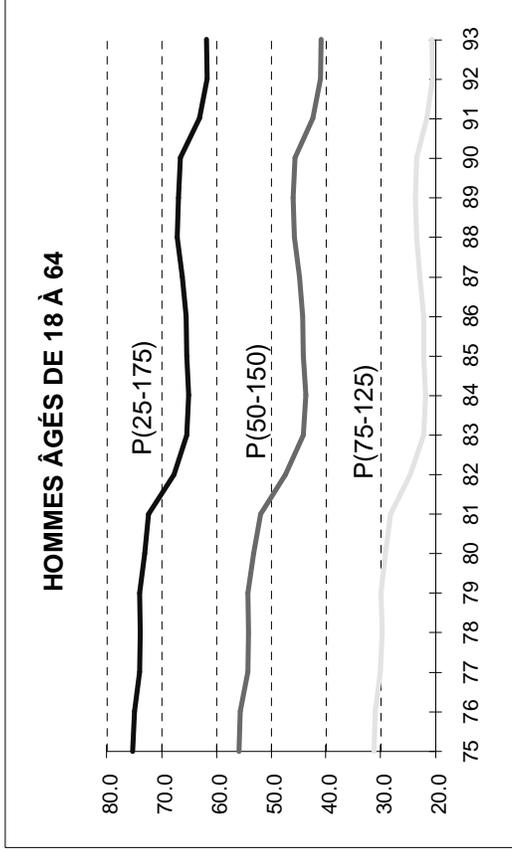
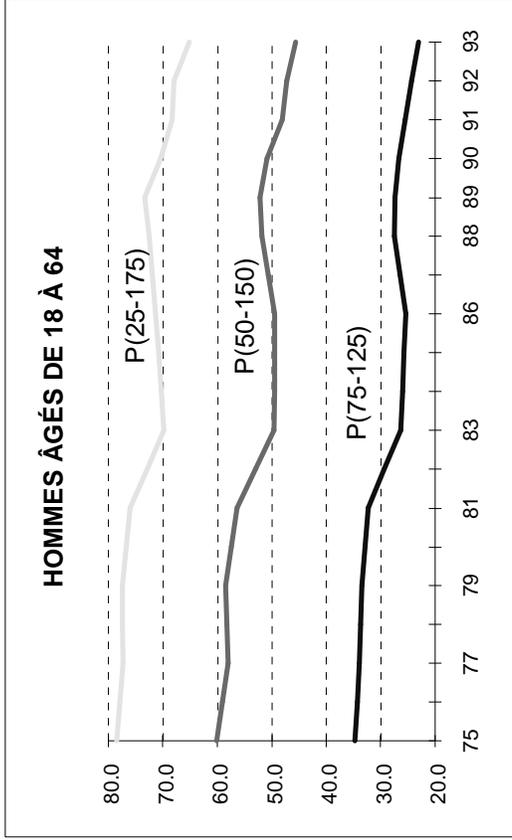


\* Tous les chiffres sont basés sur des échantillons d'hommes ayant gagné un salaire annuel positif durant l'année de référence.

Figure 2 : Pourcentage des travailleurs se trouvant au milieu de la répartition des salaires, 1975-1993

ENQUÊTE SUR LES FINANCES DES CONSOMMATEURS

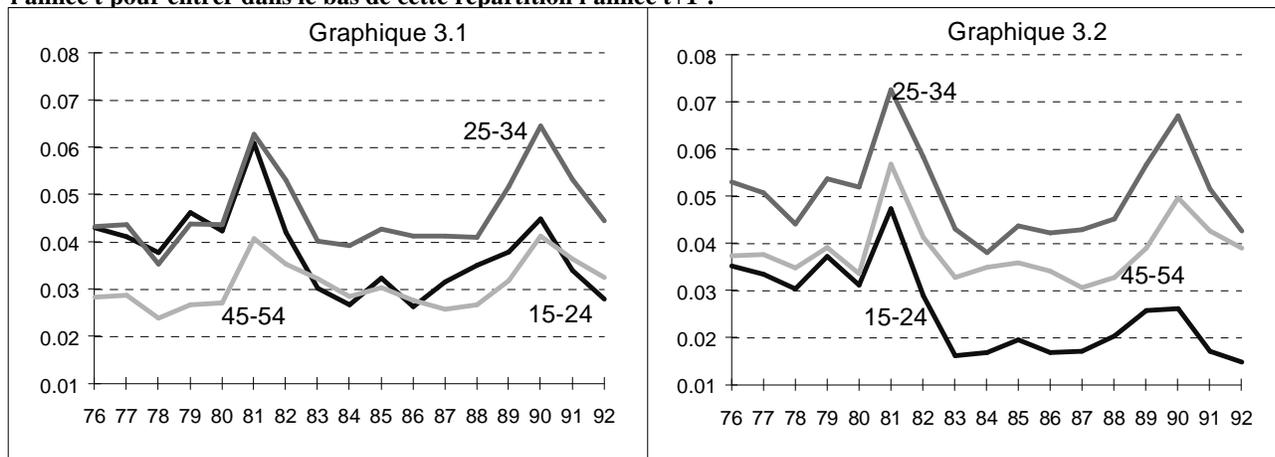
FICHER FISCAL



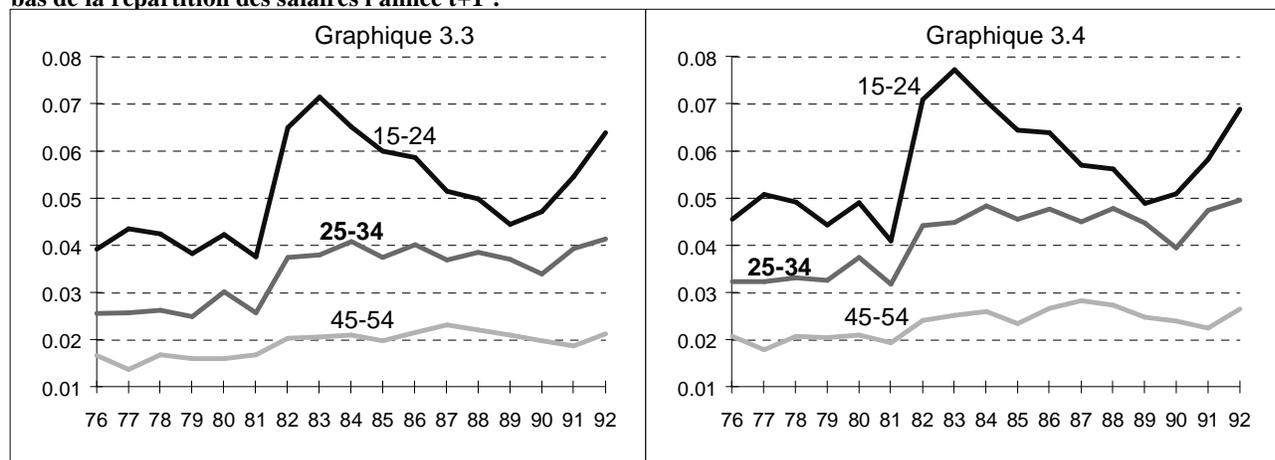
\*Tous les chiffres sont basés sur des échantillons d'hommes ayant gagné un salaire annuel positif durant l'année de référence.

**Figure 3 : Déplacements vers le bas et en provenance du bas de la répartition des salaires, 1976-1992**

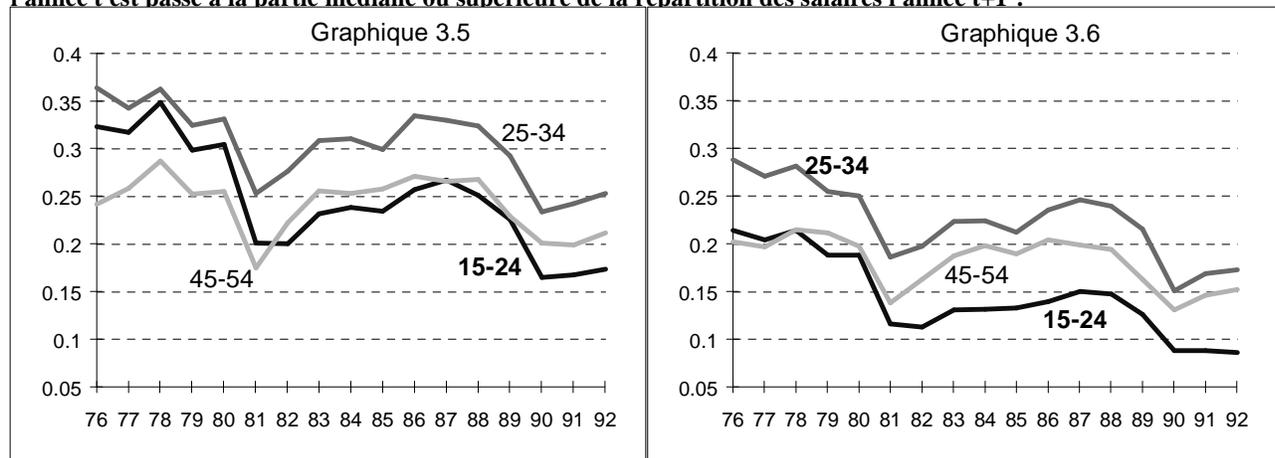
**Quel pourcentage des hommes âgés de x à y ans est sorti du milieu de la répartition des salaires l'année t pour entrer dans le bas de cette répartition l'année t+1 ?**



**Quel pourcentage des hommes âgés de x à y ans est sorti d'une période de non-emploi à l'année t pour entrer dans le bas de la répartition des salaires l'année t+1 ?**

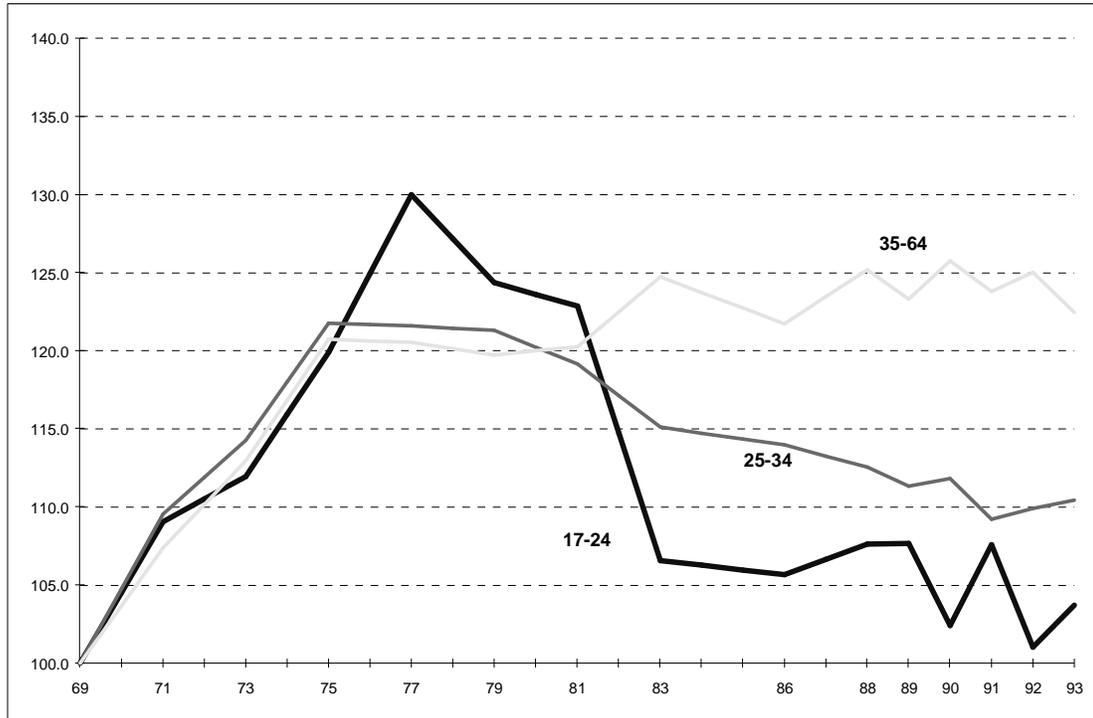


**Quel pourcentage des hommes âgés de x à y ans qui se trouvaient au bas de la répartition des salaires l'année t est passé à la partie médiane ou supérieure de la répartition des salaires l'année t+1 ?**



\* Les graphiques 3.1, 3.3 et 3.5 et les graphiques 3.2, 3.4 et 3.6 s'appuient respectivement sur un faible salaire défini comme étant inférieur à 13 509 \$ et à 21 073 \$ respectivement, en dollars constants de 1993.

Figure 4 : Salaire annuel réel indexé des hommes travaillant à temps plein toute l'année, selon l'âge, 1969-1993



Source : Enquête sur les finances des consommateurs

## Annexe 1 : Les données

---

L'ensemble de données utilisé dans cette étude est le fichier fiscal des T4 Supplémentaires de Revenu Canada. La période couverte est 1975-1993. L'échantillon utilisé comprend 1 % de tous les dossiers d'impôt des particuliers reçus par Revenu Canada. Plus précisément, l'échantillon se compose de 1 % des individus qui ont reçu un formulaire T4 Supplémentaire (État de la rémunération payée) **au cours d'une année au moins** entre 1975 et 1993. Ce fichier est le produit d'un amalgame des formulaires T4 Supplémentaires remplis par les employeurs et des dossiers d'impôt des particuliers T1.

Les employeurs doivent remplir un formulaire T4 Supplémentaire dans les cas suivants :

- a) lorsque de l'impôt sur le revenu et des cotisations au Régime de pensions du Canada ou au Régime de rentes du Québec, ou encore au système d'assurance-chômage doivent être retenus sur la paye de l'employé;
- b) lorsque le salaire annuel d'un employé dépasse un certain seuil.

Entre 1975 et 1988, ce seuil était de 250 \$. En 1989, il est passé à 500 \$, puis est demeuré à ce niveau jusqu'en 1993. L'impôt sur le revenu doit être déduit lorsque le **revenu** annuel d'un employé (c.-à-d. le salaire annuel plus les intérêts, les dividendes, etc.) dépasse le montant de son exemption personnelle. Dans la plupart des cas, le salaire annuel sous-jacent devrait être supérieur à l'un ou l'autre des seuils de 250 \$ et 500 \$. Des cotisations au Régime de pensions du Canada doivent être retenues lorsque le salaire annuel d'un employé dépasse l'exemption de base de l'année. Le montant de l'exemption annuelle de base équivaut à environ 10 % du salaire annuel moyen versé dans le secteur d'activité de l'employé, et donc, dépasse les seuils de 250 \$ et de 500 \$. Des cotisations à l'assurance-chômage doivent être retenues sur la paye d'un employé lorsque celui-ci travaille plus d'un certain nombre d'heures par semaine (15 heures en 1993) ou gagne un revenu supérieur à un certain montant hebdomadaire (149 \$ en 1993).

Étant donné que les seuils associés à l'impôt sur le revenu (c.-à-d. l'exemption personnelle) ou aux cotisations au RPC (c.-à-d. l'exemption annuelle de base) dépassent 250 \$ ou 500 \$, la plupart des emplois devraient être visés par la condition b). Cependant, dans le cas des personnes gagnant plus que le seuil hebdomadaire afférent à l'assurance-chômage (ou travaillant un plus grand nombre d'heures par semaine que le nombre minimum requis), mais dont le revenu salarial annuel demeure cependant inférieur à 250 \$ ou 500 \$, les emplois que ces personnes occupent ne seront pas visés par la condition b). Nous prévoyons que ces derniers cas seront très rares.

Pour disposer d'un échantillon uniforme dans le temps, nous suivons une procédure en deux temps. Dans un premier temps, nous excluons tous les emplois dont le salaire annuel est inférieur à 250 \$ en dollars constants de 1975. Les seuils qui en résultent sont de 250 \$ en 1975, de 645 \$ en 1989 et de 738 \$ en 1993. Nous calculons ensuite les salaires annuels en additionnant les revenus tirés de tous les autres emplois que les individus ont occupé une année donnée. Ainsi, à moins d'indication contraire, **le concept de salaire que nous utilisons dans le présent**

**document se compose des salaires annuels provenant d'emplois dont la rémunération est d'au moins 250 \$ en dollars constants de 1975.**

Cela implique que lorsque nous faisons allusion aux travailleurs sans salaire, nous comptons parmi ceux-ci les travailleurs qui n'ont pas reçu de salaire durant l'année de référence ainsi que ceux dont la totalité des salaires a été tirée d'emplois dont la rémunération était inférieure à 250 \$ par an en dollars constants de 1975. On doit donc considérer que l'expression «travailleurs sans salaire» désigne les travailleurs qui n'ont pas eu de période d'emploi significative durant l'année de référence.

Dans le même ordre d'idées, le concept de salaire que nous utilisons dans ce document exclut tout revenu provenant d'un travail indépendant. Ainsi, un individu dont le salaire annuel baisse entre l'année  $t$  et l'année  $t+1$ , mais qui commence à tirer un revenu d'un travail indépendant au cours de l'année  $t+1$ , pourrait, selon le concept de revenu utilisé dans le présent document, commencer une nouvelle période de faible salaire au cours de l'année  $t+1$ , même si son salaire d'emploi – c.-à-d. la somme de son salaire annuel et du revenu qu'il tire d'un travail indépendant – n'a pas changé entre ces deux années. De façon plus générale, les individus qui passent d'un travail rémunéré à un travail indépendant sont exclus de l'analyse.

---

## **Annexe 2 : Définition des variables explicatives utilisées dans le modèle logit multinomial**

---

URATE : taux de chômage régional (chez les hommes) selon le groupe d'âge durant une année donnée. Les cinq groupes d'âge utilisés sont 1) les 18-24 ans, 2) les 25-34 ans, 3) les 35-44 ans, 4) les 45-54 ans et 5) les 55-64 ans. Les données sont tirées des fichiers de septembre de l'Enquête sur la population active.

STRUC : variable fictive égale à 1 lorsqu'une période de faible salaire commence en 1985 ou après, et à 0 dans les autres cas.

ATL : variable fictive égale à 1 lorsque, durant une année donnée, un travailleur de sexe masculin occupe son emploi principal dans les provinces de l'Atlantique, et à 0 dans les autres cas.

QUÉ : variable fictive égale à 1 lorsque, au cours d'une année donnée, un travailleur de sexe masculin occupe son emploi principal au Québec, et à 0 dans les autres cas.

PRA : variable fictive égale à 1 lorsque, au cours d'une année donnée, un travailleur de sexe masculin occupe son emploi principal dans les Prairies, et à 0 dans les autres cas.

BRI : variable fictive égale à 1 lorsque, au cours d'une année donnée, un travailleur de sexe masculin occupe son emploi principal en Colombie-Britannique, et à 0 dans les autres cas.

ONTARIO est la catégorie omise.

ANNÉE<sub>i</sub> : variable fictive égale à 1 lorsque le dossier se rapporte à la *i*ème année d'une période de faible salaire, et à 0 dans les autres cas ( $i = 1, \dots, 9$ ).

ANNÉE<sub>10</sub> : variable fictive égale à 1 lorsque le dossier se rapporte à la dixième année ou plus d'une période de faible salaire, et à 0 dans les autres cas.

ANNÉE<sub>1</sub> est la catégorie omise.

DISTANCE : différence entre le seuil de faibles gains et les gains du travailleur *i* lors de l'année *t*.

---

ANNEXE 2 : RÉSULTATS DU MODÈLE LOGIT MULTINOMIAL

TABLEAU A1 :

Echantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 par les hommes âgés de 18 à 24 ans  
Définition de faible salaire : salaires inférieurs à \$13,509 (en dollars constants de 1993)

La variable dépendante égale:

0 pour 40 780 années-période

1 pour 11 469 années-période

2 pour 19 777 années-période

Taille de l'échantillon = 72 026 années-période

Y=0 signifie que la période de faible salaire n'a pas pris fin l'année suivante

Y=1 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement descendant du travailleur

Y=2 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement ascendant du travailleur

Estimations du maximum de vraisemblance

Log du rapport de vraisemblance -65839.83

Log restreint du rapport de vraisemblance -69831.93

Khi carré 7984.207

Niveau de signification 0.0000000

| Variable | Coefficient | Ecart-type | z=b/e.t. | P[Z=z] | Moyenne de X |
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|

Coefficients pour Y = 1 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | -1.5062      | 0.43994E-01 | -34.235 | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.23685E-01 | 0.24285E-02 | -9.753  | 0.00000 | 12.76      |
| STRUC     | -0.12512     | 0.21998E-01 | -5.688  | 0.00000 | 0.5296     |
| ATL       | -0.16678     | 0.42129E-01 | -3.959  | 0.00008 | 0.1150     |
| QUE       | 0.42280E-01  | 0.30452E-01 | 1.388   | 0.16502 | 0.2714     |
| PRA       | 0.62282E-01  | 0.31453E-01 | 1.980   | 0.04769 | 0.1729     |
| BRI       | 0.23094      | 0.37027E-01 | 6.237   | 0.00000 | 0.1136     |
| ANNEE2    | -0.11091     | 0.26779E-01 | -4.142  | 0.00003 | 0.2330     |
| ANNEE3    | -0.28128     | 0.35012E-01 | -8.034  | 0.00000 | 0.1260     |
| ANNEE4    | -0.28351     | 0.44435E-01 | -6.380  | 0.00000 | 0.7153E-01 |
| ANNEE5    | -0.18554     | 0.55464E-01 | -3.345  | 0.00082 | 0.4115E-01 |
| ANNEE6    | -0.49669     | 0.78885E-01 | -6.296  | 0.00000 | 0.2288E-01 |
| ANNEE7    | -0.37971     | 0.97474E-01 | -3.896  | 0.00010 | 0.1379E-01 |
| ANNEE8    | -0.59169     | 0.13188     | -4.487  | 0.00001 | 0.7969E-02 |
| ANNEE9    | -0.61565     | 0.16677     | -3.692  | 0.00022 | 0.5123E-02 |
| ANNEE10   | -0.70557     | 0.13669     | -5.162  | 0.00000 | 0.7969E-02 |
| DISTANCE  | 0.10220E-03  | 0.36488E-05 | 28.009  | 0.00000 | 5999.      |

Coefficients pour Y = 2 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | 0.98234      | 0.33609E-01 | 29.228  | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.28492E-01 | 0.20547E-02 | -13.867 | 0.00000 | 12.76      |
| STRUC     | -0.19640     | 0.18625E-01 | -10.545 | 0.00000 | 0.5296     |
| ATL       | -0.23095     | 0.35778E-01 | -6.455  | 0.00000 | 0.1150     |
| QUE       | -0.35720E-01 | 0.25476E-01 | -1.402  | 0.16089 | 0.2714     |
| PRA       | -0.13299     | 0.26711E-01 | -4.979  | 0.00000 | 0.1729     |
| BRI       | 0.99121E-01  | 0.31866E-01 | 3.111   | 0.00187 | 0.1136     |
| ANNEE2    | -0.26717     | 0.22868E-01 | -11.683 | 0.00000 | 0.2330     |
| ANNEE3    | -0.35400     | 0.28954E-01 | -12.226 | 0.00000 | 0.1260     |
| ANNEE4    | -0.42348     | 0.37232E-01 | -11.374 | 0.00000 | 0.7153E-01 |
| ANNEE5    | -0.44768     | 0.48216E-01 | -9.285  | 0.00000 | 0.4115E-01 |
| ANNEE6    | -0.68745     | 0.65368E-01 | -10.517 | 0.00000 | 0.2288E-01 |
| ANNEE7    | -0.61539     | 0.82171E-01 | -7.489  | 0.00000 | 0.1379E-01 |
| ANNEE8    | -1.0703      | 0.12002     | -8.918  | 0.00000 | 0.7969E-02 |
| ANNEE9    | -1.1838      | 0.15312     | -7.731  | 0.00000 | 0.5123E-02 |
| ANNEE10   | -1.6169      | 0.14512     | -11.142 | 0.00000 | 0.7969E-02 |
| DISTANCE  | -0.18292E-03 | 0.29261E-05 | -62.513 | 0.00000 | 5999.      |

\*Voir la première page de l'annexe 2 pour la définition des variables explicatives.

|  |          |
|--|----------|
| Nombre de périodes tronquées   | = 2 652  |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement descendant                 | = 11 469 |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement ascendant                  | = 19 777 |
| Nombre total de périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 | = 33 898 |

ANNEXE 2 : RÉSULTATS DU MODÈLE LOGIT MULTINOMIAL

TABLEAU A2 :

Echantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 par les hommes âgés de 25 à 34 ans  
 Définition de faible salaire : salaires inférieurs à \$13,509 (en dollars constants de 1993)

La variable dépendante égale:

0 pour 24 246 années-période

1 pour 11 873 années-période

2 pour 15 853 années-période

Taille de l'échantillon = 51 972 années-période

Y=0 signifie que la période de faible salaire n'a pas pris fin l'année suivante

Y=1 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement descendant du travailleur

Y=2 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement ascendant du travailleur

Estimations du maximum de vraisemblance

Log du rapport de vraisemblance -52022.85  
 Log restreint du rapport de vraisemblance -54839.20  
 Khi carré 5632.706  
 Niveau de signification 0.0000000

| Variable | Coefficient | Ecart-type | z=b/e.t. | P[Z=z] | Moyenne de X |
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|

Coefficients pour Y = 1 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | -0.82285     | 0.42460E-01 | -19.379 | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.19747E-01 | 0.45180E-02 | -4.371  | 0.00001 | 7.586      |
| STRUC     | -0.69853E-01 | 0.23858E-01 | -2.928  | 0.00341 | 0.5900     |
| ATL       | -0.51723     | 0.45433E-01 | -11.384 | 0.00000 | 0.1160     |
| QUE       | -0.94814E-01 | 0.33491E-01 | -2.831  | 0.00464 | 0.2712     |
| PRA       | -0.92863E-01 | 0.33642E-01 | -2.760  | 0.00577 | 0.1759     |
| BRI       | 0.71256E-01  | 0.39715E-01 | 1.794   | 0.07278 | 0.1237     |
| ANNEE2    | -0.30671     | 0.28780E-01 | -10.657 | 0.00000 | 0.2127     |
| ANNEE3    | -0.44845     | 0.39758E-01 | -11.280 | 0.00000 | 0.9628E-01 |
| ANNEE4    | -0.56739     | 0.55014E-01 | -10.314 | 0.00000 | 0.4766E-01 |
| ANNEE5    | -0.74160     | 0.76341E-01 | -9.714  | 0.00000 | 0.2542E-01 |
| ANNEE6    | -0.77619     | 0.97461E-01 | -7.964  | 0.00000 | 0.1522E-01 |
| ANNEE7    | -0.89714     | 0.12517     | -7.167  | 0.00000 | 0.9486E-02 |
| ANNEE8    | -0.87640     | 0.15600     | -5.618  | 0.00000 | 0.6157E-02 |
| ANNEE9    | -1.0239      | 0.20429     | -5.012  | 0.00000 | 0.3848E-02 |
| ANNEE10   | -1.2493      | 0.17148     | -7.286  | 0.00000 | 0.6677E-02 |
| DISTANCE  | 0.92901E-04  | 0.36295E-05 | 25.596  | 0.00000 | 5766.      |

Coefficients pour Y = 2 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | 0.90468      | 0.36805E-01 | 24.580  | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.31061E-01 | 0.41976E-02 | -7.400  | 0.00000 | 7.586      |
| STRUC     | -0.92432E-01 | 0.22095E-01 | -4.183  | 0.00003 | 0.5900     |
| ATL       | -0.45678     | 0.41657E-01 | -10.965 | 0.00000 | 0.1160     |
| QUE       | -0.12676     | 0.31095E-01 | -4.077  | 0.00005 | 0.2712     |
| PRA       | -0.17161     | 0.31425E-01 | -5.461  | 0.00000 | 0.1759     |
| BRI       | 0.85559E-01  | 0.36976E-01 | 2.314   | 0.02067 | 0.1237     |
| ANNEE2    | -0.43976     | 0.26668E-01 | -16.490 | 0.00000 | 0.2127     |
| ANNEE3    | -0.67457     | 0.37855E-01 | -17.820 | 0.00000 | 0.9628E-01 |
| ANNEE4    | -0.86398     | 0.53981E-01 | -16.005 | 0.00000 | 0.4766E-01 |
| ANNEE5    | -1.1463      | 0.77035E-01 | -14.880 | 0.00000 | 0.2542E-01 |
| ANNEE6    | -1.3145      | 0.10474     | -12.550 | 0.00000 | 0.1522E-01 |
| ANNEE7    | -1.7306      | 0.15165     | -11.412 | 0.00000 | 0.9486E-02 |
| ANNEE8    | -1.6170      | 0.18171     | -8.899  | 0.00000 | 0.6157E-02 |
| ANNEE9    | -2.3679      | 0.30140     | -7.856  | 0.00000 | 0.3848E-02 |
| ANNEE10   | -2.0523      | 0.19743     | -10.395 | 0.00000 | 0.6677E-02 |
| DISTANCE  | -0.12296E-03 | 0.33043E-05 | -37.213 | 0.00000 | 5766.      |

\*Voir la première page de l'annexe 2 pour la définition des variables explicatives.

|  |          |
|--|----------|
| Nombre de périodes tronquées                             | = 2 239  |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement descendant | = 11 873 |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement ascendant  | = 15 853 |

Nombre total de périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 = 29 965

ANNEXE 2 : RÉSULTATS DU MODÈLE LOGIT MULTINOMIAL

TABLEAU A3 :

Echantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 par les hommes âgés de 35 à 50 ans  
Définition de faible salaire : salaires inférieurs à \$13,509 (en dollars constants de 1993)

La variable dépendante égale:

0 pour 18 101 années-période

1 pour 10 436 années-période

2 pour 10 780 années-période

Taille de l'échantillon = 39 317 années-période

Y=0 signifie que la période de faible salaire n'a pas pris fin l'année suivante

Y=1 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement descendant du travailleur

Y=2 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement ascendant du travailleur

Estimations du maximum de vraisemblance

Log du rapport de vraisemblance -39326.43

Log restreint du rapport de vraisemblance -41831.96

Khi carré 5011.060

Niveau de signification 0.0000000

| Variable | Coefficient | Ecart-type | z=b/e.t. | P[Z=z] | Moyenne de X |
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|

Coefficients pour Y = 1 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | -0.70282     | 0.46745E-01 | -15.035 | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.21879E-01 | 0.71424E-02 | -3.063  | 0.00219 | 5.567      |
| STRUC     | -0.55942E-02 | 0.26463E-01 | -0.211  | 0.83258 | 0.5998     |
| ATL       | -0.44287     | 0.49361E-01 | -8.972  | 0.00000 | 0.1197     |
| QUE       | -0.95211E-01 | 0.38293E-01 | -2.486  | 0.01291 | 0.2675     |
| PRA       | -0.15131     | 0.38093E-01 | -3.972  | 0.00007 | 0.1657     |
| BRI       | 0.70165E-01  | 0.43559E-01 | 1.611   | 0.10723 | 0.1294     |
| ANNEE2    | -0.34624     | 0.31985E-01 | -10.825 | 0.00000 | 0.2022     |
| ANNEE3    | -0.61076     | 0.45124E-01 | -13.535 | 0.00000 | 0.8958E-01 |
| ANNEE4    | -0.88597     | 0.63445E-01 | -13.964 | 0.00000 | 0.4532E-01 |
| ANNEE5    | -0.98509     | 0.82818E-01 | -11.895 | 0.00000 | 0.2701E-01 |
| ANNEE6    | -0.96321     | 0.10326     | -9.328  | 0.00000 | 0.1694E-01 |
| ANNEE7    | -1.3338      | 0.14501     | -9.197  | 0.00000 | 0.1066E-01 |
| ANNEE8    | -1.2482      | 0.16929     | -7.373  | 0.00000 | 0.7529E-02 |
| ANNEE9    | -1.6934      | 0.23933     | -7.076  | 0.00000 | 0.4934E-02 |
| ANNEE10   | -1.5283      | 0.14978     | -10.204 | 0.00000 | 0.1101E-01 |
| DISTANCE  | 0.10072E-03  | 0.39328E-05 | 25.610  | 0.00000 | 5783.      |

Coefficients pour Y = 2 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| ConstantE | 0.69877      | 0.43890E-01 | 15.921  | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.33707E-01 | 0.71771E-02 | -4.696  | 0.00000 | 5.567      |
| STRUC     | -0.23923E-01 | 0.26528E-01 | -0.902  | 0.36716 | 0.5998     |
| ATL       | -0.46592     | 0.50213E-01 | -9.279  | 0.00000 | 0.1197     |
| QUE       | -0.58934E-01 | 0.38290E-01 | -1.539  | 0.12377 | 0.2675     |
| PRA       | -0.10147     | 0.38114E-01 | -2.662  | 0.00776 | 0.1657     |
| BRI       | 0.12007      | 0.43704E-01 | 2.747   | 0.00601 | 0.1294     |
| ANNEE2    | -0.54660     | 0.32373E-01 | -16.885 | 0.00000 | 0.2022     |
| ANNEE3    | -0.89526     | 0.47497E-01 | -18.849 | 0.00000 | 0.8958E-01 |
| ANNEE4    | -1.3601      | 0.72431E-01 | -18.777 | 0.00000 | 0.4532E-01 |
| ANNEE5    | -1.5438      | 0.97999E-01 | -15.754 | 0.00000 | 0.2701E-01 |
| ANNEE6    | -1.6039      | 0.12596     | -12.733 | 0.00000 | 0.1694E-01 |
| ANNEE7    | -1.8409      | 0.16802     | -10.957 | 0.00000 | 0.1066E-01 |
| ANNEE8    | -1.6098      | 0.18457     | -8.722  | 0.00000 | 0.7529E-02 |
| ANNEE9    | -2.3771      | 0.30107     | -7.895  | 0.00000 | 0.4934E-02 |
| ANNEE10   | -2.5640      | 0.22631     | -11.330 | 0.00000 | 0.1101E-01 |
| DISTANCE  | -0.11075E-03 | 0.39035E-05 | -28.373 | 0.00000 | 5783.      |

\*Voir la première page de l'annexe 2 pour la définition des variables explicatives.

|  |          |
|--|----------|
| Nombre de périodes tronquées   | = 1 776  |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement descendant                 | = 10 436 |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement ascendant                  | = 10 780 |
| Nombre total de périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 | = 22 992 |

ANNEXE 2 : RÉSULTATS DU MODÈLE LOGIT MULTINOMIAL

TABLEAU A4 :

Echantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 par les hommes âgés de 18 à 24 ans  
Définition de faible salaire : salaires inférieurs à \$21,073 (en dollars constants de 1993)

La variable dépendante égale:

0 pour 61 495 années-période

1 pour 12 162 années-période

2 pour 15 355 années-période

Taille de l'échantillon = 89 012 années-période

Y=0 signifie que la période de faible salaire n'a pas pris fin l'année suivante

Y=1 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement descendant du travailleur

Y=2 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement ascendant du travailleur

Estimations du maximum de vraisemblance

Log du rapport de vraisemblance -66501.71

Log restreint du rapport de vraisemblance -73933.51

Khi carré 14863.60

Niveau de signification 0.0000000

| Variable | Coefficient | Ecart-type | z=b/e.t. | P[Z=z] | Moyenne de X |
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|

Coefficients pour Y = 1 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | -2.3654      | 0.45304E-01 | -52.212 | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.24413E-01 | 0.23454E-02 | -10.409 | 0.00000 | 12.13      |
| STRUC     | -0.12912     | 0.21070E-01 | -6.128  | 0.00000 | 0.5563     |
| ATL       | -0.14321     | 0.40486E-01 | -3.537  | 0.00040 | 0.1085     |
| QUE       | 0.19790E-01  | 0.28845E-01 | 0.686   | 0.49266 | 0.2726     |
| PRA       | 0.84706E-01  | 0.29478E-01 | 2.874   | 0.00406 | 0.1753     |
| BRI       | 0.23754      | 0.34669E-01 | 6.852   | 0.00000 | 0.1141     |
| ANNEE2    | -0.74773E-01 | 0.26554E-01 | -2.816  | 0.00486 | 0.2194     |
| ANNEE3    | -0.22720     | 0.32388E-01 | -7.015  | 0.00000 | 0.1428     |
| ANNEE4    | -0.27896     | 0.38863E-01 | -7.178  | 0.00000 | 0.9568E-01 |
| ANNEE5    | -0.24157     | 0.45975E-01 | -5.254  | 0.00000 | 0.6500E-01 |
| ANNEE6    | -0.40265     | 0.58548E-01 | -6.877  | 0.00000 | 0.4305E-01 |
| ANNEE7    | -0.33277     | 0.68663E-01 | -4.846  | 0.00000 | 0.2857E-01 |
| ANNEE8    | -0.47117     | 0.86874E-01 | -5.424  | 0.00000 | 0.1905E-01 |
| ANNEE9    | -0.37123     | 0.10316     | -3.598  | 0.00032 | 0.1240E-01 |
| ANNEE10   | -0.39535     | 0.84143E-01 | -4.699  | 0.00000 | 0.1978E-01 |
| DISTANCE  | 0.10434E-03  | 0.23895E-05 | 43.664  | 0.00000 | 0.1001E+05 |

Coefficients pour Y = 2 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | 0.95149      | 0.35365E-01 | 26.905  | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.39000E-01 | 0.22634E-02 | -17.231 | 0.00000 | 12.13      |
| STRUC     | -0.22466     | 0.20469E-01 | -10.976 | 0.00000 | 0.5563     |
| ATL       | -0.27559     | 0.41165E-01 | -6.695  | 0.00000 | 0.1085     |
| QUE       | -0.88695E-01 | 0.27389E-01 | -3.238  | 0.00120 | 0.2726     |
| PRA       | -0.13364     | 0.27745E-01 | -4.817  | 0.00000 | 0.1753     |
| BRI       | 0.14368      | 0.33249E-01 | 4.321   | 0.00002 | 0.1141     |
| ANNEE2    | -0.22519     | 0.26246E-01 | -8.580  | 0.00000 | 0.2194     |
| ANNEE3    | -0.34555     | 0.30562E-01 | -11.306 | 0.00000 | 0.1428     |
| ANNEE4    | -0.43401     | 0.35975E-01 | -12.064 | 0.00000 | 0.9568E-01 |
| ANNEE5    | -0.41198     | 0.41688E-01 | -9.882  | 0.00000 | 0.6500E-01 |
| ANNEE6    | -0.48655     | 0.49792E-01 | -9.772  | 0.00000 | 0.4305E-01 |
| ANNEE7    | -0.69411     | 0.62377E-01 | -11.128 | 0.00000 | 0.2857E-01 |
| ANNEE8    | -0.71179     | 0.75549E-01 | -9.422  | 0.00000 | 0.1905E-01 |
| ANNEE9    | -0.73013     | 0.94562E-01 | -7.721  | 0.00000 | 0.1240E-01 |
| ANNEE10   | -1.1189      | 0.85506E-01 | -13.086 | 0.00000 | 0.1978E-01 |
| DISTANCE  | -0.17673E-03 | 0.20367E-05 | -86.775 | 0.00000 | 0.1001E+05 |

\*Voir la première page de l'annexe 2 pour la définition des variables explicatives.

|  |          |
|--|----------|
| Nombre de périodes tronquées                             | = 4 015  |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement descendant | = 12 162 |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement ascendant  | = 15 355 |

Nombre total de périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 = 31 532

ANNEXE 2 : RÉSULTATS DU MODÈLE LOGIT MULTINOMIAL

TABLEAU A5 :

Echantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 par les hommes âgés de 25 à 34 ans  
Définition de faible salaire : salaires inférieurs à \$21,073 (en dollars constants de 1993)

La variable dépendante égale:

0 pour 42 919 années-période

1 pour 13 777 années-période

2 pour 16 758 années-période

Taille de l'échantillon = 73 454 années-période

Y=0 signifie que la période de faible salaire n'a pas pris fin l'année suivante

Y=1 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement descendant du travailleur

Y=2 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement ascendant du travailleur

Estimations du maximum de vraisemblance

Log du rapport de vraisemblance -65079.49

Log restreint du rapport de vraisemblance -70884.99

Khi carré 11611.01

Niveau de signification 0.0000000

| Variable | Coefficient | Ecart-type | z=b/e.t. | P[Z=z] | Moyenne de X |
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|

Coefficients pour Y = 1 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | -1.5497      | 0.38324E-01 | -40.437 | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.16641E-01 | 0.39980E-02 | -4.162  | 0.00003 | 7.445      |
| STRUC     | -0.58081E-01 | 0.21119E-01 | -2.750  | 0.00596 | 0.5957     |
| ATL       | -0.46467     | 0.41741E-01 | -11.132 | 0.00000 | 0.1046     |
| QUE       | -0.12886     | 0.29427E-01 | -4.379  | 0.00001 | 0.2757     |
| PRA       | -0.90667E-01 | 0.29275E-01 | -3.097  | 0.00195 | 0.1783     |
| BRI       | 0.26117E-01  | 0.34606E-01 | 0.755   | 0.45044 | 0.1231     |
| ANNEE2    | -0.30284     | 0.25707E-01 | -11.781 | 0.00000 | 0.2170     |
| ANNEE3    | -0.47223     | 0.33309E-01 | -14.177 | 0.00000 | 0.1174     |
| ANNEE4    | -0.56101     | 0.42758E-01 | -13.121 | 0.00000 | 0.6802E-01 |
| ANNEE5    | -0.71973     | 0.55227E-01 | -13.032 | 0.00000 | 0.4237E-01 |
| ANNEE6    | -0.78449     | 0.68903E-01 | -11.385 | 0.00000 | 0.2811E-01 |
| ANNEE7    | -0.86482     | 0.85248E-01 | -10.145 | 0.00000 | 0.1899E-01 |
| ANNEE8    | -0.79291     | 0.99742E-01 | -7.950  | 0.00000 | 0.1297E-01 |
| ANNEE9    | -0.83093     | 0.12335     | -6.737  | 0.00000 | 0.8849E-02 |
| ANNEE10   | -1.0681      | 0.95369E-01 | -11.200 | 0.00000 | 0.1789E-01 |
| DISTANCE  | 0.88703E-04  | 0.20578E-05 | 43.106  | 0.00000 | 9049.      |

Coefficients pour Y = 2 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | 0.76261      | 0.32241E-01 | 23.654  | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.34602E-01 | 0.38184E-02 | -9.062  | 0.00000 | 7.445      |
| STRUC     | -0.11406     | 0.20099E-01 | -5.675  | 0.00000 | 0.5957     |
| ATL       | -0.42614     | 0.40244E-01 | -10.589 | 0.00000 | 0.1046     |
| QUE       | -0.18869     | 0.28022E-01 | -6.734  | 0.00000 | 0.2757     |
| PRA       | -0.17159     | 0.28023E-01 | -6.123  | 0.00000 | 0.1783     |
| BRI       | 0.98404E-01  | 0.32821E-01 | 2.998   | 0.00272 | 0.1231     |
| ANNEE2    | -0.37897     | 0.24295E-01 | -15.599 | 0.00000 | 0.2170     |
| ANNEE3    | -0.65804     | 0.32112E-01 | -20.492 | 0.00000 | 0.1174     |
| ANNEE4    | -0.86334     | 0.42695E-01 | -20.221 | 0.00000 | 0.6802E-01 |
| ANNEE5    | -1.0947      | 0.56405E-01 | -19.408 | 0.00000 | 0.4237E-01 |
| ANNEE6    | -1.1768      | 0.69926E-01 | -16.830 | 0.00000 | 0.2811E-01 |
| ANNEE7    | -1.3238      | 0.88564E-01 | -14.947 | 0.00000 | 0.1899E-01 |
| ANNEE8    | -1.4574      | 0.11249     | -12.957 | 0.00000 | 0.1297E-01 |
| ANNEE9    | -1.7216      | 0.14822     | -11.615 | 0.00000 | 0.8849E-02 |
| ANNEE10   | -1.9595      | 0.11645     | -16.826 | 0.00000 | 0.1789E-01 |
| DISTANCE  | -0.11757E-03 | 0.19350E-05 | -60.759 | 0.00000 | 9049.      |

\*Voir la première page de l'annexe 2 pour la définition des variables explicatives.

|  |   |        |
|--|---|--------|
| Nombre de périodes tronquées   | = | 3 868  |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement descendant                 | = | 13 777 |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement ascendant                  | = | 16 758 |
| Nombre total de périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 | = | 34 403 |

ANNEXE 2 : RÉSULTATS DU MODÈLE LOGIT MULTINOMIAL

TABLEAU A6 :

Echantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 par les hommes âgés de 35 à 50 ans  
Définition de faible salaire : salaires inférieurs à \$21,073 (en dollars constants de 1993)

La variable dépendante égale:

0 pour 33 859 années-période

1 pour 12 436 années-période

2 pour 12 505 années-période

Taille de l'échantillon = 58 800 années-période

Y=0 signifie que la période de faible salaire n'a pas pris fin l'année suivante

Y=1 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement descendant du travailleur

Y=2 signifie que la période de faible salaire a pris fin l'année suivante à la suite d'un mouvement ascendant du travailleur

Estimations du maximum de vraisemblance

Log du rapport de vraisemblance -52252.77

Log restreint du rapport de vraisemblance -57365.84

Khi carré 10226.15

Niveau de signification 0.0000000

| Variable | Coefficient | Ecart-type | z=b/e.t. | P[Z=z] | Moyenne de X |
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|
|----------|-------------|------------|----------|--------|--------------|

Coefficients pour Y = 1 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | -1.4249      | 0.40846E-01 | -34.886 | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.14905E-01 | 0.61265E-02 | -2.433  | 0.01498 | 5.555      |
| STRUC     | -0.90879E-03 | 0.22865E-01 | -0.040  | 0.96830 | 0.6023     |
| ATL       | -0.37801     | 0.44369E-01 | -8.520  | 0.00000 | 0.1044     |
| QUE       | -0.19857     | 0.32800E-01 | -6.054  | 0.00000 | 0.2812     |
| PRA       | -0.15159     | 0.32562E-01 | -4.655  | 0.00000 | 0.1652     |
| BRI       | 0.50287E-01  | 0.36859E-01 | 1.364   | 0.17247 | 0.1294     |
| ANNEE2    | -0.38156     | 0.27960E-01 | -13.647 | 0.00000 | 0.2075     |
| ANNEE3    | -0.66527     | 0.37026E-01 | -17.968 | 0.00000 | 0.1088     |
| ANNEE4    | -0.79926     | 0.47668E-01 | -16.767 | 0.00000 | 0.6563E-01 |
| ANNEE5    | -0.98771     | 0.61354E-01 | -16.098 | 0.00000 | 0.4224E-01 |
| ANNEE6    | -0.99992     | 0.74234E-01 | -13.470 | 0.00000 | 0.2850E-01 |
| ANNEE7    | -1.1445      | 0.93634E-01 | -12.223 | 0.00000 | 0.1959E-01 |
| ANNEE8    | -1.2589      | 0.11371     | -11.071 | 0.00000 | 0.1418E-01 |
| ANNEE9    | -1.2186      | 0.13111     | -9.294  | 0.00000 | 0.1034E-01 |
| ANNEE10   | -1.2692      | 0.88850E-01 | -14.285 | 0.00000 | 0.2405E-01 |
| DISTANCE  | 0.94611E-04  | 0.21713E-05 | 43.574  | 0.00000 | 8936.      |

Coefficients pour Y = 2 :

|           |              |             |         |         |            |
|-----------|--------------|-------------|---------|---------|------------|
| Constante | 0.58070      | 0.36787E-01 | 15.785  | 0.00000 |            |
| URATE     | -0.42007E-01 | 0.62139E-02 | -6.760  | 0.00000 | 5.555      |
| STRUC     | -0.39111E-01 | 0.23023E-01 | -1.699  | 0.08937 | 0.6023     |
| ATL       | -0.34896     | 0.46262E-01 | -7.543  | 0.00000 | 0.1044     |
| QUE       | -0.13904     | 0.32768E-01 | -4.243  | 0.00002 | 0.2812     |
| PRA       | -0.17175     | 0.33237E-01 | -5.167  | 0.00000 | 0.1652     |
| BRI       | 0.11024      | 0.37439E-01 | 2.945   | 0.00323 | 0.1294     |
| ANNEE2    | -0.48283     | 0.27860E-01 | -17.331 | 0.00000 | 0.2075     |
| ANNEE3    | -1.0016      | 0.39833E-01 | -25.146 | 0.00000 | 0.1088     |
| ANNEE4    | -1.2103      | 0.52463E-01 | -23.070 | 0.00000 | 0.6563E-01 |
| ANNEE5    | -1.3621      | 0.67539E-01 | -20.167 | 0.00000 | 0.4224E-01 |
| ANNEE6    | -1.5733      | 0.87887E-01 | -17.901 | 0.00000 | 0.2850E-01 |
| ANNEE7    | -1.6982      | 0.11005     | -15.430 | 0.00000 | 0.1959E-01 |
| ANNEE8    | -1.8333      | 0.13495     | -13.585 | 0.00000 | 0.1418E-01 |
| ANNEE9    | -2.2071      | 0.18423     | -11.980 | 0.00000 | 0.1034E-01 |
| ANNEE10   | -2.3788      | 0.13229     | -17.981 | 0.00000 | 0.2405E-01 |
| DISTANCE  | -0.10126E-03 | 0.22044E-05 | -45.937 | 0.00000 | 8936.      |

\*Voir la première page de l'annexe 2 pour la définition des variables explicatives.

|  |          |
|--|----------|
| Nombre de périodes tronquées   | = 3 232  |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement descendant                 | = 12 436 |
| Nombre de périodes terminées par un mouvement ascendant                  | = 12 505 |
| Nombre total de périodes de faible salaire commencées entre 1976 et 1992 | = 28 173 |

ANNEXE 3 : SALAIRE RÉEL GAGNÉ AU COURS D'UNE NOUVELLE PÉRIODE DE FAIBLE SALAIRE

TABLEAU A1 :

Échantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées par des hommes âgés de 18 à 24 ans

Définition de faible salaire : salaire inférieur à 13 509 \$ (en dollars constants de 1993)

Régression par la méthode des moindres carrés ordinaires

Variable dépendante = SALAIRES  
 Observations = 76506  
 R carré rajusté = 0.1076E-01  
 F(15,76490) = 56.47  
 Stat. de Durbin-Watson = 1.71

| Variable  | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Prob t >α | Moy. de X   | Éc.-type de X |
|-----------|-------------|-------------|---------|-----------|-------------|---------------|
| Constante | 7328.4      | 45.59       | 160.739 | 0.00000   |             |               |
| URATE     | -59.857     | 2.979       | -20.091 | 0.00000   | 12.900      | 5.3972        |
| STRUC     | -332.07     | 27.29       | -12.169 | 0.00000   | 0.55713     | 0.49673       |
| ATL       | 1.4272      | 50.12       | 0.028   | 0.97728   | 0.11552     | 0.31965       |
| QUÉ       | 277.32      | 37.06       | 7.483   | 0.00000   | 0.26968     | 0.44380       |
| PRA       | 107.51      | 39.37       | 2.731   | 0.00632   | 0.17329     | 0.37850       |
| BRI       | 125.97      | 46.46       | 2.711   | 0.00670   | 0.11407     | 0.31790       |
| ANNÉE2    | 190.69      | 33.48       | 5.695   | 0.00000   | 0.23252     | 0.42244       |
| ANNÉE3    | 286.67      | 42.04       | 6.818   | 0.00000   | 0.12640     | 0.33230       |
| ANNÉE4    | 321.40      | 53.40       | 6.019   | 0.00000   | 0.71681E-01 | 0.25796       |
| ANNÉE5    | 364.10      | 68.31       | 5.330   | 0.00000   | 0.41395E-01 | 0.19920       |
| ANNÉE6    | 441.74      | 89.05       | 4.960   | 0.00000   | 0.23488E-01 | 0.15145       |
| ANNÉE7    | 368.79      | 113.2       | 3.259   | 0.00112   | 0.14339E-01 | 0.11888       |
| ANNÉE8    | 380.77      | 147.0       | 2.590   | 0.00961   | 0.83131E-02 | 0.90797E-01   |
| ANNÉE9    | 728.73      | 181.2       | 4.021   | 0.00006   | 0.54113E-02 | 0.73363E-01   |
| ANNÉE10   | 610.20      | 138.7       | 4.399   | 0.00001   | 0.94895E-02 | 0.96951E-01   |

TABLEAU A2 :

Échantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées par des hommes âgés de 25 à 34 ans

Définition de faible salaire : salaire inférieur à 13 509 \$ (en dollars constants de 1993)

Régression par la méthode des moindres carrés ordinaires

Variable dépendante = SALAIRES  
 Observations = 56354  
 R carré rajusté = 0.1875E-02  
 F(15, 56338) = 8.06  
 Stat. de Durbin-Watson = 1.77

| Variable  | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Prob t >α | Moy. de X   | Éc.-type de X |
|-----------|-------------|-------------|---------|-----------|-------------|---------------|
| Constante | 7142.2      | 49.66       | 143.820 | 0.00000   |             |               |
| URATE     | -36.705     | 6.165       | -5.953  | 0.00000   | 7.8282      | 3.1773        |
| STRUC     | -14.097     | 34.03       | -0.414  | 0.67865   | 0.62184     | 0.48493       |
| ATL       | 161.76      | 60.28       | 2.684   | 0.00728   | 0.11571     | 0.31989       |
| QUÉ       | 351.70      | 45.91       | 7.661   | 0.00000   | 0.27116     | 0.44456       |
| PRA       | 38.629      | 47.27       | 0.817   | 0.41379   | 0.17429     | 0.37936       |
| BRI       | -24.024     | 54.84       | -0.438  | 0.66134   | 0.12400     | 0.32959       |
| ANNÉE2    | -88.464     | 40.12       | -2.205  | 0.02744   | 0.21321     | 0.40958       |
| ANNÉE3    | -117.90     | 54.62       | -2.159  | 0.03089   | 0.98485E-01 | 0.29797       |
| ANNÉE4    | -288.74     | 74.40       | -3.881  | 0.00010   | 0.49242E-01 | 0.21638       |
| ANNÉE5    | -109.70     | 100.0       | -1.097  | 0.27271   | 0.26227E-01 | 0.15981       |
| ANNÉE6    | -331.82     | 129.7       | -2.559  | 0.01051   | 0.15296E-01 | 0.12273       |
| ANNÉE7    | -242.83     | 163.6       | -1.485  | 0.13766   | 0.95113E-02 | 0.97062E-01   |
| ANNÉE8    | -245.45     | 198.9       | -1.234  | 0.21707   | 0.64059E-02 | 0.79781E-01   |
| ANNÉE9    | 45.293      | 247.5       | 0.183   | 0.85482   | 0.41168E-02 | 0.64031E-01   |
| ANNÉE10   | 174.25      | 181.7       | 0.959   | 0.33759   | 0.77546E-02 | 0.87719E-01   |

ANNEXE 3 : SALAIRE RÉEL GAGNÉ AU COURS D'UNE NOUVELLE PÉRIODE DE FAIBLE SALAIRE

TABLEAU A3 :

Échantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées par des hommes âgés de 35 à 50 ans  
 Définition de faible salaire : salaire inférieur à 13 509 \$ (en dollars constants de 1993)

Régression par la méthode des moindres carrés ordinaires

Variable dépendante = SALAIRES  
 Observations = 43107  
 R carré rajusté = 0.1994E-02  
 F(15,43091) = 6.74  
 Stat. de Durbin-Watson = 1.70

| Variable  | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Prob t >α | Moy. de X   | Éc.-type de X |
|-----------|-------------|-------------|---------|-----------|-------------|---------------|
| Constante | 6826.8      | 56.63       | 120.546 | 0.00000   |             |               |
| URATE     | -8.4637     | 9.907       | -0.854  | 0.39295   | 5.8046      | 2.3587        |
| STRUC     | -17.780     | 39.86       | -0.446  | 0.65552   | 0.63495     | 0.48145       |
| ATL       | 371.09      | 69.44       | 5.344   | 0.00000   | 0.11924     | 0.32407       |
| QUÉ       | 410.42      | 54.74       | 7.498   | 0.00000   | 0.26849     | 0.44318       |
| PRA       | 86.349      | 55.62       | 1.552   | 0.12055   | 0.16510     | 0.37128       |
| BRI       | 18.995      | 62.54       | 0.304   | 0.76135   | 0.12928     | 0.33552       |
| ANNÉE2    | -88.179     | 47.27       | -1.865  | 0.06214   | 0.20240     | 0.40180       |
| ANNÉE3    | -136.10     | 65.35       | -2.083  | 0.03729   | 0.90983E-01 | 0.28759       |
| ANNÉE4    | -169.74     | 88.18       | -1.925  | 0.05424   | 0.46744E-01 | 0.21109       |
| ANNÉE5    | -153.16     | 113.5       | -1.349  | 0.17740   | 0.27327E-01 | 0.16304       |
| ANNÉE6    | -111.11     | 142.3       | -0.781  | 0.43476   | 0.17097E-01 | 0.12963       |
| ANNÉE7    | 116.07      | 178.1       | 0.652   | 0.51451   | 0.10787E-01 | 0.10330       |
| ANNÉE8    | 127.71      | 214.0       | 0.597   | 0.55072   | 0.74234E-02 | 0.85840E-01   |
| ANNÉE9    | 163.58      | 258.8       | 0.632   | 0.52730   | 0.50572E-02 | 0.70935E-01   |
| ANNÉE10   | -124.12     | 169.3       | -0.733  | 0.46353   | 0.12086E-01 | 0.10927       |

TABLEAU A4 :

Échantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées par des hommes âgés de 18 à 24 ans  
 Définition de faible salaire : salaire inférieur à 21 073 \$ (en dollars constants de 1993)

Régression par la méthode des moindres carrés ordinaires

Variable dépendante = SALAIRES  
 Observations = 94696  
 R carré rajusté = 0.4013E-01  
 F(15, 94680) = 264.95  
 Stat. de Durbin-Watson = 1.46

| Variable  | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Prob t >α | Moy. de X   | Éc.-type de X |
|-----------|-------------|-------------|---------|-----------|-------------|---------------|
| Constante | 10809.      | 67.08       | 161.131 | 0.00000   |             |               |
| URATE     | -143.71     | 4.347       | -33.061 | 0.00000   | 12.264      | 5.3141        |
| STRUC     | -940.44     | 39.95       | -23.538 | 0.00000   | 0.58295     | 0.49307       |
| ATL       | -296.74     | 72.85       | -4.073  | 0.00005   | 0.10920     | 0.31189       |
| QUÉ       | 433.65      | 52.95       | 8.189   | 0.00000   | 0.27137     | 0.44467       |
| PRA       | 96.081      | 56.00       | 1.716   | 0.08620   | 0.17526     | 0.38019       |
| BRI       | 397.35      | 66.27       | 5.996   | 0.00000   | 0.11493     | 0.31893       |
| ANNÉE2    | 834.71      | 51.54       | 16.197  | 0.00000   | 0.21723     | 0.41236       |
| ANNÉE3    | 1339.6      | 59.77       | 22.411  | 0.00000   | 0.14139     | 0.34842       |
| ANNÉE4    | 1614.1      | 69.64       | 23.177  | 0.00000   | 0.95411E-01 | 0.29378       |
| ANNÉE5    | 1950.1      | 81.74       | 23.858  | 0.00000   | 0.65040E-01 | 0.24660       |
| ANNÉE6    | 2140.5      | 97.48       | 21.958  | 0.00000   | 0.43655E-01 | 0.20433       |
| ANNÉE7    | 2056.0      | 117.0       | 17.579  | 0.00000   | 0.29568E-01 | 0.16939       |
| ANNÉE8    | 2162.3      | 139.9       | 15.458  | 0.00000   | 0.19895E-01 | 0.13964       |
| ANNÉE9    | 2099.9      | 167.3       | 12.549  | 0.00000   | 0.13549E-01 | 0.11561       |
| ANNÉE10   | 2416.2      | 130.7       | 18.484  | 0.00000   | 0.23655E-01 | 0.15197       |

ANNEXE 3 : SALAIRE RÉEL GAGNÉ AU COURS D'UNE NOUVELLE PÉRIODE DE FAIBLE SALAIRE

TABLEAU A5 :

Échantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées par des hommes âgés de 25 à 34 ans

Définition de faible salaire : salaire inférieur à 21 073 \$ (en dollars constants de 1993)

Régression par la méthode des moindres carrés ordinaires

Variable dépendante = SALAIRES  
 Observations = 79626  
 R carré rajusté = 0.3719E-02  
 F(15, 79610) = 20.82  
 Stat. de Durbin-Watson = 1.60

| Variable  | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Prob t >̄x | Moy. de X   | Éc.-type de X |
|-----------|-------------|-------------|---------|------------|-------------|---------------|
| Constante | 11320.      | 68.58       | 165.068 | 0.00000    |             |               |
| URATE     | -75.340     | 8.448       | -8.918  | 0.00000    | 7.6788      | 3.1307        |
| STRUC     | -246.58     | 46.69       | -5.281  | 0.00000    | 0.62703     | 0.48360       |
| ATL       | -229.18     | 84.27       | -2.720  | 0.00654    | 0.10426     | 0.30560       |
| QUÉ       | 501.33      | 62.16       | 8.065   | 0.00000    | 0.27532     | 0.44668       |
| PRA       | -116.88     | 63.86       | -1.830  | 0.06720    | 0.17654     | 0.38128       |
| BRI       | -124.44     | 74.44       | -1.672  | 0.09458    | 0.12377     | 0.32932       |
| ANNÉE2    | -120.12     | 56.01       | -2.145  | 0.03199    | 0.21622     | 0.41167       |
| ANNÉE3    | 46.345      | 70.06       | 0.662   | 0.50827    | 0.11869     | 0.32343       |
| ANNÉE4    | 103.10      | 87.24       | 1.182   | 0.23729    | 0.70304E-01 | 0.25566       |
| ANNÉE5    | 162.58      | 108.8       | 1.495   | 0.13493    | 0.43001E-01 | 0.20286       |
| ANNÉE6    | 394.00      | 131.8       | 2.989   | 0.00280    | 0.28471E-01 | 0.16631       |
| ANNÉE7    | 480.97      | 158.5       | 3.035   | 0.00241    | 0.19315E-01 | 0.13763       |
| ANNÉE8    | 407.97      | 188.9       | 2.160   | 0.03080    | 0.13438E-01 | 0.11514       |
| ANNÉE9    | 673.88      | 226.9       | 2.970   | 0.00298    | 0.92307E-02 | 0.95632E-01   |
| ANNÉE10   | 618.67      | 156.6       | 3.950   | 0.00008    | 0.20333E-01 | 0.14114       |

TABLEAU A6 :

Échantillon : nouvelles périodes de faible salaire commencées par des hommes âgés de 35 à 50 ans

Définition de faible salaire : salaire inférieur à 21 073 \$ (en dollars constants de 1993)

Régression par la méthode des moindres carrés ordinaires

Variable dépendante = SALAIRES  
 Observations = 64348  
 R carré rajusté = 0.4518E-02  
 F(15, 64332) = 20.47  
 Stat. de Durbin-Watson = 1.54

| Variable  | Coefficient | Erreur-type | ratio-t | Prob t >̄x | Moy. de X   | Éc.-type de X |
|-----------|-------------|-------------|---------|------------|-------------|---------------|
| Constante | 11278.      | 75.42       | 149.542 | 0.00000    |             |               |
| URATE     | -78.346     | 13.01       | -6.022  | 0.00000    | 5.7858      | 2.3477        |
| STRUC     | -330.99     | 52.54       | -6.300  | 0.00000    | 0.63663     | 0.48097       |
| ATL       | -51.091     | 94.79       | -0.539  | 0.58990    | 0.10384     | 0.30506       |
| QUÉ       | 776.63      | 71.21       | 10.906  | 0.00000    | 0.28231     | 0.45013       |
| PRA       | -79.412     | 73.03       | -1.087  | 0.27689    | 0.16487     | 0.37107       |
| BRI       | -50.140     | 82.26       | -0.610  | 0.54216    | 0.12967     | 0.33594       |
| ANNÉE2    | -168.82     | 63.54       | -2.657  | 0.00788    | 0.20538     | 0.40398       |
| ANNÉE3    | -71.083     | 80.50       | -0.883  | 0.37721    | 0.11032     | 0.31329       |
| ANNÉE4    | 144.37      | 99.30       | 1.454   | 0.14598    | 0.67228E-01 | 0.25042       |
| ANNÉE5    | 94.135      | 121.6       | 0.774   | 0.43887    | 0.42845E-01 | 0.20251       |
| ANNÉE6    | 242.08      | 145.9       | 1.659   | 0.09711    | 0.28983E-01 | 0.16776       |
| ANNÉE7    | 408.63      | 173.7       | 2.352   | 0.01866    | 0.20078E-01 | 0.14027       |
| ANNÉE8    | 510.42      | 204.8       | 2.492   | 0.01271    | 0.14266E-01 | 0.11859       |
| ANNÉE9    | 644.19      | 237.2       | 2.716   | 0.00660    | 0.10568E-01 | 0.10225       |
| ANNÉE10   | 622.29      | 153.8       | 4.047   | 0.00005    | 0.26512E-01 | 0.16065       |

## Bibliographie

- Atkinson, A.B., F. Bourguignon et C. Morrisson, *Empirical studies of earnings mobility*, Harwood Academic Publishers, 149 p., 1992.
- Bane, M.J. et D.T. Ellwood, «Slipping in and out of poverty : the dynamics of spells», *Journal of Human Resources*, 1, pp. 1 à 23, 1986.
- Beach, C.M. et G.A. Slotsve, *Polarization of earnings in the Canadian labour market*, Bell Canada Papers on Economic and Public Policy, 1994.
- Blanchflower, D.G. et A.J. Oswald, *The Wage Curve*, The MIT Press, 481 p., 1994.
- Bound, J. et G. Johnson, «Changes in the structure of wages in the 1980s : an evaluation of alternative explanations», *American Economic Review* 82, pp. 371 à 392, 1992.
- Burbidge, J., L. Magee et L. Robb, *On Canadian wage inequality : the 1970s and 1980s*, Working Paper n° 93-07, Department of Economics, McMaster University (Hamilton), 1993.
- Cox, D.R., «Regression models and life tables», *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 34, series B, pp. 187 à 220, 1972.
- Cox, D.R. et D. Oakes, *Analysis of Survival Data*, London, Chapman & Hall, 1984.
- Doiron, D.J. et G.F. Barrett, *Inequality in male and female earnings : the role of hours and wages*, University of British Columbia, polycopié, 1994.
- Duncan, G., T. Smeeding et W. Rodgers, *W(h)ither the middle class? : a dynamic view*, polycopié, Survey Research Center, Institute for Social Research, Ann Arbor, 1991.
- Gittleman, M. et M. Joyce, «Earnings mobility in the United States, 1967-91», *Monthly Labor Review*, 118(9), pp. 3 à 13, 1995.
- Gottschalk, P. et R. Moffitt, «The growth of earnings instability in the U.S. labor market», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 217 à 254, 1994.
- Hungerford, T.L., «U.S. income mobility in the seventies and eighties», *Review of Income and Wealth*, 39(4), pp. 403 à 417, 1993.
- Juhn, C., K.M. Murphy et B. Pierce, «Wage inequality and the rise in returns to skill», *Journal of Political Economy*, 101(3), pp. 410 à 442, 1993.
- Katz, L.F. et K.M. Murphy, «Changes in relative wages, 1963-1987 : supply and demand factors », *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), pp. 35 à 78, 1992.
- Kiefer, N., «Economic duration data and hazard functions», *Journal of Economic Literature*, vol. XXVI, pp. 646 à 679, 1988.

- Maddala, G.S., *Limited Dependent Variables and Qualitative Variables in Econometrics*, R.-U., Cambridge University Press, 1983.
- Macphail, F., *Has the great U-turn gone full circle ? : recent trends in earnings inequality in Canada 1981-89*, Dalhousie University, polycopié, 1993.
- Morissette, R., J. Myles et G. Picot, «Earnings inequality and the distribution of working time in Canada», *Canadian Business Economics*, vol 2, n° 3, printemps 1994, pp. 3 à 16.
- Morissette, R., *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada ?*, rapport de recherche n° 80 de la Direction des études analytiques, Statistique Canada, 1995.
- Murphy, K.M. et F. Welch, «The structure of wages», *Quarterly Journal of Economics* 107(1), pp. 284 à 326, 1992.
- Myles, J., G. Picot et T. Wannell, *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne*, rapport de recherche n° 17 de la Direction des études analytiques, Statistique Canada, 1988.
- Picot, G., J. Myles et T. Wannell, *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967 à 1986*, rapport de recherche n° 28 de la Direction des études analytiques, Statistique Canada, 1990.
- Picot, G. et J. Myles, *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants*, rapport de recherche n° 82 de la Direction des études analytiques, Statistique Canada, 1995.
- Richardson, D.H., *Changes in the distribution of wages in Canada, 1981-1992*, Discussion Paper n° 94-22, Department of Economics, University of British Columbia, 1994.
- Schiller, B.R., «Relative earnings redux : youth mobility in the 1980s», *Review of Income and Wealth*, 4, pp. 441 à 456, 1994.
- Schorrocks, A.F., «Income stability in the United States», dans *The Statics and Dynamics of Income*, N.A. Klevmarken et J.A. Lybeck (s. l. d.), Clevdon, Tieto, 1981.
- Smith, P.K., «Downward mobility : is it a growing problem ?», *American Journal of Economics and Sociology*, 53(1), pp. 57 à 72, 1994a.
- Smith, P.K., «Recent patterns in downward income mobility : sinking boats in a rising tide», *Social Indicators Research*, 31, pp. 277 à 303, 1994b.
- Smith, R.E. et B. Vavrichek, «The wage mobility of minimum wage workers», *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), pp. 82 à 88, 1992.
- Veum, J.R., «Accounting for income mobility changes in the United States», *Social Science Quarterly*, 73(4), pp. 773 à 785, 1992.

Wolfson, M.C., *Inequality and polarization : is there a disappearing middle class in Canada ?*,  
Proceedings of the Statistics Canada Symposium on Analysis of Data in Time, 1992.