

**N° 96-08 au catalogue**

**LA CROISSANCE DE L'INÉGALITÉ DES REVENUS AU  
CANADA**

Numéro d'enregistrement du produit 75F0002M

Septembre 1996

René Morissette, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail

La série de documents de recherche de l'EDTR est conçue en vue de communiquer les résultats des études ainsi que les décisions importantes ayant trait à l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Ils sont offerts en français et en anglais. Pour obtenir une description sommaire des documents disponibles ou un exemplaire de ces documents, communiquez avec Philip Giles, EDTR, par la poste à Édifice Jean-Talon, 7<sup>e</sup> étage, section C6, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada, K1A 0T6; par INTERNET: GILES@STATCAN.CA; par téléphone au (613) 951-2891; ou par télécopieur au (613) 951-3253.



## SOMMAIRE

L'inégalité de la rémunération hebdomadaire s'est accrue au Canada dans les années 80, sous l'effet conjugué de trois facteurs. En premier lieu, le salaire horaire réel des jeunes travailleurs s'est contracté de plus de 10 %. En second lieu, le pourcentage des salariés travaillant entre 35 et 40 heures par semaine à leur emploi principal a baissé, tandis que la proportion des salariés travaillant 50 heures et plus par semaine a augmenté. En dernier lieu, on enregistre une tendance à la hausse chez les travailleurs qui touchent un salaire élevé à faire de longues semaines de travail. Nous estimons que toute hypothèse avancée pour expliquer l'accroissement de l'inégalité des gains hebdomadaires doit concilier ces trois facteurs. Les changements sectoriels enregistrés dans la distribution de l'emploi selon la branche d'activité et le statut syndical expliquent en gros 30 % de cette croissance. La réduction du salaire minimum réel et de la taille moyenne des entreprises n'est pas vraiment responsable de l'accroissement des écarts qui existent entre le revenu et l'âge. Le progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée pourrait avoir eu pour effet d'augmenter à la fois la dispersion des salaires horaires et celle des heures de travail hebdomadaires; de fait, cette hypothèse concorde, a priori, avec l'évolution observée. Toutefois, d'autres facteurs peuvent également avoir joué un rôle important. L'intensification de la concurrence, le déplacement possible du pouvoir de négociation (entre les entreprises et les syndicats) vers les entreprises, la plus grande mobilité géographique des entreprises, l'ouverture croissante du Canada au commerce international et l'augmentation des frais fixes de main-d'oeuvre sont autant de facteurs qui peuvent sous-tendre la croissance de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire au Canada. Mais quels que soient les facteurs en jeu, ils ont eu pour effet d'augmenter la dispersion des gains à vie ainsi que celle des gains annuels.



## TABLE DES MATIÈRES

	Page
1. Introduction	1
2. Données et concepts	3
3. L'inégalité de la rémunération hebdomadaire de 1981 à 1993	5
4. Taux de rémunération relatifs	10
5. Pourquoi l'inégalité de la rémunération hebdomadaire a-t-elle augmenté au Canada?	12
5.1 Explications fondées sur la dispersion croissante des taux de rémunération hebdomadaire ou horaire	13
5.2 Pour quelle raison la distribution des heures hebdomadaires de travail a-t-elle évolué au Canada?	17
6. L'inégalité en longue période s'est-elle accentuée au cours des années 80?	21
7. Conclusion	24
Références	28
Annexe 1	37



## 1. INTRODUCTION

La plupart des théories qui ont été avancées jusqu'ici pour expliquer l'accroissement de l'inégalité des gains annuels observée aux États-Unis tournent autour de la dispersion grandissante soit des salaires hebdomadaires (par exemple, Katz et Murphy, 1992), soit des salaires horaires (par exemple, Bound et Johnson, 1992; Murphy et Welch, 1992) ou des deux (par exemple, Juhn, Murphy et Pierce, 1993). On a accordé peu d'attention à l'incidence que pourrait avoir une modification de la distribution des heures de travail. Des études menées par des chercheurs canadiens ont documenté l'accroissement de l'inégalité des gains annuels (Burbidge et coll., 1993; Beach et Slotsve, 1994; Morissette, Myles et Picot, 1994, désignés ci-après «MMP»; Richardson, 1996) ou se sont penchées sur l'évolution de la distribution des heures annuelles (Picot, Myles et Wannell, 1990; Macphail, 1993; Doiron et Barret, 1994; MMP, 1994), mais aucune d'elles n'a analysé en profondeur l'évolution de la distribution des salaires horaires, des heures hebdomadaires travaillées et des gains hebdomadaires observée au Canada dans les années 80<sup>1</sup>. C'est là l'objectif premier du présent document.

Les études mentionnées ci-dessus ont certes montré que l'inégalité des gains annuels s'est inscrite en hausse dans les années 80, mais elles n'ont pas permis de savoir si l'inégalité au chapitre des gains à vie s'est accrue. Si dans les années 80 les gains des travailleurs à faible salaire ont eu davantage tendance à augmenter alors que ceux des travailleurs à salaire élevé ont eu davantage tendance à baisser, alors l'inégalité des gains à long terme n'a peut-être guère varié. Est-ce le cas? Le présent document vise à répondre en second lieu à cette question.

À l'aide de données tirées de l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, de l'Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984 et de l'Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990, de l'Enquête de 1993 sur la dynamique du travail et du revenu et de l'Enquête de 1995 sur les horaires et les conditions de travail, nous montrons que

l'inégalité des gains hebdomadaires s'est accrue au Canada dans les années 80, sous l'effet conjugué de trois faits. En premier lieu, le salaire horaire réel des jeunes travailleurs s'est replié de plus de 10 %. En deuxième lieu, le pourcentage des employés travaillant de 35 à 40 heures par semaine à leur emploi principal a chuté, tandis que la proportion d'employés qui travaillent 50 heures et plus par semaine a augmenté. Enfin, il y a eu une tendance croissante chez les travailleurs touchant un salaire élevé à faire des semaines de travail plus longues. Nous estimons que toute hypothèse avancée pour expliquer l'inégalité de la rémunération hebdomadaire doit concilier ces trois faits. Nous montrons ensuite que : 1) les changements sectoriels enregistrés dans la distribution de l'emploi par branche d'activité et statut syndical expliquent en gros 30 % de la hausse de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire; 2) la réduction qui touche le salaire minimum réel et la taille moyenne de l'entreprise n'est pas vraiment responsable de l'accroissement des écarts entre l'âge et le revenu; et 3) les modifications des taux marginaux d'imposition ne peuvent pas expliquer la propension accrue à travailler 50 heures et plus par semaine.

Des études menées récemment aux États-Unis sur l'inégalité de la rémunération (par exemple Bound et Johnson, 1992; Katz et Murphy, 1992) ont laissé entendre que le progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée constitue la principale cause des changements observés dans la structure des salaires. La polarisation des heures hebdomadaires de travail, qu'on observe **à la fois** au Canada et aux États-unis, donne à penser que d'autres facteurs, comme l'intensification de la concurrence tenant au commerce international ou à la plus grande mobilité des entreprises, le déplacement possible vers les entreprises du pouvoir de négociation (entre les syndicats et les entreprises) et la hausse des frais fixes de main-d'oeuvre attribuable aux charges sociales plus élevées peuvent avoir joué un rôle important au Canada.



À l'aide de données longitudinales tirées du fichier fiscal des T4 supplémentaires, nous montrons que, au cours des années 80, l'inégalité de la rémunération cumulée sur dix ans s'est accrue en gros au même rythme que l'inégalité au chapitre de la rémunération annuelle. Ainsi, l'accroissement de l'inégalité de la rémunération annuelle a donné lieu à une dispersion croissante de la rémunération à vie.

Le présent document est organisé de la façon suivante : nous définissons d'abord les sources des données et les concepts utilisés (section 2). Ensuite, nous montrons que l'accroissement de la dispersion des heures hebdomadaires de travail et de la corrélation entre les taux de rémunération horaire et les heures hebdomadaires de travail sous-tend, dans une grande mesure, la hausse de l'inégalité des gains hebdomadaires au Canada (section 3). Nous nous penchons, à la section 3, sur les écarts de rémunération selon le groupe d'âge et le niveau de scolarité. La section 4 expose plusieurs facteurs qui expliquent l'accroissement de l'inégalité des gains hebdomadaires au Canada, la section 5 montre que l'inégalité des gains en longue période s'est accrue au Canada dans les années 80, et la section 6 présente le mot de la fin.

## **2. DONNÉES ET CONCEPTS**

Pour examiner le rôle des heures hebdomadaires de travail et des taux de rémunération horaire dans l'accroissement de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire observée au Canada au cours de la dernière décennie, nous utilisons l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail (EAT), l'Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale (EAS), l'Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990 (EA), l'Enquête de 1993 sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et l'Enquête de 1995 sur les horaires et les conditions de travail (EHCT). Ces enquêtes spéciales sont les seules menées au Canada qui comprennent des données tant sur les heures hebdomadaires de travail que sur les taux de rémunération horaire **au**

**niveau du poste** et peuvent ainsi être utilisées aux fins de la présente étude.

L'Enquête sur la population active (EPA) ne portait pas sur les taux de rémunération horaire, mais elle contient des données sur les heures hebdomadaires travaillées. On peut l'utiliser pour examiner les tendances observées au titre de la distribution des heures hebdomadaires pendant la période de 1976 à 1995 ainsi que pour déterminer lesquelles de ces tendances correspondent à celles enregistrées pendant la période de 1981 à 1995 dans le cadre de l'EAT-EAS-EA-EDTR-EHCT.

Nous aimerions idéalement porter notre attention exclusivement sur les personnes qui sont déjà sur le marché du travail, c'est-à-dire celles qui ont déjà fait la transition entre l'école et le travail. Contrairement à l'EPA, l'EAT n'établit pas la distinction entre les personnes qui sont des étudiants à plein temps et toutes les autres personnes. Comme l'EAS est limitée aux personnes qui sont des travailleurs rémunérés à l'emploi principal qu'ils occupaient en **décembre** 1984, nous devons choisir des personnes qui sont des travailleurs rémunérés à l'emploi principal qu'ils occupaient pendant ce mois particulier. En outre, le nombre d'heures hebdomadaires travaillées le plus élevé enregistré dans l'EAS est de 99. Compte tenu de ces trois restrictions, l'échantillon sélectionné chaque fois que nous utilisons la combinaison EAT-EAS-EA-EDTR-EHCT est formé des travailleurs rémunérés âgés entre 17 et 64 ans et qui travaillaient 98 heures ou moins par semaine à l'emploi principal qu'ils occupaient en décembre<sup>2</sup>. En revanche, chaque fois que nous utilisons l'EPA, l'échantillon comprend des personnes âgées entre 15 et 64 ans, qui ne sont pas des étudiants à plein temps et qui consacraient 98 heures ou moins à l'emploi principal occupé en septembre. Les gains hebdomadaires, les heures hebdomadaires travaillées et les taux de rémunération horaire sont ceux qui sont associés à l'emploi principal. L'emploi principal est celui auquel le travailleur consacre habituellement le plus d'heures par semaine<sup>3</sup>. Comme la plupart des

études menées aux États-Unis, la présente étude ne s'intéresse qu'aux travailleurs de sexe masculin.

Pour déterminer si l'inégalité des gains à long terme s'est accrue, nous utilisons une série de données particulières. En effet, nous utilisons les données longitudinales du fichier fiscal des T4 supplémentaires de Revenu Canada. Ce fichier couvre la période allant de 1975 à 1993 et contient un échantillon de 1 % de tous les travailleurs ayant reçu au moins un formulaire T4 supplémentaire au cours de cette période.

### **3. L'INÉGALITÉ DE LA RÉMUNÉRATION HEBDOMADAIRE ENTRE 1981 ET 1993**

L'écart entre les salariés peu rémunérés et ceux qui touchent un traitement élevé s'est creusé pendant les années 80 (Tableau 1). Les gains hebdomadaires moyens en termes réels chez les hommes au quintile inférieur ont baissé de 4 % entre 1981 et 1988 — deux années au cours desquelles le taux de chômage se situait en moyenne à 7,5 % et à 7,8 % respectivement, mais ils ont augmenté de 5 % chez les hommes au quintile intermédiaire et de 9 % au quintile supérieur<sup>4</sup>.

L'aggravation de l'écart (tel que mesuré par les salaires hebdomadaires moyens réels) entre le quintile supérieur et le quintile inférieur est associé à une croissance divergente aussi bien des heures hebdomadaires travaillées que des taux de rémunération horaire. Entre 1981 et 1988, les heures hebdomadaires moyennes travaillées par les hommes au quintile supérieur sont passées de 42,6 à 45,0, tandis que, chez les hommes au quintile inférieur, elles ont baissé, passant de 32,8 à 30,9. En outre, le salaire horaire réel des hommes au quintile inférieur est resté pratiquement au même niveau, mais il s'est accru de 3,9 % chez les hommes au quintile supérieur.

La hausse des heures hebdomadaires au quintile supérieur semble s'interrompre entre 1990 et 1993. L'Enquête sur l'activité de 1990 indique certes que les hommes au quintile supérieur ont travaillé 45,1 heures par semaine, mais l'Enquête de 1993 sur la dynamique du travail et du revenu avance à cet égard le chiffre de 42,8, qui est proche de celui qui avait été enregistré pour 1981. Les heures hebdomadaires au quintile supérieur sont-elles retombées à leur niveau de 1981 après avoir augmenté au cours des années 80? Nous n'en pensons rien, pour trois raisons. En premier lieu, l'EA a tendance à surestimer de 0,4 à 0,8 heure le nombre d'heures par rapport aux chiffres de l'Enquête sur la population active, mais l'EDTR sous-estime les heures hebdomadaires par rapport à l'EPA de 0,7 heure (Annexe 1). Ainsi, le recul observé entre 1990 et 1993 peut être attribuable en partie au fait que l'EDTR sous-estime les heures hebdomadaires par rapport à l'EA. En second lieu, 27 % des particuliers initialement choisis dans l'échantillon de l'EHCT de 1995 n'ont pas déclaré leur salaire. Ces personnes ont tendance à être plus âgées et légèrement plus scolarisées. Elles sont ainsi susceptibles d'avoir de plus longues heures de travail par semaine, des salaires horaires et des gains hebdomadaires plus élevés que ceux qui ont effectivement déclaré leurs gains<sup>5</sup>. Étant donné que les chiffres présentés au Tableau 1 pour 1995 concernent les personnes de ce dernier groupe, on s'attend à ce que les estimations des heures hebdomadaires soient orientées à la baisse. En dépit de cela, les heures hebdomadaires au quintile supérieur se chiffrent à 43,9 en 1993 et restent donc ainsi supérieures au chiffre enregistré pour 1981. En dernier lieu, à l'aide des données tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs, nous montrons à l'Annexe 1 que les heures hebdomadaires au quintile supérieur ont augmenté entre 1981 et 1993. Pris ensemble, ces trois points donnent à penser que les heures hebdomadaires travaillées par les employés ayant un salaire élevé ont augmenté dans les années 80 et ne sont pas retombées en 1993 au niveau auquel elles se situaient en 1981.

À la Figure 1, nous comparons la variance du logarithme des gains hebdomadaires tirés de l'EAT-EAS-EA-EDTR à celle qui est tirée de l'Enquête sur les finances des consommateurs. Certes il existe un certain nombre de différences, mais les deux séries de chiffres indiquent que l'inégalité de la rémunération hebdomadaire s'est accentuée entre 1981 et 1989, et qu'elle s'est de nouveau accrue entre 1989 et 1993<sup>6</sup>. La première partie du Tableau 2 illustre des tendances au niveau de la variance du logarithme des gains hebdomadaires, du logarithme des heures hebdomadaires, du logarithme des salaires horaires et à l'égard du terme de covariance. Entre 1981 et 1988, la variance du logarithme des gains hebdomadaires a augmenté de 16 %. En revanche, celle du logarithme des salaires horaires, quoique sensible aux conditions cycliques, a affiché peu de changements entre ces deux années, n'augmentant que de 2 %. Fait plus important encore, la covariance entre le logarithme des heures hebdomadaires et celui des salaires hebdomadaires a plus que doublé entre 1981 et 1984, c'est-à-dire immédiatement après la récession de 1981-1982. Elle s'est ensuite stabilisée à des niveaux relativement élevés jusqu'à la fin de la décennie.

La deuxième partie du Tableau 2 évalue quelle fraction de la hausse de l'inégalité des gains hebdomadaires est attribuable 1) aux variations de la dispersion des heures hebdomadaires travaillées, 2) aux variations de la dispersion des taux de rémunération horaire et 3) aux variations de la corrélation entre ces deux dernières variables. Trois choses valent la peine d'être mentionnées en ce qui concerne les années 80. En premier lieu, les variations enregistrées au chapitre de la dispersion des taux de rémunération horaire expliquent au plus 11 % de la croissance de l'inégalité, pour les périodes ayant en gros les mêmes taux de chômage (c'est-à-dire 1981 à 1988, 1981 à 1989). En deuxième lieu, les variations de la dispersion des heures hebdomadaires travaillées jouent un rôle important, étant donné qu'elles expliquent en gros un tiers de la hausse de l'inégalité des gains hebdomadaires. En troisième lieu, l'augmentation de la corrélation entre les heures hebdomadaires

travaillées et les taux de rémunération horaire constitue le facteur déterminant, étant donné qu'elle explique au moins la moitié de l'augmentation de l'inégalité. Ces chiffres diffèrent fortement de ceux des travaux de Burtless (1990) concernant la situation aux États-Unis. Les données tirées de l'enquête américaine *Current Population Survey* (CPS) menée en mars donnent à penser que la croissance de la dispersion de la rémunération horaire expliquait 86 % de la croissance de l'inégalité des gains hebdomadaires aux États-Unis entre 1975 et 1987, tandis que les variations de la dispersion des heures hebdomadaires travaillées n'avaient pratiquement aucune incidence à cet égard. Ce résultat explique probablement pourquoi des études antérieures menées aux États-Unis se sont peu intéressées à l'influence que pouvaient avoir les heures de travail.

On admet que les différences observées entre le Canada et les États-Unis puissent être attribuables en partie aux différences qui existent dans les séries de données utilisées. Les données tirées de l'enquête CPS sur la rémunération horaire sont obtenues en divisant les gains annuels à l'année  $t$  par le nombre de semaines travaillées la même année et par les heures hebdomadaires habituelles travaillées à l'année  $t$ . Comme le fait remarquer Burtless (1990, 110), «on demande aux sujets de l'enquête de déclarer leurs heures hebdomadaires habituelles, de sorte que leurs réponses ne reflètent pas de variations au chapitre des heures durant l'année. Ainsi, une fraction de la variabilité au chapitre des gains annuels qui devrait comme il se doit être attribuable aux heures est plutôt attribuable aux taux salariaux.» Nos données relatives à la rémunération horaire et aux gains hebdomadaire sont obtenues en divisant les gains déclarés pour l'emploi principal par le nombre d'heures travaillées au cours de l'intervalle de temps pertinent passé à cet emploi. Nous entendons par heures le nombre d'heures consacrées habituellement chaque semaine à l'emploi principal. Celles-ci peuvent également varier au cours de l'année; ainsi, l'on ne sait pas au juste l'incidence qu'ont les différences relevées ci-dessus.

Nous reconnaissons qu'il est possible que la dispersion de la rémunération horaire ait plus augmenté entre 1981 et 1988 que ne le portent à croire l'EAT et l'EA. La raison en est que moins d'hommes ont déclaré leurs gains sur base horaire en 1981 (35 %) qu'en 1988 (53 %). Si les particuliers qui déclarent leurs gains sur base horaire donnent des réponses plus précises que ceux qui ne le font pas, cela pourrait avoir tendance à réduire la variance des gains déclarés et, ainsi, la variance des salaires horaires en 1988, comparativement à 1981<sup>7 8</sup>. Si c'était le cas, la contribution des salaires horaires à l'accroissement de la dispersion des gains hebdomadaires peut être plus importante que celle que montre le Tableau 2<sup>9</sup>.

Toutefois, notre argument principal n'est pas tant de montrer que les variations au chapitre de la dispersion des salaires horaires ne jouent aucun rôle. Comme nous le montrerons plus loin, des variations importantes au chapitre des salaires réels entre les divers groupes d'âge et des variations mineures au niveau des écarts de salaire entre les divers niveaux de scolarité se sont produites au cours des années 80. Ce que nous voulons souligner, c'est que la dispersion croissante des heures hebdomadaires travaillées et la corrélation croissante entre les heures hebdomadaires et la rémunération horaire — deux facteurs auxquels se sont peu intéressées les études menées aux États-Unis — jouent un rôle au Canada et ne tiennent pas à des problèmes de cohérence entre les enquêtes spéciales<sup>10</sup>. À l'aide de données tirées de l'Enquête sur la population active et de l'enquête *Current Population Survey* — lesquelles comprennent des séries temporelles cohérentes sur les heures habituellement travaillées par semaine —, nous montrons, à la Figure 2, que la dispersion des heures hebdomadaires a effectivement augmenté dans les années 80 à la fois au Canada et aux États-Unis<sup>11</sup>. À l'aide des données tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs, nous montrons à l'Annexe 1 que les travailleurs ayant un salaire élevé ont effectivement augmenté leurs heures hebdomadaires de travail dans les années 80 au Canada.

#### 4. TAUX DE RÉMUNÉRATION RELATIFS

Les faibles variations observées au niveau de la dispersion des salaires horaires au niveau agrégé donnent à penser que la distribution des salaires horaires a peu changé durant les années 80. Cela est trompeur. Le salaire horaire réel des hommes âgés de 35 ans et plus a augmenté d'au moins 5 % entre 1981 et 1988, mais celui des travailleurs âgés de 17 à 24 ans a reculé de plus de 10 % (Figure 3). La réduction du salaire relatif des jeunes est un phénomène répandu; on l'observe pour tous les niveaux de scolarité, dans tous les grands groupes d'industries et de professions (Betcherman et Morissette, 1994).

Cet accroissement des écarts en matière de rémunération horaire entre les divers groupes d'âge concorde avec la hausse des écarts au niveau de la rémunération hebdomadaire et annuelle entre les groupes d'âge observée dans les études antérieures dans le cadre desquelles on a utilisé les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (par exemple, Beach et Slotsve, 1994 et MMP, 1994). Une question plus litigieuse demeure cependant, à savoir si les écarts salariaux entre les divers niveaux de scolarité se sont creusés. Freeman et Needels (1991) ont constaté que l'écart salarial entre les diplômés universitaires et les diplômés du secondaire s'est creusé durant les années 80, mais pas autant qu'aux États-Unis. S'intéressant également aux diplômés universitaires et du secondaire, Bar-Or et coll. (1993, 1) ont constaté que, même si on semble avoir enregistré un repli de la tendance du retour aux études durant les années 70, le retour aux études universitaires n'a pas vraiment connu de reprise durant les années 80. Beach and Slotsve (1994) ont inclus dans leur étude tous les niveaux de scolarité et ont ainsi constaté que les écarts à cet égard ont augmenté pour les hommes employés à plein temps toute l'année, particulièrement chez les diplômés universitaires.



Les trois études, qui utilisent les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, mesurent soit le salaire annuel des travailleurs employés à plein temps toute l'année (Bar-Or et coll., 1993; Beach et Slotsve, 1994), soit le salaire à la fois annuel et hebdomadaire de tous les travailleurs (Freeman et Needels, 1991)<sup>12</sup>. Idéalement, pour examiner la question de savoir si les taux de rémunération ont présenté des écarts selon les niveaux de scolarité au cours de la dernière décennie, on devrait utiliser des données portant sur les taux de rémunération horaire. Ensuite, aucune de ces études n'a cherché à observer les différences existant entre les travailleurs selon leur branche d'activité ou leur statut syndical<sup>13</sup>. Il est bien connu que les taux de rémunération horaire diffèrent largement entre les branches d'activité (Krueger et Summers, 1988) ainsi qu'entre les emplois syndiqués et non syndiqués (Freeman, 1984). Troisièmement, à la fois Freeman et Needels (1991) et Bar-Or et coll. (1993) ont concentré leurs efforts sur les diplômés universitaires et du secondaire, laissant possiblement de côté les changements touchant l'avantage salarial conféré par les autres niveaux de scolarité.

Afin de traiter ces trois questions, nous estimons une équation de rémunération horaire à l'aide du vecteur de variables explicatives suivant : 1) une variable fictive pour l'état civil; 2) quatre variables fictives pour l'âge; 3) quatre variables fictives pour la scolarité; 4) 16 composantes d'interaction entre l'âge et le niveau de scolarité; 5) sept variables fictives pour la branche d'activité; 6) une variable fictive pour le statut syndical; 7) une variable fictive pour l'emploi à plein temps et l'emploi à temps partiel; et 8) quatre variables fictives pour la région<sup>14</sup>. Grâce à ces caractéristiques, nous pouvons nous attacher aux différences relevées au chapitre de la scolarité à la fois entre les groupes d'âge et entre les branches d'activité. De plus, ces caractéristiques tiennent compte de l'incidence des syndicats sur l'établissement des salaires. Nous effectuons ces régressions pour 1981 et pour 1988.

Les résultats des régressions sont présentés au Tableau 3. Pour tous les groupes d'âge, le ratio du salaire horaire des **diplômés universitaires** à celui des personnes ayant de **9 à 13 années de scolarité** a soit augmenté soit très peu varié. Ce ratio a augmenté de plus de dix points de pourcentage chez les hommes des groupes d'âge 35-44 ans et 55-64 ans<sup>15</sup>, mais est resté plutôt stable chez les hommes de moins de 35 ans et a légèrement varié chez les hommes âgés entre 45 et 54 ans. De même, on a relevé des variations quant à l'avantage salarial conféré par d'autres niveaux de scolarité. Chez les travailleurs âgés de 25 ans et plus, le salaire horaire des personnes ayant fait des études élémentaires avait baissé ou très peu varié par rapport à celui des personnes ayant de 9 à 13 années de scolarité. Par conséquent, le ratio du salaire horaire des **diplômés universitaires** à celui des personnes ayant fait des **études élémentaires** s'est accru d'au moins dix points de pourcentage pour l'ensemble des travailleurs, sauf chez les hommes âgés entre 45 et 54 ans et chez les personnes âgées entre 17 et 24 ans. Ainsi, du moins pour les travailleurs de 25 ans et plus, les données montrent effectivement que les différences de rémunération entre les niveaux de scolarité se sont accrues au cours des années 80.

## **5. POURQUOI L'INÉGALITÉ DE LA RÉMUNÉRATION HEBDOMADAIRE A-T-ELLE AUGMENTÉ AU CANADA?**

À notre avis, toute théorie avancée pour expliquer l'accroissement de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire doit concilier les trois faits suivants : 1) le salaire horaire réel des jeunes travailleurs a chuté de façon marquée entre 1981 et 1986 et n'a jamais atteint par la suite le niveau auquel il se situait avant la récession; 2) la dispersion des heures de travail hebdomadaires a augmenté avec l'arrivée de la récession de 1981-1982 et, du moins pour les hommes, n'est jamais revenue au niveau observé avant la récession; 3) la corrélation entre les taux de rémunération horaire et les heures de travail hebdomadaires a augmenté après 1981, mais n'a jamais atteint par la suite le niveau observé avant la récession.

La plupart des théories qui ont été formulées jusqu'à maintenant pour expliquer la croissance de l'inégalité de la rémunération annuelle aux États-Unis visent implicitement la dispersion grandissante soit des salaires **hebdomadaires** (Katz et Murphy, 1992), soit des salaires **horaires** (Murphy et Welch, 1992). On s'est peu intéressé à l'incidence que pourraient avoir des variations au chapitre de la distribution des heures de travail hebdomadaires. Dans la présente section, nous examinons d'abord diverses explications fondées sur l'inégalité des taux de rémunération horaire ou hebdomadaire. Comme l'inégalité des heures travaillées joue aussi un rôle important, nous nous sommes ensuite demandé pour quelle raison la distribution des heures hebdomadaires travaillées avait évolué au Canada.

### **5.1 Explications fondées sur la dispersion croissante des taux de rémunération hebdomadaire ou horaire**

#### *La désindustrialisation et la désyndicalisation*

L'explication fondée sur la désindustrialisation repose sur l'hypothèse que la distribution de l'emploi s'est déplacée du secteur de la fabrication vers un secteur des services polarisé entre, d'une part, des emplois professionnels hautement rémunérés et, d'autre part, des emplois axés sur les services personnels peu rémunérés (Bluestone et Harrison, 1982). Une telle évolution de la distribution de l'emploi selon la branche d'activité devrait entraîner un accroissement de l'inégalité des **salaires horaires** au niveau agrégé et peut expliquer en partie la baisse du salaire réel des jeunes travailleurs. Un autre élément d'explication, à savoir la désyndicalisation, laisse entendre que l'évolution de l'importance relative du secteur syndiqué est un facteur possible de la croissance de l'inégalité des gains (Freeman, 1991). Plus précisément, comme la dispersion des salaires horaires est plus élevée dans les emplois non syndiqués que dans les emplois syndiqués, toute diminution

de la désyndicalisation devrait donner lieu à une augmentation de l'inégalité de la rémunération horaire.

Il y a trois raisons pour lesquelles la désindustrialisation et la désyndicalisation sont peu susceptibles d'expliquer dans la plus grande mesure la croissance de l'inégalité des salaires hebdomadaires au Canada. En premier lieu, les variations enregistrées dans la dispersion des heures de travail hebdomadaires et l'accroissement de la corrélation entre les salaires et les heures de travail hebdomadaires — deux facteurs importants de la croissance de l'inégalité des salaires hebdomadaires — ont été observés dans la plupart des secteurs industriels et au sein des emplois à la fois syndiqués et non syndiqués (Morissette, 1995). Deuxièmement, le repli de la syndicalisation a été beaucoup moins prononcé au Canada qu'aux États-Unis<sup>16</sup>. Troisièmement, la majeure partie de la baisse du salaire relatif des jeunes travailleurs persiste, même après qu'on a tenu compte de la branche d'activité et du statut syndical (Betcherman et Morissette, 1994). Afin d'évaluer la contribution de la désindustrialisation et de la désyndicalisation, nous décomposons la croissance de l'inégalité des gains hebdomadaires en trois parties : 1) la croissance de l'inégalité attribuable aux variations survenues dans la distribution de l'emploi selon le secteur (ou les variations touchant les **poïds**), 2) la croissance de l'inégalité à **l'intérieur** des secteurs et 3) la croissance de l'inégalité **entre** les secteurs. Le deuxième échantillon constant du tableau 4 montre les résultats provenant de ces décompositions. Les secteurs sont définis séparément (colonne 1 à 2) ou conjointement (colonne 3) selon la branche d'activité et le statut syndical. Nous avons effectué ces décompositions à l'aide de l'indice Theil-Entropy et du carré du coefficient de variation<sup>17</sup>. En ce qui concerne les deux mesures de l'inégalité, les variations enregistrées au titre de la distribution de l'emploi selon la branche d'activité et le statut syndical ne représentent que 22 % de l'accroissement de l'inégalité des salaires hebdomadaires chez les hommes. Les variations de la distribution de l'emploi selon la branche d'activité **et** le statut syndical représentent

entre 28 et 30 % de l'augmentation enregistrée dans la dispersion des salaires hebdomadaires des hommes. Comme on pouvait s'y attendre, la majeure partie de la croissance de l'inégalité — c'est-à-dire entre 55 % et 62 % de l'augmentation observée entre 1981 et 1988 — s'est manifestée dans les secteurs définis à la fois par la branche d'activité et le statut syndical. Ainsi, même si les mouvements au sein de la branche d'activité et les changements touchant le taux de syndicalisation sont considérables, ils ne font néanmoins pas partie des facteurs déterminants de la croissance de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire.

### *Le progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée*

Un troisième élément d'explication fréquemment avancé dans le cas de l'inégalité des gains aux États-Unis est que le progrès technologique a eu pour effet d'accroître la demande en travailleurs hautement spécialisés dans les années 80, creusant de fait l'écart salarial (horaire) entre les travailleurs scolarisés et spécialisés et les jeunes travailleurs peu scolarisés (Bound et Johnson, 1992; Katz et Murphy, 1992). Les écarts entre la rémunération horaire des divers groupes se sont certes fortement creusés, mais ceux qui ont été relevés entre les niveaux de scolarité n'ont pas augmenté au même rythme qu'aux États-Unis. À titre d'exemple, chez les hommes américains justifiant d'une expérience entre un et cinq ans, le ratio du salaire horaire des diplômés universitaires à celui des diplômés du secondaire est passé de 1,30 à 1,74 entre 1979 et 1989 (Murphy et Welch, 1992, 300). En revanche, chez les hommes canadiens âgés entre 17 et 24 ans, ce ratio est passé de 1,27 à 1,35 entre 1981 et 1988. Freeman et Needels (1991) prétendent que la plus grande disponibilité des diplômés universitaires au Canada, l'influence plus forte des syndicats canadiens, la croissance plus rapide du PIB réel et un commerce international florissant sont autant de facteurs qui ont limité la croissance de l'écart salarial entre les niveaux de scolarité au Canada. Ainsi, même si l'inégalité des salaires horaires n'a pas enregistré la même croissance au Canada

qu'aux États-Unis, l'évolution des écarts entre la rémunération horaire des groupes d'âge et des niveaux de scolarité semble confirmer dans une large mesure l'explication fondée sur le progrès technologique<sup>18</sup>.

### *La réduction du salaire minimum réel*

Entre 1981 et 1988, le salaire minimum réel a accusé une baisse se chiffrant entre 6 et 20 %, selon la province choisie. Cela peut avoir eu pour effet de réduire le salaire horaire des jeunes travailleurs, d'accroître l'inégalité des salaires horaires et, partant, l'inégalité des salaires hebdomadaires. Afin d'évaluer la mesure dans laquelle la baisse du salaire minimum réel peut expliquer la réduction du salaire réel des jeunes entre 1981 et 1988, nous utilisons une procédure imparfaite. Nous gonflons de 20 % le salaire des jeunes travailleurs qui était, en 1988, égal ou inférieur à 4,75 \$, c'est-à-dire le salaire minimum le plus élevé cette année-là et imposé à la fois au Québec et en Ontario. Nous recalculons ensuite le salaire horaire moyen hypothétique de 1988 à partir de ce rajustement. Cela fait, le salaire horaire réel des jeunes hommes a baissé de 15,2 % entre 1981 et 1988; au cours de cette période, sa baisse effective a été de 16,1 %. Le salaire horaire réel des jeunes femmes a baissé de 10,6 %, ce qui est très près de la diminution observée de 12,0 %. La procédure précitée ne tient pas compte des augmentations de salaire indirectes qui auraient pu être observées dans le groupe des jeunes travailleurs touchant un salaire **supérieur** au salaire minimum, mais elle laisse croire que la réduction du salaire minimum réel n'explique pas véritablement la diminution du salaire réel des jeunes.

### *La réduction de la taille moyenne de l'entreprise*

Au cours des années 80, la taille moyenne de l'entreprise a baissé au Canada (Wannell, 1991). En particulier, les données du Programme de l'analyse

longitudinale de l'emploi (PALE) de Statistique Canada montrent que la proportion des travailleurs employés dans des entreprises comptant moins de 20 salariés est passée de 18,4 % à 20,4 %, tandis que le pourcentage de personnes employées dans des entreprises de 500 salariés ou plus a baissé, passant de 51,3 % à 46,4 % entre 1981 et 1988. Comme les jeunes travailleurs sont surreprésentés dans les petites entreprises, cette évolution observée dans la distribution de l'emploi selon la taille de l'entreprise pourrait avoir une incidence sur l'écart salarial qui sépare les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés. Pour déterminer si cela est véritablement le cas, nous avons calculé l'écart salarial hypothétique qu'on aurait dû enregistrer en 1988 si la distribution de l'emploi selon la taille de l'entreprise était restée constante à sa valeur de 1981<sup>19</sup>. Entre 1981 et 1988, le ratio du taux de rémunération horaire des travailleurs du groupe des 17-24 ans à celui des travailleurs âgés entre 25 et 64 ans s'est tassé pour passer de 0,72 à 0,60. Lorsque nous maintenons la distribution de l'emploi à sa valeur de 1981, ce ratio reste stable à 0,60, ce qui laisse croire que la réduction de la taille de l'entreprise a eu une incidence très faible sur l'écart salarial entre les différents groupes d'âge<sup>20</sup>.

## **5.2 Pour quelle raison la distribution des heures hebdomadaires de travail a-t-elle évolué au Canada?**

### *L'évolution de l'offre de travail découlant de la stagnation des gains annuels réels*

A priori, l'évolution de l'offre de travail peut être invoquée comme facteur expliquant la croissance enregistrée sur le plan de la dispersion des heures. Au sein d'une économie où les gains annuels réels sont stables depuis les dernières années, la proportion croissante de salariés qui travaillent 50 heures par semaine ou plus pourrait refléter la décision de ces derniers d'accroître leurs heures hebdomadaires de travail afin de maintenir ou d'augmenter leurs gains annuels réels. Nous ne

croyons pas qu'il s'agit là d'un facteur dominant et ce, pour deux raisons. Premièrement, les gains annuels réels des travailleurs employés à plein temps toute l'année n'ont pas varié depuis le milieu des années 70. En dépit de cela, la propension à faire de longues semaines de travail a commencé à augmenter **tout de suite après** la récession de 1981-1982, et non depuis le milieu des années 70. Ainsi, le fait que ces deux phénomènes ne soient pas survenus en même temps cause un problème. À l'encontre de cette thèse, il y a le fait que les données doivent montrer des gains réels constants pendant un bon nombre d'années avant que les analystes — et, *a fortiori*, les ménages — ne se rendent compte que les gains annuels réels stagnent et qu'ils rajustent leur offre de main-d'oeuvre en conséquence. Deuxièmement, et cela est peut-être plus important encore, l'accroissement des heures travaillées touche principalement les travailleurs au quintile supérieur de la distribution des heures hebdomadaires. Si les travailleurs dont la rémunération est élevée commençaient à travailler un plus grand nombre d'heures afin de hausser leur niveau de vie, pour quelle raison les travailleurs peu rémunérés n'auraient-ils pas fait de même? En fait, les heures travaillées par les salariés au quintile inférieur de la distribution des salaires hebdomadaires **ont baissé** entre 1981 et 1988.

On peut expliquer cela par le fait que les travailleurs peu rémunérés avaient moins de latitude en 1988 qu'en 1981 quant au choix de leurs heures de travail; cela expliquerait pourquoi la moyenne des heures au quintile inférieur n'a pas augmenté. Cela n'est pas le cas. Même si la portée du rationnement a un peu augmenté en 1981 et en 1988, cela n'explique pas pourquoi la semaine de travail moyenne n'a pas augmenté pour les travailleurs au quintile inférieur. En 1981, les hommes au quintile inférieur auraient préféré travailler, en moyenne, 4,3 heures supplémentaires par **mois**, tandis qu'ils auraient préféré travailler 5,6 heures supplémentaires par **mois** en 1988<sup>21</sup>. Mesuré de cette façon, le degré de rationnement a augmenté de 1,6 heure par mois, soit de 0,4 heure environ par



semaine. Toutefois, si le temps de travail avait augmenté de 0,4 heure par semaine, les hommes au quintile inférieur n'auraient travaillé, en moyenne, que 31,3 heures par semaine (c'est-à-dire  $30,9 + 0,4$ ), comparativement à 32,8 heures en 1981. Autre possibilité : la baisse de la moyenne d'heures de travail hebdomadaires des travailleurs au quintile inférieur reflète à peine la participation croissante des jeunes étudiants aux emplois à plein temps. Les données ne confortent toutefois pas cette idée. Chez les hommes entre 25 et 54 ans, soit un sous-échantillon qui exclut la plupart des étudiants travaillant à plein temps, la moyenne des heures hebdomadaires travaillées pour le quintile inférieur est passée de 39,0 à 37,8 entre 1981 et 1988, tandis que la moyenne des heures travaillées par les hommes au quintile supérieur est passé de 42,8 à 45,3. Ainsi, la réduction de la moyenne d'heures hebdomadaires travaillées chez les travailleurs peu rémunérés ne tient pas simplement à une croissance de l'emploi à temps partiel chez les jeunes travailleurs ou chez les étudiants à plein temps. Un troisième élément d'explication repose sur l'hypothèse que les attitudes des travailleurs peu rémunérés à l'égard du travail diffèrent de celles des travailleurs dont le salaire est élevé; les membres de ce dernier groupe peuvent avoir décidé d'accroître leurs heures de travail hebdomadaires afin de maintenir ou d'augmenter leurs gains annuels réels, tandis que les membres du premier groupe peuvent avoir préféré ne pas le faire. Cela expliquerait pourquoi les heures hebdomadaires moyennes et le degré de rationnement des heures n'ont pas augmenté pour les travailleurs peu rémunérés.

### ***L'évolution de l'offre de main-d'oeuvre tenant aux modifications fiscales***

Par ailleurs, certains travailleurs peuvent avoir agmenté leur offre de travail en réponse aux modifications fiscales survenues au cours des années 80. La réforme fiscale entreprise par le gouvernement en 1988, bien qu'elle simplifie la structure des tranches d'imposition en faisant passer le nombre de 10 à 3, vient réduire le taux maximal le plus élevé d'imposition du revenu, de 34 % (avant 1988) à 29 %.

Cette réduction au palier fédéral était loin de constituer la seule modification fiscale proposée à l'époque. En Ontario, l'impôt provincial sur le revenu a augmenté en pourcentage de l'impôt fédéral de base, une surtaxe sur les revenus élevés a été introduite, et le niveau de revenu imposable à partir duquel une telle surtaxe est imposée a baissé. Outre les caractéristiques socio-économiques des particuliers (par exemple l'état civil, le nombre d'enfants), tous ces facteurs doivent être pris en considération au moment de calculer le taux marginal d'imposition **effectif**. Dans une étude récente effectuée par Murphy, Finnie et Wolfson (1993), on a utilisé la base de données-modèle de simulation de politiques sociales de Statistique Canada. Les auteurs ont calculé les taux marginaux d'imposition effectifs des contribuables ontariens. À la Figure 4, nous représentons graphiquement ces taux marginaux d'imposition parallèlement avec la moyenne des heures hebdomadaires de travail pour chaque quintile de la distribution des salaires annuels<sup>22</sup>. La population choisie comprend les travailleurs rémunérés de sexe masculin, âgés entre 17 et 64 ans et employés en Ontario. Comme la combinaison EAT-EAS-EA et la base de données-modèle ne peuvent être utilisées ensemble que pour la période de 1984-1990, nous avons décidé de limiter notre analyse à cet intervalle de temps.

La variation de l'offre de travail tenant aux modifications fiscales peut-elle expliquer entièrement les fluctuations observées au chapitre de la distribution des heures hebdomadaires? La réponse est non. Entre 1984 et 1986, la moyenne d'heures hebdomadaires au quintile supérieur est passée de 43,1 à 47,0. Malgré cela, le taux marginal d'imposition au quintile supérieur est demeuré essentiellement le même durant cette période. Comme la moyenne d'heures hebdomadaires à ce quintile est passée de 42,6 à 46,2 entre 1981 et 1989 — deux années où les conditions macroéconomiques étaient assez comparables — il est peu probable que la hausse observée entre 1984 et 1986 traduise simplement un effet conjoncturel.

Plus fondamentalement, les fluctuations enregistrées au chapitre de l'offre relative des divers groupes d'âge et niveaux de scolarité ne parviennent pas à expliquer entièrement les changements survenus dans la structure des salaires hebdomadaires ou horaires. Entre 1981 et 1988, l'offre relative de jeunes employés de sexe masculin justifiant de 9 à 13 années de scolarité (telle que mesurée par leur part du nombre total d'heures hebdomadaire travaillées par les salariés de sexe masculin) a reculé, passant de 14 à 10 %. Parallèlement, leur salaire horaire réel se contractait de 19 %. Ce simple fait amène à penser que l'évolution de la demande de main-d'oeuvre doit être incorporée à toute explication cohérente de la croissance de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire.

## **6. L'INÉGALITÉ EN LONGUE PÉRIODE S'EST-ELLE ACCENTUÉE AU COURS DES ANNÉES 80?**

Même si l'on peut obtenir des renseignements intéressants sur les modifications qui ont été apportées à la structure des salaires par des observations transversales répétées de l'inégalité des salaires, ces renseignements ne sont pas suffisants pour permettre de tirer des conclusions sur l'écart à long terme entre les bas et les haut salariés. Prenons deux économies, A et B, composées chacune de deux particuliers. Dans l'économie A, Jean et Paul gagnent respectivement 10 000 et 50 000 \$ à la fois au moment  $t$  et au moment  $t+1$ . Dans l'économie B, Jean gagne 5 000 \$ au moment  $t$ , puis 15 000 \$ au moment  $t+1$ , tandis que Paul voit son salaire passer de 6 000 \$ au temps  $t$  à 40 000 \$ au moment  $t+1$ . Manifestement, l'économie B présente une plus grande inégalité des salaires annuels au moment  $t$  que l'économie A. Pourtant, on n'observe aucune mobilité dans l'économie A, tandis que l'économie B permet à certains particuliers de voir leurs salaires augmenter et en conduit d'autres à subir une baisse 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 haut salariés, à 100 000<sup>23</sup>.

L'accentuation récente de l'inégalité des salaires annuels donne à penser que l'inégalité en longue période augmente. 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 est possible qu'on ait assisté, au cours de la dernière décennie, à une plus importante «redistribution» des salaires entre les particuliers 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 laisse supposer la hausse de l'inégalité des salaires annuels.

Pour vérifier si l'inégalité en longue période s'est accrue, nous suivons les particuliers dans le temps. Plus précisément, nous choisissons un premier groupe 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 ce groupe à celle d'un second groupe composé de particuliers qui avaient 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 dispersion des salaires cumulés sur dix ans<sup>24</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 Theil-Entropy par rapport aux mouvements dans l'extrémité inférieure de la répartition. Étant donné que l'attrition sera importante chez les salariés âgés, nous calculons ces mesures pour huit groupes d'âge différents.

Nous choisissons les particuliers gagnant un salaire positif pendant toute la période pour deux raisons. La première est que le fichier des T4 supplémentaires ne donne pas les raisons pour lesquelles une personne ne reçoit pas de salaire au cours d'une année donnée. Ce pourrait être parce que la personne soit ne fait pas partie de la population active au cours d'une année en particulier, soit est sans emploi pendant toute l'année. Ainsi, l'inégalité pourrait s'accroître soit parce qu'un plus grand nombre de travailleurs est en chômage de longue durée, soit parce qu'il y en a plus qui décident de ne plus faire partie de la population active (par exemple, 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 conjugaison de ces deux éléments. Comme il n'y a aucun moyen d'établir une distinction entre ces deux phénomènes — 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 pose problème. La seconde raison, qui est encore plus importante, est que les particuliers qui sont employés pendant toute la période sous revue représentent une proportion importante de la population active et constituent donc 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 au cours de chaque année de la période 1984-1989. Ces chiffres 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>25</sup>. Ainsi, l'échantillon sélectionné représente une proportion importante de la main-d'oeuvre masculine<sup>26</sup>.

Le Tableau 5 illustre les résultats de ce calcul. Quatre points méritent d'être soulignés. En premier lieu, quelle que soit la mesure utilisée pour calculer l'inégalité, la dispersion des salaires cumulés sur dix ans est toujours plus faible que la dispersion moyenne des salaires annuels. La raison en est simplement que

certaines personnes qui ont été chanceuses (malchanceuses) une année donnée gagneront un salaire plus élevé (moins élevé) les années suivantes, si bien qu'elles changeront de catégorie dans la répartition des salaires (Atkinson et Bourguignon, 1992, 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 de 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 prononcée avec l'indice Theil-Entropy qu'avec les deux autres mesures. Cela laisse croire 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 gains annuels. Par exemple, chez les hommes âgés de 25 à 54 ans au début des intervalles de temps pris en compte, la moyenne des coefficients Gini des salaires annuels a progressé de 9,2 % entre les deux périodes, tandis que les coefficients Gini des salaires annuels cumulés sur dix ans ont augmenté de 9,3 %.<sup>27 28</sup>

## 7. CONCLUSION

L'inégalité de la rémunération hebdomadaire s'est accrue dans les années 80 au Canada, sous l'effet conjugué de trois facteurs. En premier lieu, le salaire horaire réel des jeunes travailleurs a reculé de façon marquée. Deuxièmement, le pourcentage de salariés qui travaillent de 35 à 40 heures par semaine a baissé, tandis que la proportion de salariés qui font des semaines de travail plus courtes ou plus longues a augmenté. Troisièmement, les travailleurs qui touchent un salaire élevé ont de plus en plus tendance à faire des semaines de travail plus longues. Tout essai d'explication de l'accentuation de l'inégalité doit prendre ces trois facteurs en considération.

La première série d'études américaines qui se sont intéressées à la croissance de l'inégalité salariale (par exemple Bluestone et Harrison, 1982) prétendait que les mouvements observés étaient principalement attribuables aux variations enregistrées au chapitre de la distribution des emplois selon la branche d'activité. Le présent document et les études américaines subséquentes (par exemple Katz et Murphy, 1992) ont montré que la désindustrialisation ne pouvait pas, à elle seule, expliquer l'accentuation de l'inégalité. Conjugués aux fluctuations touchant le taux de syndicalisation, les changements enregistrés au chapitre de la distribution de l'emploi selon la branche d'activité (au niveau de la branche à un chiffre) expliquent environ 30 % de l'accentuation de l'inégalité des gains hebdomadaires. D'autres facteurs, comme la baisse du salaire minimum et de la taille moyenne de l'entreprise, n'expliquent que très peu la croissance des écarts âge-gains.

La deuxième vague d'études réalisées aux États-Unis (par exemple Bound et Johnson, 1992) a prétendu que, jusqu'à maintenant, le progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée constituait le principal facteur qui sous-tend les fluctuations observées dans la structure des salaires. Il est surprenant de constater qu'on a accordé très peu d'attention à l'incidence que peuvent avoir les changements au chapitre de la distribution des heures hebdomadaires de travail. Cette distribution est toutefois devenue plus polarisée, aussi bien au Canada qu'aux États-Unis. Si l'on prend une économie comportant deux types de travailleurs, soit des travailleurs hautement spécialisés et des travailleurs peu spécialisés, et si l'offre de travail de chaque type suit une pente ascendante, un accroissement de la demande relative de travailleurs hautement spécialisés pourrait entraîner une hausse de la dispersion des salaires horaires et de la dispersion des heures hebdomadaires de travail. Ainsi, l'augmentation de la dispersion des heures hebdomadaires de travail et de la corrélation entre les salaires horaires et les salaires hebdomadaires — dont il a été question à la section précédente — n'est

pas incompatible, a priori, avec la thèse du progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée.

Cependant, d'autres facteurs pourraient avoir joué un rôle important au Canada. Un élément d'explication fait appel à la théorie des marchés internes de main-d'oeuvre et laisse entendre que, la concurrence s'intensifiant, les entreprises canadiennes peuvent s'être ajustées de la manière ci-après dans les années 80. En premier lieu, afin de maintenir le moral au sein de leurs salariés les plus expérimentés, les entreprises ont peut-être réduit leurs coûts de main-d'oeuvre principalement en diminuant les salaires horaires associés aux postes de niveau débutant, c'est-à-dire chez les jeunes travailleurs. En deuxième lieu, afin d'apporter une certaine souplesse dans la gestion de leurs ressources humaines, elles peuvent avoir augmenté le recours au temps partiel pour les emplois à l'égard desquels les coûts de formation et les dépenses liées au roulement du personnel sont faibles, tandis qu'elles exigeaient de plus longues heures de travail de la part des employés hautement spécialisés et mieux rémunérés. Cela expliquerait l'aggravation des écarts au chapitre du salaire horaire entre les groupes d'âge, l'accroissement de la dispersion des heures hebdomadaires de travail et l'augmentation de la corrélation entre les heures hebdomadaires travaillées et les taux de rémunération horaire.

Un autre élément d'explication veut que la hausse des frais fixes de main-d'oeuvre ait rendu les entreprises hésitantes à embaucher de nouveaux travailleurs (Business Week, 1993). Les cotisations de l'employeur aux programmes tels que le RPC ou le RRQ et l'Assurance-emploi et aux avantages sociaux cessent généralement lorsque les gains des salariés dépassent un plafond précis. Ainsi, il est avantageux pour les employeurs d'utiliser des travailleurs à salaire élevé pour de plus longues heures plutôt que d'embaucher des personnes supplémentaires afin d'augmenter la production. Le recours accru à un personnel hautement qualifié aggrave le problème. Lorsque les aptitudes requises sont particulières à une entreprise



donnée et que les coûts de la formation sont assumés par l'employeur, un accroissement de ces coûts peut inciter les entreprises à utiliser des salariés déjà formés pour de plus longues heures au lieu d'embaucher de nouveaux employés — peu importe à plein temps ou à temps partiel — dont la formation entraîne des coûts additionnels. Inversement, chaque fois que les aptitudes requises et que les coûts de formation sont bas, la hausse des dépenses au titre des heures supplémentaires pour le personnel permanent peut pousser les entreprises à faire plus appel aux travailleurs à temps partiel, qui reçoivent habituellement peu ou pas d'avantages sociaux.

On peut également avancer une troisième thèse, à savoir que le marché du travail relativement atone des années 80 peut avoir provoqué le déplacement du pouvoir de négociation (entre les entreprises et les travailleurs) vers les entreprises. Si un tel déplacement s'est effectivement produit, cela a pu avoir permis aux entreprises d'exiger de plus longues semaines de travail d'une partie de leurs effectifs et de réduire les coûts de main-d'oeuvre principalement en diminuant les salaires associés aux postes de niveau débutant.

Le progrès technologique qui accroît la mobilité des entreprises peut avoir eu pour effet d'intensifier la concurrence ou de déplacer le pouvoir de négociation vers ces dernières. L'ouverture de plus en plus grande du Canada au commerce international peut également avoir eu ces deux effets.

Les cotisations de l'employeur au RPC ou au RRQ, à l'Assurance-emploi, à la Commission des accidents de travail, aux régimes de retraite privés et au bien-être social (notamment les charges sociales des entreprises en Ontario et au Québec), se sont également inscrites en hausse depuis le milieu des années 60 par rapport aux salaires et traitements. Toutefois, étant donné que ces coûts fixes de main-d'oeuvre se sont accrus au cours de la **deuxième moitié des années 70** tout

comme au cours des années 80, on est en droit de se demander pour quelle raison la dispersion des heures hebdomadaires n'a pas augmenté durant la seconde moitié des années 70. À cela on peut répondre en faisant remarquer que les contraintes liées à l'augmentation de ces coûts ne se sont manifestées qu'après la récession de 1981-1982, au moment où l'intensification de la concurrence peut avoir poussé les entreprises à mettre en oeuvre des programmes de restructuration, à réduire les effectifs et à couper les coûts de main-d'oeuvre<sup>29</sup>.

Quels que soient les facteurs qui sous-tendent l'accentuation de l'inégalité, ils ont eu une incidence profonde sur le marché canadien du travail en ce sens qu'ils ont provoqué la hausse de la dispersion des gains cumulés ainsi que celle des gains annuels.

## RÉFÉRENCES

Bar-Or, Y., J. Burbidge, L. Magee, et L. Robb (1993) «Canadian experience-earnings profiles and the return to education in Canada, 1971-1990.» Document de travail n° 93-04, Department of Economics, McMaster University (Hamilton).

Beach, C.M. et G.A. Slotsve (1994) «Polarization of earnings in the Canadian labour market.» Documents de Bell Canada sur l'économie et la politique gouvernementale.

Betcherman, G. et R. Morissette (1994) «Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada», document de recherche n° 63, Direction des études analytiques, Statistique Canada.

Bluestone, B. et B. Harrison (1982) *The Deindustrialization of America* (New York : Basic Books).

Bound, J. et G. Johnson (1992) «Changes in the structure of wages in the 1980s : an evaluation of alternative explanations»' *American Economic Review* 82 : 371-392.

- Burbidge, J., L. Magee et L. Robb (1993) «On Canadian wage inequality : the 1970s and 1980s.» Working Paper no. 93-07, Department of Economics, McMaster University (Hamilton).
- Burtless, G. (1990) «Earnings inequality over the business and demographic cycles», in Gary Burtless ed. *A Future of Lousy Jobs ?*, Washington, D.C. : The Brookings Institution.
- Business Week (1993) «The scary math of new hires.» 22 février, 70-71.
- Doiron, D.J. et G.F. Barrett (1994) «Inequality in male and female earnings : the role of hours and wages», University of British Columbia, polycopie.
- Freeman, R.B. (1984) «Longitudinal analyses of the effects of trade union» *Journal of Labor Economics*, 2, 1-26.
- Freeman, R.B. (1991) «How much has deunionization contributed to the rise in male earnings inequality?», National Bureau of Economic Research, document de travail n° 3826.
- Freeman, R.B. et K. Needels (1991) «Skill differentials in Canada in an era of rising labor market inequality», National Bureau of Economic Research, document de travail n° 3827.
- Gower, D. (1993) «The impact of the 1990 changes to the education questions on the Labour Force Survey.» Rapport à l'intention des employés, Division de l'analyse des enquêtes des ménages et du travail, Statistique Canada.
- Juhn, C., K.M. Murphy et B. Pierce (1993) «Wage inequality and the rise in returns to skill» *Journal of Political Economy*, 101(3), 410-442.
- Katz, L.F. et K.M. Murphy (1992) «Changes in relative wages, 1963-1987 : supply and demand factors.» *Quarterly Journal of Economics*, 107(1) : 35-78.
- Kuhn, P. et A.L. Robb (1994) «Unemployment, Skill and Labour Supply : Evidence from Canadian Microdata, 1971-1991.», polycopie, McMaster University.
- Krueger, A.B. et L.H. Summers (1988) «Efficiency wages and the inter-industry wage structure» *Econometrica*, 56, 259-93.
- Macphail, F. (1993) «Has the great U-turn gone full circle ? : recent trends in earnings inequality in Canada 1981-89.» Dalhousie University, polycopie.

Morissette, R., J. Myles, et G. Picot (1994) «Earnings inequality and the distribution of working time in Canada.» *Canadian Business Economics*, Vol 2, no. 3, printemps 1994, 3-16.

Morissette, R. et D. Sunter (1994) «Heures de travail hebdomadaires au Canada : le point sur la situation», document de recherche n° 65, Direction des études économiques, Statistique Canada.

Morissette, R. (1995) «Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?», document de recherche n° 80, Direction des études analytiques, Statistique Canada.

Murphy, B., R. Finnie et M.C. Wolfson (1993) «A profile of high income Ontarians», document préparé à l'intention de la Commission de l'équité fiscale de l'Ontario.

Murphy, K.M. et F. Welch (1992) «The structure of wages.» *Quarterly Journal of Economics* 107(1), 284-326.

Picot, G., J. Myles, et T. Wannell (1990) «Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986.» Document de recherche n° 28, Direction des études analytiques, Statistique Canada.

Richardson, D. H. (1996) «Changes in the distribution of wages in Canada, 1981-1992», à paraître, *Canadian Journal of Economics*.

Riddell, W.C. (1993) «Unionization in Canada and the United States : a tale of two countries.» dans David Card et Richard B. Freeman ed. *Small Differences that Matter : Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States* (The University of Chicago Press).

Wannell, T. (1991) «Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : données canadiennes récentes», document de recherche n° 39, Direction des études analytiques, Statistique Canada.

## **Remerciements**

Les auteurs désirent remercier Stephen Johnson, Bower Litle, David MacPherson, Jean-Pierre Maynard, Brian Murphy et Steve Roller, pour certaines données utilisées dans la présente étude, ainsi que Philip Giles, Thomas Lemieux, John Myles, Garnett Picot et Georgia Roberts, pour leurs précieux commentaires.

**Tableau 1 : Gains hebdomadaires, heures hebdomadaires travaillées et salaires horaires à divers quintiles, salariés de sexe masculin âgés de 17 à 64 ans, 1981-1995<sup>1</sup>**

Quintiles	1981	1984	1986	1987	1988	1989	1990	1993	1995	Variation en pourcentage 1981-1988
<b>1er</b>										
Gains hebd.	191	177	175	185	183	186	178	163	-	<b>-4,2 %</b>
Heures hebd.	32,8	30,9	31,3	32,2	30,9	31,5	30,5	27,8	27,8	<b>-5,8 %</b>
Salaires hor.	6,34	6,06	5,95	6,07	6,37	6,34	6,32	6,35	-	<b>0,5 %</b>
<b>3e</b>										
Gains hebd.	476	491	487	495	500	500	496	505	-	<b>5,0 %</b>
Heures hebd.	40,9	40,7	41,5	41,5	41,7	41,9	41,8	40,8	41,0	<b>2,0 %</b>
Salaires hor.	11,91	12,22	11,98	12,16	12,25	12,29	12,07	12,58	-	<b>2,9 %</b>
<b>5e</b>										
Gains hebd.	882	878	939	943	965	979	953	925	-	<b>9,4 %</b>
Heures hebd.	42,6	42,0	43,9	44,6	45,0	45,4	45,1	42,8	43,9	<b>5,6 %</b>
Salaires hor.	21,23	21,33	21,96	21,71	22,05	22,26	21,72	22,13	-	<b>3,9 %</b>
<b>Moyenne</b>										
Gains hebd.	502	506	516	523	533	536	526	520	-	<b>6,2 %</b>
Heures hebd.	39,7	38,9	39,9	40,3	40,2	40,5	40,1	38,8	38,9	<b>1,3 %</b>
Salaires hor.	12,66	12,85	12,82	12,86	13,10	13,12	12,93	13,20	-	<b>3,5 %</b>

1. La moyenne des gains hebdomadaires et la moyenne des salaires horaires sont exprimées en dollars constants de 1986. Les travailleurs sont classés, par ordre ascendant, selon leurs gains **hebdomadaires**, de sorte que les quintiles font ici référence aux gains hebdomadaires. L'échantillon comprend les travailleurs de sexe masculin âgés de 17 à 64 ans. Les données sont tirées de l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, de l'Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale, de l'Enquête de 1986-1990 sur l'activité, de l'Enquête de 1993 sur la dynamique du travail et du revenu et de l'Enquête de 1995 sur les horaires et les conditions de travail. On entend par gains hebdomadaires le salaire reçu par un employé à son emploi principal occupé en décembre (novembre dans le cadre de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail). L'emploi principal est celui auquel le salarié consacre le plus grand nombre d'heures habituellement travaillées par semaine. Les gains hebdomadaires et le salaire horaire ne sont pas donnés dans le cadre de l'Enquête de 1995 sur les horaires et les conditions de travail parce que 27 % des personnes initialement choisies dans l'échantillon ne les ont pas déclarés. Pour cette enquête, les heures hebdomadaires font référence à celles associées à l'échantillon restant.

**Tableau 2 : Variance du logarithme des gains hebdomadaires, variance du logarithme des heures hebdomadaires et variance du logarithme des salaires horaires, 1981-1993**

**I. Canada 1981-1993**

	(1) Variance du logarithme des gains hebdomadaires	(2) Variance du logarithme des heures hebdomadaires	(3) Variance du logarithme des salaires horaires	(4) Terme de covariance
1981	0,405	0,117	0,252	0,036
1984	0,473	0,136	0,252	0,085
1986	0,478	0,130	0,275	0,073
1987	0,454	0,123	0,265	0,066
1988	0,469	0,136	0,257	0,076
1989	0,462	0,138	0,258	0,065
1990	0,493	0,142	0,270	0,081
1993	0,500	0,155	0,248	0,097

**II. Canada/États-Unis**

La part de changement enregistré au titre de la variance du logarithme des gains hebdomadaires résulte de changements touchant la variance du logarithme des heures hebdomadaires, ceux touchant la variance du logarithme des salaires horaires et ceux touchant la covariance entre le logarithme des heures hebdomadaires et le logarithme des salaires horaires :

	Heures hebdomadaires	Salaires horaires	Terme de covariance
<b>Canada</b>			
1981-1988	30 %	8 %	62 %
1981-1989	37 %	11 %	53 %
<b>États-Unis*</b>			
1975-1987	- 1 %	86 %	15 %

1. L'échantillon comprend des salariés de sexe masculin de 17 à 64 ans. Les données sont tirées de l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, de l'Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale, de l'Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990 et de l'Enquête de 1993 sur la dynamique du travail et du revenu. Les gains hebdomadaires sont ceux que touchent les salariés travaillant à leur emploi principal qu'ils occupaient en décembre. L'emploi principal est celui auquel le salarié consacre habituellement le plus grand nombre d'heures chaque semaine.

\* Chiffres tirés de Burtless (1990, p. 113, Tableau 7). L'échantillon utilisé par Burtless (1990) comprend les hommes de 16 ans et plus. La période considérée est 1975-1987. Les données sont tirées des enregistrements du CPS de mars.

**Tableau 3 : Écarts de salaire horaire entre les niveaux de scolarité, 1981-1988 \*.**

Groupe d'âge	17-24		25-34		35-44		45-54		55-64	
	1981	1988	1981	1988	1981	1988	1981	1988	1981	1988
Ed1 **	-0,13 (0,010 )	0,00 -	-0,13 (0,010 )	-0,20 (0,027 )	-0,13 (0,010 )	-0,26 (0,021 )	-0,13 (0,010 )	-0,12 (0,019 )	-0,13 (0,010 )	-0,16 (0,022 )
Ed2	0,00 -	0,00 -	0,00 -	0,00 -	0,00 -	0,00 -	0,00 -	0,00 -	0,00 -	0,00 -
Ed3	0,06 (0,011 )	0,08 (0,012 )	0,06 (0,011 )	0,08 (0,012 )	0,06 (0,011 )	0,17 (0,020 )	0,06 (0,011 )	0,22 (0,032 )	0,06 (0,011 )	0,31 (0,044 )
Ed4	0,13 (0,012 )	0,20 (0,011 )	0,13 (0,012 )	0,13 (0,014 )	0,07 (0,022 )	0,20 (0,011 )	0,13 (0,012 )	0,20 (0,011 )	0,13 (0,012 )	0,20 (0,011 )
Ed5	0,27 (0,011 )	0,27 (0,013 )	0,27 (0,011 )	0,27 (0,013 )	0,27 (0,011 )	0,37 (0,020 )	0,36 (0,024 )	0,39 (0,022 )	0,27 (0,011 )	0,36 (0,032 )

\* Les chiffres montrent les différences de salaire entre les travailleurs ayant un niveau de scolarité donné et ceux ayant entre **9 et 13 années de scolarité**. Le ratio du salaire horaire des travailleurs ayant un niveau de scolarité donné à celui des travailleurs ayant de 9 à 13 années de scolarité est égal à l'antilogarithme des coefficients présentés dans le tableau. Les écarts-types sont donnés entre parenthèses. Les résultats sont fondés sur une régression du logarithme naturel des salaires horaires sur le vecteur de variables explicatives suivant : 1) une variable fictive pour l'état civil, 2) quatre variables fictives pour l'âge, 3) quatre variables fictives pour la scolarité, 4) seize composantes d'interaction entre l'âge et la scolarité, 5) sept variables fictives pour la branche d'activité, 6) une variable fictive pour le statut syndical, 7) une variable explicative pour l'emploi à plein temps ou à temps partiel et 8) quatre variables fictives pour la région.

\*\* Ed1 = pas de scolarité ni d'études élémentaires; Ed2 = 9 à 13 années de scolarité; Ed3 = quelques études postsecondaires; Ed4 = certificat ou diplôme postsecondaire; Ed5 = diplôme universitaire.

Source : Enquête de 1981 sur les antécédents de travail et Enquête de 1988 sur l'activité.

**Tableau 4 : Décomposition de l'évolution de l'inégalité des gains hebdomadaires, 1981-1988**

**I. Mesures de l'inégalité en 1981 et en 1988**

	1981	1988	Variation entre 1981 et 1988
Indice Theil-Entropy	0,131	0,149	0,018
Carré du coefficient de variation	0,276	0,313	0,037

**II. Pourcentage de la variation de l'inégalité des salaires hebdomadaires tenant à la variation de l'inégalité entre les groupes, à la variation de l'inégalité à l'intérieur des groupes et à la variation des poids démographiques <sup>2</sup>**

Décomposition selon :	(1) Branche <sup>2</sup> d'activité	(2) Statut syndical	(3) Branche d'activité et statut syndical
Indice Theil-Entropy			
Variation de :			
l'inégalité <b>entre</b> les groupes	17 %	6 %	17 %
l'inégalité <b>à l'intér.</b> des groupes	61 %	72 %	55 %
des <b>poids</b> démographiques 22 %	22 %		28%
Carré du coefficient de variation			
Variation de :			
l'inégalité <b>entre</b> les groupes	11 %	-3 %	8 %
l'inégalité <b>à l'intér.</b> des groupes	68 %	81 %	62 %
des <b>poids</b> démographiques 22 %	22 %		30 %

1. Les chiffres étant arrondis, le total peut ne pas être égal à 100.

2. Les principales branches d'activité sont : 1) Agriculture, pêche et piégeage, 2) Foresterie et exploitation minière, 3) Construction, 4) Fabrication, 5) Services de distribution, 6) Services commerciaux, 7) Services aux consommateurs et, 8) Services publics.

Source : Enquête de 1981 sur les antécédents de travail et Enquête de 1988 sur l'activité.



**Tableau 5: Mesures de l'inégalité à court et à long terme, salariés de sexe masculin avec gains positifs toutes les années, 1975-1984 et 1984-1993**

I.	Moyenne des coefficients de variation des gains annuels			Coefficient de variation des gains cumulés sur 10 ans		
	1975-1984	1984-1993	variation	1975-1984	1984-1993	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 %
35 - 44	0,543	0,615	13,3 %	0,477	0,544	14,0 %

\* Au début de la période sous revue.

Source: Fichier des T4 supplémentaires de Revenu Canada

II.	Moyenne des indices Theil-Entropy (gains annuels)			Indice Theil-Entropy pour les gains cumulés sur 10 ans		
	1975-1984	1984-1993	variation	1975-1984	1984-1993	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 %
35 - 44	0,118	0,146	23,7 %	0,093	0,116	24,7 %

\* Au début de la période sous revue.

Source: Fichier des T4 supplémentaires de Revenu Canada

**III.**

**Moyenne des coefficients Gini  
(gains annuels)**

**Coefficients Gini  
(gains cumulés sur 10 ans)**

<b>Âge *</b>	<b>1975-1984</b>	<b>1984-1993</b>	<b>variation</b>	<b>1975-1984</b>	<b>1984-1993</b>	<b>variation</b>
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 %
35 - 44	0,251	0,278	10,8 %	0,227	0,252	11,0 %

\* Au début de la période sous revue.

Source: Fichier des T4 supplémentaires de Revenu Canada

Annexe 1

Dans la présente annexe, nous traitons trois questions. En premier lieu, nous montrons que la dispersion des salaires horaires à l'intérieur des groupes est plus élevée dans l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail que durant toutes les années subséquentes. S'inspirant de Juhn, Murphy et Pierce (1993), nous effectuons d'abord une régression du logarithme naturel des salaires horaires sur le vecteur de variables explicatives défini au Tableau A1. Nous calculons ensuite l'écart-type des valeurs résiduelles de la régression, de même que la distance entre les divers percentiles des résidus de la régression. Les résultats constituent des estimations de l'inégalité des salaires horaires à l'intérieur des groupes définis, entre autres, à la fois par l'âge, la scolarité, la branche d'activité et le statut syndical. Ils sont illustrés au Tableau A1 ci-dessous.

**Tableau A1 : Mesures de l'inégalité fondées sur les résidus de la régression<sup>1</sup>.**

<b>Hommes</b>	<b>1981</b>	<b>1984</b>	<b>1986</b>	<b>1987</b>	<b>1988</b>
Écart-type	0,44	0,38	0,41	0,40	0,39
Écart de percentile :					
90-10	1,01	0,86	0,90	0,89	0,90
90-50	0,45	0,41	0,44	0,44	0,44
50-10	0,56	0,45	0,46	0,45	0,46
75-25	0,51	0,44	0,45	0,44	0,46
75-50	0,24	0,21	0,23	0,22	0,23
50-25	0,27	0,23	0,22	0,22	0,23
Taille de l'échantillon	19,131		17,084	18,930	
	22,288	18,587			

1. Les résultats sont fondés sur une régression du logarithme naturel des salaires horaires sur le vecteur de variables explicatives suivant : 1) une variable fictive pour l'état civil, 2) quatre variables fictives pour l'âge, 3) quatre variables fictives pour la scolarité, 4) seize composantes d'interaction entre l'âge et la scolarité, 5) sept variables fictives pour la branche d'activité, 6) une variable fictive pour le statut fiscal, 7) une variable fictive pour l'emploi à plein temps ou à temps partiel, et 8) quatre variables fictives pour la région.

Source : Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale et Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1988.

Deuxièmement, nous comparons les heures hebdomadaires moyennes provenant des enquêtes spéciales (EAT-EA-EDTR-EHCT) à celles qui sont tirées de l'Enquête sur la population active. Nous montrons que l'EA surestime les heures hebdomadaires de 0,4 à 0,8 heure par rapport à l'Enquête sur la population active, mais que L'EDTR les sous-estime de 0,7 heure. (Tableau A2). Comme l'Enquête sur la population active fournit une série temporelle constante sur les heures hebdomadaires, on peut penser que l'EDTR sous-estime les heures hebdomadaires par rapport à l'EA, ce qui expliquerait en partie la baisse des heures hebdomadaires au quintile supérieur observée entre 1990 et 1993.

---

**Tableau A2 : Heures hebdomadaires moyennes travaillées à l'emploi principal en septembre. Salariés de sexe masculin entre 17 et 64 ans : comparaison entre les données des enquêtes spéciales et celles de l'Enquête sur la population active.**

---

	1981	1986	1987	1988	1989	1990	1993
1) Enquête sur la population active	40,1	40,0	40,1	40,1	40,3	40,1	39,7
2) Enquêtes spéciales	40,1	40,4	40,8	40,9	41,0	40,6	39,0
3) = 2) - 1)	0,0	0,4	0,7	0,8	0,7	0,5	-0,7

---

\* Pour toutes les années sauf 1995, les chiffres se rapportent aux heures hebdomadaires habituelles consacrées à l'emploi principal détenu en **septembre**.

---

Troisièmement, nous présentons les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs qui montrent que, depuis la seconde moitié des années 80, les employés dont le salaire est élevé font des semaines de travail plus longues qu'ils ne le faisaient à la fin des années 70.

Pour obtenir une mesure des salaires horaires à partir de l'Enquête sur les finances des consommateurs, nous divisons les salaires et traitements annuels au moment  $t$  par le nombre de semaines travaillées au moment  $t$  et par le nombre d'heures habituellement travaillées par semaine au moment  $t+1$ . Étant donné que Kuhn et Robb (1994) ont montré que, en raison d'erreurs de déclaration touchant soit les semaines travaillées ou les traitements et salaires annuels, les travailleurs au décile supérieur de la distribution des salaires **horaires** obtiennent, de façon inattendue : 1) un faible nombre de semaines travaillées, 2) un nombre élevé de semaines de chômage et 3) un nombre élevé de semaines de non-participation à la population active, nous excluons la première tranche de 10% de la distribution des salaires horaires.

Nous calculons ensuite la moyenne des heures hebdomadaires aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur de la distribution des gains **hebdomadaires** de l'échantillon résiduel. Comme l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail et l'Enquête sur l'activité ont enregistré le nombre le plus élevé d'heures hebdomadaires chez les hommes au quintile supérieur, nous nous intéressons exclusivement aux salariés de sexe masculin. Les résultats de l'Enquête sur les finances des consommateurs sont présentés pour les années 1977, 1979, 1981, 1986, 1988, 1991 et 1993. Par souci de précision, les chiffres présentés pour 1977, par exemple, résultent des salaires et traitements annuels touchés en 1977, des semaines travaillées la même année et des heures habituellement travaillées par semaine en avril 1978 (soit le moment où avaient lieu les entrevues dans le cadre de l'EFC). Les résultats sont comparés à ceux de l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail et de l'Enquête sur l'activité menée en 1986 et en 1988 (Tableau A3 ci-dessous).

Les deux parties du Tableau A3 montrent certains écarts au chapitre des heures hebdomadaires de travail au quintile inférieur d'une année donnée, mais elles font état de tendances identiques. Entre 1986 et 1993, les salariés de sexe masculin au quintile supérieur (de la distribution des gains hebdomadaires) de l'échantillon tronqué travaillaient entre 44,7 et 45,3 heures par semaine, contre 43,1 - 43,7 heures entre 1977 et 1981. Ces résultats concordent avec l'accroissement de la durée

de la semaine de travail (de 43,6 à 46,1 heures) observé entre 1981 et 1988 dans le cadre de l'Enquête sur les antécédents de travail et de l'Enquête sur l'activité. En outre, toutes les séries de données donnent à penser que le nombre d'heures travaillées au quintile inférieur a baissé au cours des années 80.

**Tableau A3 : Moyenne des heures hebdomadaires aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur de la distribution des gains hebdomadaires. Salariés de sexe masculin : Comparaison entre les données de l'EAT-EA et de l'EFC<sup>1</sup>.**

---

	1977	1979	1981	1986	1988	1991	1993
<b>I. EAT 1981 et EA</b>							
Quintile inférieur	-	-	32,3	30,5	30,2	-	-
Quintile intermédiaire -	-	41,2	41,5	41,7	-	-	-
Quintile supérieur	-	-	43,6	44,6	46,1	-	-
<b>II. Enquête sur les finances des consommateurs<sup>2</sup></b>							
Quintile inférieur	39,6	38,9	37,9	37,7	36,3	34,7	33,8
Quintile intermédiaire	41,8	41,6	41,4	42,0	41,9	42,5	
Quintile supérieur	43,1	43,7	43,3	44,7	44,9	44,9	45,3

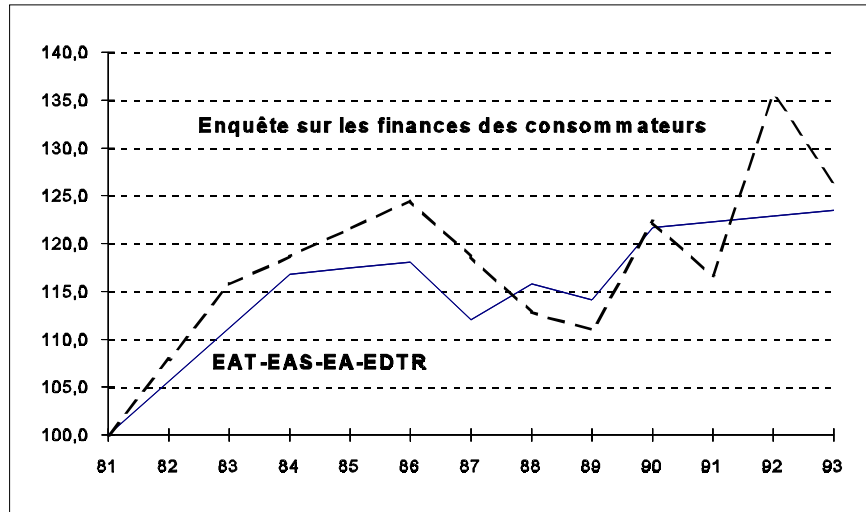
---

1. Pour toutes les séries de données, on a exclu le décile supérieur de la distribution des salaires horaires.

2. L'échantillon comprend des salariés de sexe masculin ayant déclaré des gains annuels positifs et des heures de travail hebdomadaires.

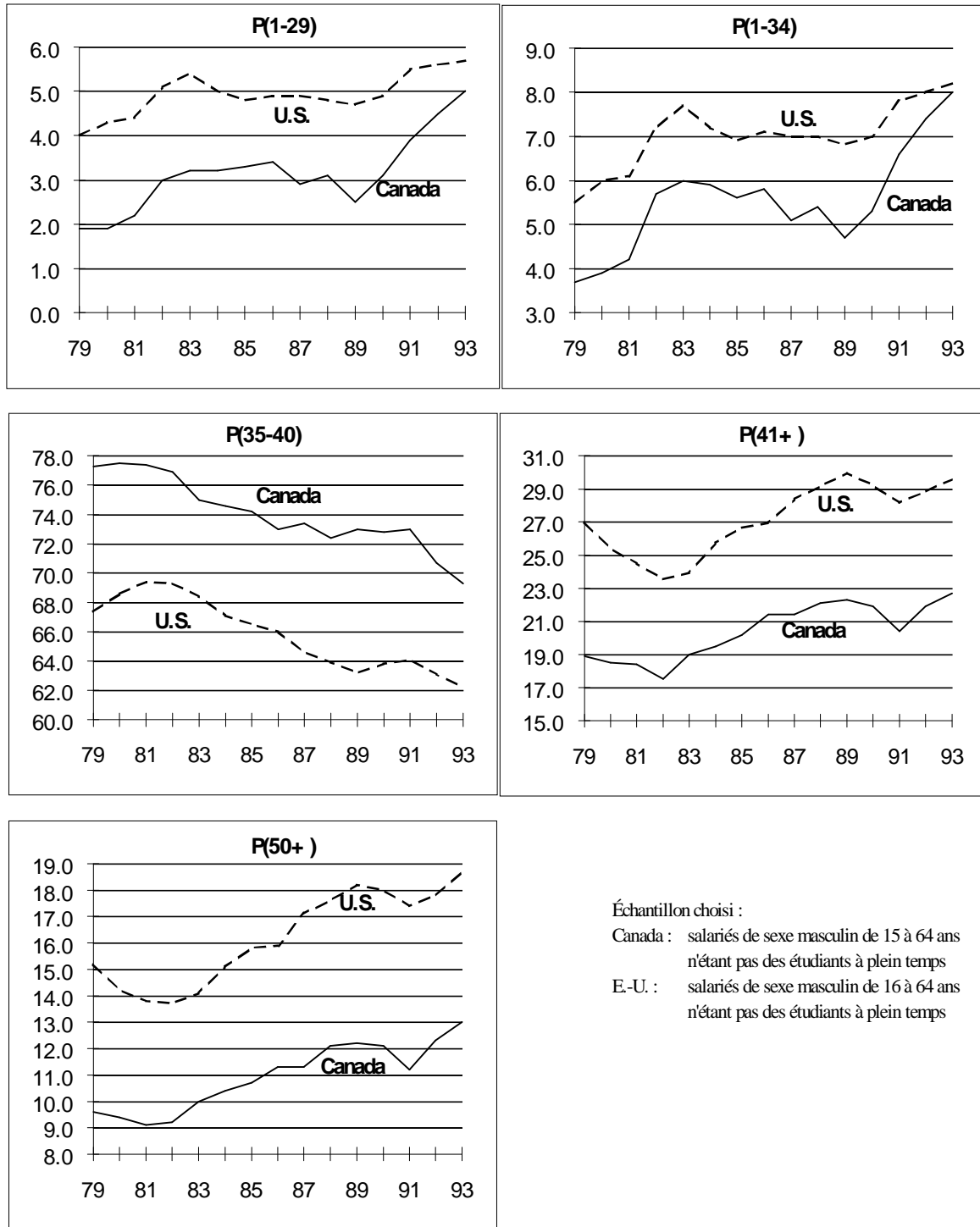
---

**Figure1 : Variance du log des gains hebdomadaires des salariés de sexe masculin âgés entre 17 et 64 ans, 1981-1993 (1981=100).**



Nota: L'échantillon utilisé dans le cadre de l'Enquête sur les finances des consommateurs comprend des salariés de sexe masculin âgés de 17 à 64 ans, gagnant au moins 2,5 % des gains annuels moyens des employés de sexe masculin, ayant déclaré un nombre positif de semaines de travail et ne tirant pas de revenu d'un travail indépendant. Les années pour lesquelles nous disposons des données de l'EFC sont 1981, 1983, 1986, et 1988 à 1993. L'échantillon utilisé dans le cadre des enquêtes spéciales (EAT-EAS-EA-EDTR) comprend des salariés de sexe masculin âgés de 17 à 64 ans travaillant à leur emploi principal en décembre. Les années pour lesquelles nous disposons de données sont 1981, 1984, 1986-1990, 1993. Nous procédons à des interpolations lorsque les données ne sont pas accessibles.

Figure 2: Pourcentage de salariés de sexe masculin travaillant entre x et y heures par semaine à l'emploi principal, P(x-y), Canada et États-Unis, 1979-1993

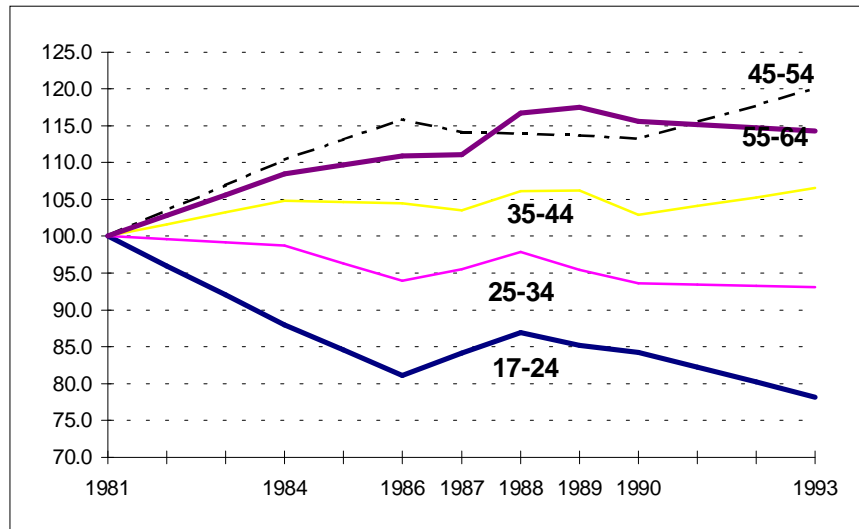


Échantillon choisi :  
 Canada : salariés de sexe masculin de 15 à 64 ans  
 n'étant pas des étudiants à plein temps  
 E.-U. : salariés de sexe masculin de 16 à 64 ans  
 n'étant pas des étudiants à plein temps

Source : Source : Canada : Enquête sur la population active; États-Unis : Current Population Survey

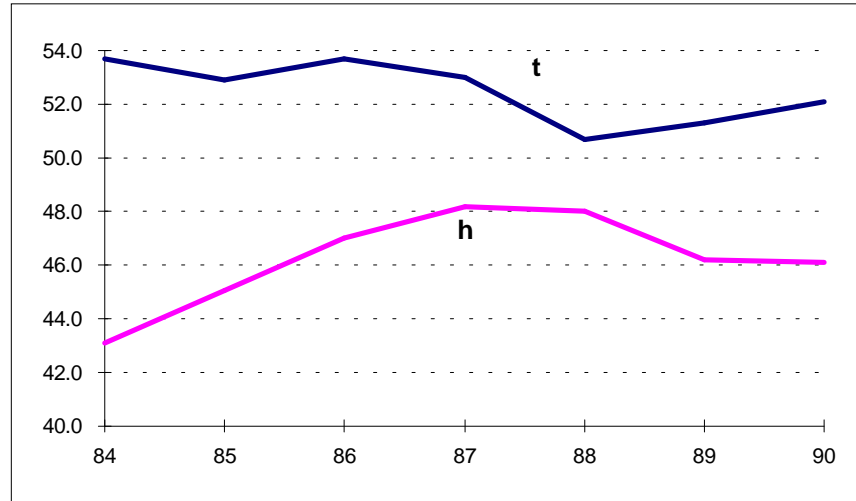


**Figure 3 : Salaires horaires réels indexés, employés à temps plein, selon le groupe d'âge, 1981-1993 (1981 : 100)**



\* Salariés de sexe masculin âgés de 17 à 64 ans travaillant à temps plein à leur emploi principal en décembre.  
Source : Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale,  
Enquêtes sur l'activité de 1986 à 1990, et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993

Figure 4 : Taux marginaux d'imposition en vigueur et moyenne des heures hebdomadaires au quintile supérieur, salariés de sexe masculin en Ontario, 1984-1990.



Note : t = taux marginal d'imposition (en pourcentage); h = moyennes des heures hebdomadaires de travail à l'emploi principal.

Source : Base de données-modèle de simulation de politiques sociales, Enquête de 1994 sur l'adhésion syndicale et Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990

## NOTES DE BAS DE PAGE

1 Les études suivantes ont examiné l'évolution de la distribution des heures annuelles. Picot, Myles et Wannell (1990) ont constaté que les variations des taux de rémunération horaire et des heures annuelles expliquent en grande partie la polarisation croissante des gains annuels. Macphail (1993) a trouvé que l'évolution de l'inégalité au chapitre des heures annuelles travaillées était le facteur déterminant des tendances affichées par l'inégalité des gains dans les années 80. Doiron et Barrett (1994) se sont surtout concentrés sur l'importance des heures annuelles travaillées et des taux de rémunération horaire pour expliquer les différences d'inégalité des gains entre les hommes et les femmes. Ils sont arrivés à la conclusion que l'inégalité plus accentuée chez les femmes tenait à une plus grande inégalité au chapitre de la distribution des heures de travail. Ils ont également trouvé que les variations de l'inégalité des gains entre 1981 et 1988 étaient surtout attribuables aux variations de la distribution des heures de travail. Beach et Slotsve (1994), Burbridge et coll. (1993) et MMP (1994) ont exposé les raisons de l'accroissement de l'inégalité des gains annuels observé au Canada au cours des dix dernières années. Toutefois, aucune de ces études n'a analysé en profondeur les variations de la distribution des salaires horaires, des heures hebdomadaires travaillées et des gains hebdomadaires au Canada au cours des années 80. Le présent document comble cette lacune.

2 La seule exception est l'Enquête de 1995 sur les horaires et les conditions de travail, qui fournit des données sur l'emploi principal occupé en novembre. Nous utilisons les fichiers **maîtres** transversaux de l'EAT-EAS-EA-EDTR-EMCT. Afin d'exclure certains fichiers affichant des taux de rémunération horaire extrêmement élevés, nous limitons de plus l'échantillon aux particuliers ne gagnant pas plus de 300 \$ l'heure (en dollars constants de 1989). Tous les calculs effectués dans le présent document sont fondés sur des pondérations des enquêtes.

3 Comme l'EAT, l'EAS, l'EA, l'EDTR et l'MCT ont des questionnaires différents, on peut se demander si les données qui proviennent de ces différentes enquêtes restent uniformes au fil du temps. Toutes ces enquêtes sont fondées sur la méthodologie et la base de sondage de l'Enquête sur la population active. Les questions utilisées dans l'EAT et l'EAS pour recueillir des données sur les heures hebdomadaires font référence au nombre d'**heures habituellement travaillées**, mais celles qui sont utilisées dans le cadre de l'EA et l'EDTR se rapportent au nombre d'**heures payées habituellement travaillées**. L'une des constatations notables issues de l'étude est que la dispersion des heures hebdomadaires travaillées s'est accrue au cours des années 80. On pourrait prétendre que ce résultat est simplement attribuable à la différence conceptuelle précitée, mais ce serait faux. Nous confirmons cette constatation à l'aide de l'Enquête sur la population active, qui présente les **heures hebdomadaires habituellement travaillées** pour la période de 1976 à 1994 sous forme de série chronologique uniforme.

On obtient le taux de rémunération horaire en divisant le traitement ou le salaire régulier déclaré par les travailleurs (sur base horaire, quotidienne, hebdomadaire, mensuelle ou annuelle) par le nombre d'heures travaillées durant l'intervalle de temps pertinent. Deux points méritent d'être relevés : premièrement, les catégories utilisées pour recueillir les montants déclarés diffèrent légèrement avec le temps. Toutes les enquêtes contiennent les mêmes quatre catégories, soit «de l'heure», «par

semaine», «par mois» et «par année», mais certaines comprennent des salaires «bihebdomadaires» (l'EAS et l'EA), et d'autres, le «total des gains touchés de cet employeur durant l'année de référence» (EAT). Étant donné que les quatre catégories définies plus haut représentent 90 % ou plus de toutes les observations faites dans le cadre de l'EAT, de l'EAS et de l'EA de 1986, cela ne devrait pas poser de problème. Deuxièmement, pour chacune de ces quatre catégories, les formules utilisées pour calculer les taux de rémunération horaire sont **identiques** pour l'EAT et l'EA. La seule différence, mentionnée plus haut, est que l'EAT mesure les heures habituellement travaillées, tandis que l'EA mesure les heures **payées** habituellement travaillées. Comme la plupart de nos constatations sont fondées sur ces deux enquêtes, il est raisonnable de penser qu'elles reflètent davantage les changements réels qui surviennent sur le marché du travail que des problèmes d'uniformité des données.

4 La plupart des comparaisons qui sont faites ici pour les années 1980 sont fondées sur 1981 et 1988 et ce, pour deux raisons. Premièrement, les conditions du marché du travail étaient sensiblement les mêmes durant ces deux années. Deuxièmement, les changements apportés au codage des niveaux de scolarité ne permettent pas d'établir des comparaisons après 1988. En effet, après 1988, on peut seulement établir une comparaison entre les catégories «de 0 à 10 années de scolarité» et «de 11 à 13 années de scolarité» (Gower, 1993).

5 Parmi ceux qui n'ont pas déclaré leurs gains, 31,2 % étaient âgés de 45 ans et plus, contre 25,1 % parmi ceux qui les ont déclarés. De même, 19,0 % du premier groupe sont des diplômés universitaires, contre 17,3 % pour le second groupe.

6 La principale différence survient en 1992 et tient au fait que, lorsque nous utilisons les données de l'EAT-EAS-EA-EDTR, nous devons procéder par interpolation pour la période entre 1990 et 1993, alors que nous disposons de données provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs pour 1992.

7 Nous supposons implicitement soit : 1) que la covariance entre les gains réels et le terme d'erreur n'est pas négative, soit 2) que, si elle est négative, elle ne compense pas entièrement la variance du terme d'erreur.

8 Nous nous sommes également attachés, de façon informelle, aux tendances enregistrées au titre de l'inégalité à l'intérieur des groupes. Pour 1981, 1984, 1986, 1987 et 1988, nous avons effectué une régression du logarithme naturel des salaires horaires sur le vecteur de variables explicatives suivant : 1) une variable fictive pour l'état civil, 2) quatre variables fictives pour l'âge, 3) quatre variables fictives pour la scolarité, 4) seize composantes d'interaction entre l'âge et la scolarité, 5) sept variables fictives pour la branche d'activité, 6) une variable fictive pour le statut syndical, 7) une variable fictive pour l'emploi à plein temps et à temps partiel et 8) quatre variables fictives pour la région. S'inspirant de Juhn, Murphy et Pierce (1993), nous avons ensuite calculé l'écart-type des résidus de même que les différences entre les percentiles et la distribution résiduelle. Les résultats de cet exercice sont présentés à l'Annexe 1 (Tableau A1) et montrent que l'inégalité à l'intérieur des groupes a baissé entre 1981 et 1984 pour ensuite rester relativement stable. Ces résultats confirment l'idée selon laquelle la réduction de l'inégalité à l'intérieur des groupes survenue entre 1981 et 1988 peut tenir

en partie à une augmentation de la fraction de personnes qui ont déclaré leurs gains sur une base annuelle entre ces deux années.

9 Soit  $p_i$ ,  $h_i$  et  $w_i$  le log des gains hebdomadaires, le log des heures de travail hebdomadaires et le log des salaires horaires. Alors :

$$w_i = p_i - h_i \quad (1)$$

$$\text{Var}(w) = \text{Var}(p) + \text{Var}(h) - 2\text{Cov}(p,h) \quad (2)$$

où  $\text{Var}(\ )$  et  $\text{Cov}(\ )$  désignent la variance et la covariance des variables pertinentes, respectivement. Supposons que le log des gains hebdomadaires observés  $p'_i$  est mesuré avec erreur et diffère de sa vraie valeur  $p_i$  par un terme aléatoire  $e_i \sim N(0, s_e^2)$ , où  $e_i$  est indépendant de  $p_i$  et  $h_i$ . En d'autres termes,  $p'_i = p_i + e_i$ . Alors, les équations (1) et (2) deviennent :

$$w'_i = p_i - h_i + e_i \quad (3)$$

$$\text{Var}(w') = \text{Var}(p) + \text{Var}(h) - 2\text{Cov}(p,h) + s_e^2 = \text{Var}(w) + s_e^2 \quad (4)$$

L'équation (4) implique que la variance du log des salaires horaires et la variance du log des gains hebdomadaires augmentent de la même quantité, soit  $s_e^2$ . Puisque la variance du log des heures de travail hebdomadaires  $\text{Var}(h)$  n'est pas affectée par l'erreur de mesures associée aux gains hebdomadaires, elle reste inchangée. Il s'ensuit que la covariance entre le log des heures de travail hebdomadaires et le log des **salaires horaires**,  $\text{Cov}(w,h)$  restera aussi inchangée, c'est-à-dire  $\text{Cov}(h,w) = \text{Cov}(h,w')$ . Ainsi, la contribution des salaires horaires à la variation de la variance du log des gains hebdomadaires augmentera tandis que la contribution de  $\text{Var}(h)$  et de  $\text{Cov}(h,w)$  diminuera. Le coefficient de corrélation Pearson entre le log des heures de travail hebdomadaires et le log des salaires horaires passera de :

$$r(h,w) = \text{Cov}(h,w) / \sigma [\text{Var}(h)*\text{Var}(w)] \quad (5)$$

à :

$$r(h,w') = \text{Cov}(h,w') / \sigma [\text{Var}(h)*\text{Var}(w')] \quad (6)$$

et diminuera, puisque  $\text{Cov}(h,w) = \text{Cov}(h,w')$  et  $\text{Var}(w') > \text{Var}(w)$ . Ainsi, une hausse de l'erreur de mesure diminuera la valeur absolue du coefficient de corrélation. Cela implique qu'une **baisse** de l'erreur de mesure fera augmenter la valeur absolue du coefficient estimé. Par conséquent, la hausse du coefficient de corrélation entre le log des heures de travail hebdomadaires et le log des salaires horaires pourrait tenir en partie à une augmentation de l'exactitude des gains déclarés, laquelle pourrait résulter de la hausse de la fraction de travailleurs déclarant leurs gains sur base horaire entre 1981 et 1988. Entre 1981 et 1988, le coefficient de corrélation de Pearson entre le log des heures de travail hebdomadaires et le log des salaires horaires est passé de 0,10 à 0,20.

10 Il importe de souligner que la corrélation croissante qui existe entre les heures de travail et les taux de rémunération horaire ne signifie pas nécessairement que les haut salariés ont reçu des gains hebdomadaires plus élevés **parce qu'**ils ont augmenté leurs heures hebdomadaires de travail. Cela serait sans doute une interprétation valide dans le cas des travailleurs rémunérés à l'heure, mais elle ne tiendrait peut-être pas dans le cas des salariés. Une seconde interprétation est que les entreprises ont peut-être modifié l'offre combinant le salaire annuel et les heures hebdomadaires de travail qu'elles font à certains de leurs haut salariés; en d'autres termes, elles ont peut-être offert des salaires annuels plus élevés **en fonction** d'un nombre plus élevé d'heures de travail hebdomadaires ou annuelles. Cela aurait pour effet : 1) d'accroître l'inégalité au chapitre des gains hebdomadaires et annuels, 2) d'accroître la dispersion des heures hebdomadaires, 3) d'accroître la corrélation entre les

heures hebdomadaires ou annuelles et les taux de rémunération horaire, et 4) maintenir constante la dispersion des taux de rémunération horaire (si on suppose que la hausse des gains annuels est en gros équivalente à la hausse des heures annuelles). Cette dernière interprétation concorde avec les quatre faits déjà mentionnés que les données ont révélés. La chose la plus importante — comme nous le prétendons plus loin —, c'est que les deux situations auraient pu être **provoquées** par des facteurs tels que l'intensification de la concurrence à l'intérieur des branches d'activité et attribuable aux entreprises étrangères, le progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée et l'accroissement des coûts fixes de main-d'oeuvre.

11 Entre 1981 et 1988, le coefficient Gini des heures hebdomadaires habituellement consacrées à l'emploi principal s'est accru de 18 % chez les travailleurs canadiens de sexe masculin.

12 Plus précisément, l'échantillon utilisé par Freeman et Needels (1991) comprend les **chefs de ménage et leur conjoint**.

13 De toute évidence, cela n'aura d'incidence sur la façon dont les coefficients évolueront avec le temps que si la distribution des emplois selon la branche d'activité ou le statut syndical change. Cela s'est produit entre 1981 et 1988. En premier lieu, l'importance relative du secteur tertiaire a augmenté. En second lieu, le taux de syndicalisation est resté plutôt constant dans l'ensemble, mais il a baissé de façon marquée chez les jeunes travailleurs.

14 L'EAT définit la variable de l'âge en termes discrets, de sorte qu'on ne peut l'utiliser comme variable continue dans les régressions. Les groupes d'âges sont les suivants : 17-24 ans, 25-34 ans, 35-44 ans, 45-54 ans et 55-64 ans. Les niveaux de scolarité sont les suivants : 1) aucune étude ou études élémentaires, 2) de 9 à 13 années de scolarité; 3) quelques études postsecondaires; 4) diplôme d'études postsecondaires; et 5) diplôme universitaire. Les principales branches d'activité sont : 1) agriculture, pêche et piégeage; 2) foresterie et exploitation minière; 3) construction; 4) fabrication; 5) services de distribution; 6) services commerciaux; 7) services aux consommateurs; et 8) services publics. Les catégories «célibataire», «âgé entre 17 et 24 ans», «9 à 13 années de scolarité», «services aux consommateurs», «non syndiqués», «à temps partiel», et «Ontario» constituent les groupes de référence. Les variables explicatives comportent également un terme constant. La variable dépendante est le logarithme naturel des salaires horaires. Lorsque l'on effectue ces régressions, certaines composantes d'interaction ne sont pas statistiquement significatives au seuil de 5 %. Ainsi, les équations salariales sont estimées de nouveau à l'aide des seuls termes d'interaction qui le sont. Les chiffres présentés au Tableau 3 sont fondés sur ce dernier groupe de régressions.

15 L'écart salarial (exprimé en pourcentage) entre les travailleurs ayant un niveau de scolarité donné et ceux qui ont de 9 à 13 années de scolarité est égal à l'antilogarithme des coefficients présentés au Tableau 3 moins 1 et exprimés en pourcentage. Par exemple, les diplômés universitaires de sexe masculin âgés entre 35 et 44 ans touchaient un salaire plus élevé de 31 % que celui qui était versé aux hommes ayant de 9 à 13 années de scolarité en 1981, où  $31\% = \exp(0,27) - 1$ . Lorsqu'on l'applique à 1988, on obtient un écart salarial de 45 %, c'est-à-dire  $\exp(0,37) - 1$ . Ainsi, l'écart salarial entre les diplômés universitaires de sexe masculin du groupe des 35-44 ans et leurs homologues ayant de 9 à 13 années de scolarité s'est accru de 14 points de pourcentage entre 1981 et 1988.

16 Dans notre échantillon, la proportion d'hommes occupant des postes syndiqués est passé de 41,9 % en 1981 à 39,4 % en 1988. En revanche, le taux de syndicalisation aux États-Unis a baissé en gros de 30 % en 1970 à 16 % en 1990 (Riddell, 1993).

17 Étant donné que le **carré** du coefficient de variation et que l'indice Theil-Entropy sont décomposables — alors que le coefficient de concentration ne l'est pas —, on effectue la décomposition à l'aide de ces deux mesures d'inégalité. Les formules utilisées pour la décomposition sont : le carré du coefficient de variation ( $CV^2$ ) =  $\sum p_i cv_i^2 r_i^2 + \sum p_i (1 - r_i^2)$  ; l'indice Theil-Entropy (TE) =  $\sum p_i r_i \ln(r_i) + \sum p_i r_i TE_i$ , où  $r_i = m_i / m$ ,  $m_i$  représente la moyenne des gains du groupe  $i$ ,  $m$  représente la moyenne des gains globaux,  $p_i$  est la proportion de particuliers dans le groupe  $i$  et  $i$ , et  $cv_i^2$  et  $TE_i$  sont des mesures d'inégalité pour le groupe  $i$ . Les résultats du Tableau 5 ont été obtenus en changeant  $r_i$  d'abord, puis en changeant les mesures d'inégalité selon le groupe et en changeant finalement  $p_i$ .

18 Le taux de chômage relatif selon le niveau de scolarité donne aussi une idée de la demande croissante en travailleurs hautement spécialisés. Entre 1981 et 1989, le ratio du taux de chômage chez les particuliers ayant entre 0 et 8 années de scolarité à celui des diplômés universitaires est passé de 3,0 à 3,9 dans le groupe des 15-24 ans, et de 3,3 à 3,7 dans celui des 25-34 ans.

19 Comme l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail ne fournit pas de renseignements sur la taille de l'entreprise, nous avons procédé comme suit : en premier lieu, nous avons calculé la distribution de l'emploi selon la taille de l'entreprise pour 1981 et 1988 à l'aide du PALE. Nous avons ainsi défini quatre catégories de taille (moins de 20 employés, entre 20 et 99 employés, entre 100 et 499 employés, et 500 employés et plus). Nous avons calculé la **variation** de la proportion de travailleurs employés dans ces catégories entre 1981 et 1988. En second lieu, nous avons additionné ce changement au pourcentage de travailleurs employés dans ces catégories qu'on a obtenu de l'EA de 1988.

20 Deux forces opposées jouent un rôle ici. L'accroissement de la proportion des petites entreprises — qui emploient une part disproportionnée de jeunes travailleurs — tend à faire baisser le salaire moyen des jeunes travailleurs. Toutefois, la réduction de la proportion des grandes entreprises — où les travailleurs plus âgés sont surreprésentés — a tendance à abaisser le salaire moyen de ces travailleurs. L'effet net de ces deux facteurs n'est donc pas connu a priori.

21 Le degré de rationnement a été calculé de la façon suivante : dans l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, lorsqu'une personne travaillait moins de six heures par jours ou moins de cinq jours par semaine ou moins de quatre semaines par mois, on lui posait la question ci-après : «... combien d'heures supplémentaires par mois auriez-vous préféré travailler pour cet employeur?». Si le nombre d'heures supplémentaires est positif, on lui posait ensuite la question suivante : «Quelles sont les raisons pour lesquelles vous n'avez pas fait ces heures supplémentaires?». Une des raisons possibles était que les «heures supplémentaires n'ont pas été offertes par l'employeur». On obtient une moyenne des heures supplémentaires que les hommes du quintile inférieur auraient voulu faire par mois, de la façon suivante : 1) en additionnant le nombre total d'heures supplémentaires par mois qui

n'ont pas été travaillées parce qu'elles n'ont pas été offertes par l'employeur et 2) en divisant le nombre obtenu par le nombre d'hommes au quintile inférieur. On a utilisé la même méthode de calcul dans le cadre de l'Enquête de 1988 sur l'activité.

22 Nous obtenons une distribution hypothétique des salaires annuels en multipliant les gains hebdomadaires par 52 semaines.

23 Par souci de simplicité, nous avons pris par hypothèse un taux d'actualisation de 0 %.

24 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 des répétitions, nous ne présentons que les résultats du calcul pour le salaire nominal. On peut se procurer les autres résultats en communiquant avec les auteurs.

25 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 chiffres passent respectivement à 66 % et à 78 % dans le cas des hommes qui étaient âgés de 25 à 54 ans en 1975. Pour éviter des hausses trompeuses 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).

26 La taille des échantillons est 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 de l'échantillon correspondant est de 25 289 (29 325) observations.

27 Ces quatre conclusions restent valides lorsque nous réduisons les intervalles de temps et considérons les périodes 1975-1980 et 1984-1989. Parmi les travailleurs de sexe masculin âgés de 25 à 54 ans, la moyenne des coefficients à court terme s'est accrue de 10,6 %, et celle des coefficients à long terme, de 11,9 %, entre les deux périodes sous revue. Pour trouver quels sont les segments de la distribution des gains qui ont été les plus touchés, nous avons calculé la moyenne des gains aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur. Les résultats sont clairs. Que les calculs aient été fondés sur les gains annuels ou sur les gains cumulés, l'écart séparant les quintiles supérieur et inférieur s'est creusé principalement parce que les bas salariés ont perdu du terrain par rapport aux salariés du quintile intermédiaire. À titre d'exemple, parmi les hommes âgés de 25 à 54 ans au début de la période et ayant gagné un salaire positif au cours de toutes les années, le ratio (selon une moyenne sur les années de la période sous revue) des gains annuels au quintile supérieur à ceux au quintile inférieur a augmenté de 25 % entre 1975-1980 et 1984-1989, celui des gains annuels au quintile supérieur à ceux au quintile intermédiaire, de 4 %, et le ratio des gains au quintile intermédiaire à ceux au quintile inférieur, de 20 %. En ce qui concerne les gains cumulés, les ratios correspondants se sont accrus respectivement de 20 %, de 4 % et de 15 %.



28 L'un des inconvénients que comporte la sélection d'un échantillon composé de travailleurs de sexe masculin ayant reçu un salaire positif au cours de toutes les années est que l'on exclut les personnes qui sont les moins chanceuses sur le marché du travail, c'est-à-dire celles qui restent sans emploi pendant un an ou plus. Pour en tenir compte, nous calculons aussi les ratios des gains moyens dans le quintile supérieur aux gains moyens dans le quintile inférieur pour un échantillon d'hommes qui étaient âgés de 25 à 50 ans et qui gagnaient un salaire positif au début de la période sous revue. Comme la plupart des hommes dans ce groupe d'âge font partie de la population active — le taux d'activité des hommes âgés de 25 à 54 ans oscillait entre 92 et 95 % de 1975 à 1993 —, nous réduisons le nombre de cas où une valeur nulle au titre du salaire résulte d'une non-participation. Étant donné que la plupart d'entre eux ont déjà fait la transition des études au travail et que très peu sont susceptibles de prendre une retraite anticipée, nous réduisons les possibilités qu'un changement du taux d'activité fausse les tendances en matière d'inégalité. Pour cet échantillon, le ratio supérieur/moyen des gains annuels (selon une moyenne sur plusieurs années) s'est accru de 13 % entre 1975-1980 et 1984-1989, alors que le ratio correspondant pour les gains cumulés (sur plus de six ans) a augmenté de 21 % entre ces deux périodes. Ainsi, qu'on s'attache aux hommes ayant reçu un salaire positif au cours de toutes les années ou aux hommes ayant reçu un salaire positif au début de la période, l'inégalité des gains sur longue période a augmenté au moins au même rythme que l'inégalité des gains annuels au cours des années 80.

29 Idéalement, on aimerait construire, pour chaque branche d'activité, des mesures de l'intensité de la concurrence et du revenu supplémentaire du travail, et les utiliser comme variables explicatives des tendances enregistrées au chapitre de la dispersion des heures hebdomadaires. On pourrait construire des mesures de la concurrence à partir de la version longitudinale du Recensement des manufactures (par exemple, en s'attachant aux tendances en matière de déplacement des parts de marché des entreprises en expansion aux entreprises en déclin), mais il est impossible de produire des estimations fiables du revenu supplémentaire du travail pour les branches d'activité à deux chiffres.