

Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?

par René Morissette

No. 80

11F0019MPF No. 80

ISSN: 1200-5231

ISBN: 0-662-99184-2

24F Immeuble R.H. Coats, Ottawa, K1A 0T6
Analyse des entreprises et du marché du travail
(613) 951-3608

Télécopieur: 1 (613) 951-5403

Vous pouvez vous procurer une copie du document par internet: www.statcan.ca

Juillet 1995

* L'auteur tient à remercier Stephen Johnson, Bower Litle, Jean-Pierre Maynard, David MacPherson, Brian Murphy et Steve Roller, qui ont fourni certaines des données utilisées dans la présente étude, ainsi que Philip Giles, John Myles, Garnett Picot et Georgia Roberts dont les commentaires ont été très utiles.

L'auteur assume seul la responsabilité des opinions dans le présent document qui ne représente pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

Also available in English

SOMMAIRE

L'inégalité de la rémunération hebdomadaire a connu une croissance durant les années 80 au Canada, et cette croissance dépend de trois faits concourants. En premier lieu, le salaire horaire réel des jeunes travailleurs a chuté de plus de 10 %. Deuxièmement, le pourcentage d'employés qui travaillent de 35 à 40 heures par semaine à leur emploi principal a chuté, tandis que la proportion d'employés qui travaillent 50 heures ou plus par semaine a augmenté. Troisièmement, on enregistre une tendance à la hausse chez les travailleurs qui touchent un salaire élevé à faire de longues semaines de travail. Nous croyons que toute hypothèse avancée pour expliquer l'accroissement enregistré au titre de l'inégalité des gains hebdomadaires doit concilier ces trois faits. Une part de 30 % environ de la croissance de l'inégalité est attribuable aux changements sectoriels survenus dans la distribution de l'emploi selon l'industrie et le statut syndical. La réduction qui frappe le salaire minimum réel et la taille moyenne de l'entreprise n'est pas vraiment responsable de l'accroissement enregistré au titre des différences entre l'âge et le revenu. Le progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée pourrait avoir augmenté la dispersion des salaires horaires et des heures de travail hebdomadaires; de fait, cette hypothèse est compatible, a priori, avec les mouvements observés. D'autres facteurs, cependant, peuvent avoir joué un rôle également -- sinon plus --- important. L'intensification de la concurrence, le transfert possible aux entreprises du pouvoir de négociation (entre les entreprises et la main-d'oeuvre), l'accroissement de la mobilité des entreprises, la plus grande accessibilité du Canada au commerce international, l'augmentation des frais fixes de main-d'oeuvre et, possiblement, des frais de formation sont autant de facteurs qui peuvent soutenir la croissance de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire au Canada.

Mots clés : heures travaillées; inégalité; semaine de travail; salaires.

I. Introduction

La plupart des théories qui ont été avancées jusqu'à maintenant pour expliquer l'accroissement de l'inégalité des gains annuels enregistrée aux États-Unis tournent autour de la dispersion grandissante des salaires hebdomadaires (par exemple, Katz et Murphy, 1992), des salaires horaires (par exemple, Bound et Johnson, 1992; Murphy et Welch, 1992) 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 répartition des heures de travail. Dans une étude menée récemment par Morissette, Myles et Picot (1994) (désignés ci-après par «MMP»), on peut voir que l'accroissement de l'inégalité de la rémunération au Canada s'est produit parallèlement à des variations de la distribution des heures **annuelles** travaillées. Les auteurs insistent aussi sur deux faits interreliés. D'abord, les variations de la répartition des heures annuelles ont coïncidé avec les variations de la répartition des heures **hebdomadaires** travaillées. Au cours de la dernière décennie, la proportion des personnes qui travaillaient de 35 à 40 heures par semaine à leur emploi principal a chuté, tandis que la proportion d'employés qui travaillaient 50 heures ou plus par semaine a augmenté. Deuxièmement, la corrélation qui existe entre les taux de salaire horaire et les heures annuelles travaillées s'est renforcée pendant les années 80 : on a remarqué une tendance croissante chez les travailleurs qui touchaient un salaire élevé à faire des semaines de travail plus longues et chez les travailleurs à salaire plus faible à travailler un nombre d'heures inférieur à la moyenne. Cette tendance contribuait à augmenter l'inégalité des salaires annuels. L'objectif du présent document consiste à examiner ces deux faits de façon approfondie.

Les études antérieures ont porté sur les changements survenus dans la distribution des heures **annuelles**. Picot, Myles et Wannell (1990) ont observé que la variation des taux de salaire horaire et des heures annuelles avait joué un rôle important dans la polarisation croissante des gains annuels. Macphail (1993) a constaté que les changements observés sur le plan de l'inégalité des heures annuelles travaillées constituaient un facteur prédominant permettant de déceler des tendances sur ce chapitre durant les années 80. Dans leurs efforts visant à expliquer l'inégalité des salaires entre les hommes et les femmes, Doiron et Barrett (1994) se sont attachés à l'importance des heures annuelles travaillées et des taux de salaire horaire. Les auteurs ont conclu que, chez les femmes, l'inégalité la plus importante relevée au niveau des salaires annuels était attribuable à une inégalité plus grande de la distribution des heures de travail. Ils ont aussi constaté que les changements survenus dans l'inégalité des salaires annuels entre 1981 et 1988 découlaient principalement de variations touchant la distribution des heures. Beach et Slotsve (1994), Burbidge et coll. (1993), MMP (1994) et Wolfson (1992) ont documenté l'accroissement de l'inégalité des salaires annuels qu'on a pu observer au Canada durant la dernière décennie. Cependant, aucune de ces études n'a analysé de façon approfondie les changements survenus dans la distribution des salaires horaires, des heures **hebdomadaires** et des gains hebdomadaires au Canada durant les années 80. Le présent document cherche ici à combler cette lacune.

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, nous

montrons que : 1) l'inégalité des salaires horaires a connu une croissance au Canada dans les années 80; 2) les changements survenus dans la dispersion des heures hebdomadaires travaillées et l'augmentation de la corrélation entre les heures hebdomadaires travaillées et les taux de salaire horaire expliquent, dans une grande mesure, la hausse de l'inégalité des gains hebdomadaires; 3) l'accroissement relativement faible de la dispersion des salaires horaires au niveau agrégé masque une hausse substantielle des différences de salaires entre les groupes d'âges, une augmentation moyenne des différences de salaires entre les niveaux de scolarité et une compression des salaires horaires dans les emplois syndiqués; 4) la tendance des employés à salaire élevé à faire de longues semaines de travail a augmenté dans tous les principaux groupes d'industries ainsi que dans les emplois syndiqués et non syndiqués.

À l'aide de données tirées de l'Enquête sur la population active et des enquêtes précitées, nous documentons la croissance observée au niveau de la dispersion des heures hebdomadaires de travail. Nous montrons ainsi que la croissance s'est manifestée principalement à l'intérieur de groupes de travailleurs définis à la fois par l'âge et par la scolarité. La semaine de travail moyenne des employés instruits n'a pas augmenté par rapport à celle des travailleurs peu instruits. Pareillement, au cours de la dernière décennie, la semaine de travail moyenne des jeunes travailleurs n'a pas connu de réduction par rapport à celle de leurs homologues plus âgés.

Parmi les théories avancées pour expliquer la dispersion croissante des heures hebdomadaires travaillées, il y en a une suivant laquelle l'augmentation des frais fixes de main-d'oeuvre que doivent assumer les employeurs peut avoir poussé les entreprises à recourir davantage à l'emploi à temps partiel pour les travailleurs peu spécialisés et, parallèlement, à exiger des semaines de travail plus longues d'un groupe de travailleurs «de base», hautement qualifiés. Si cette thèse était fondée, la dispersion des heures devrait normalement augmenter **à l'intérieur** des établissements. Lorsqu'on réunit les données de l'Enquête sur la population active et celles de l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail, on parvient à corroborer cette hypothèse dans une certaine mesure. En particulier, nous remarquons que l'accroissement de la variance des heures hebdomadaires entre les travailleurs découle d'une dispersion croissante des heures tant à l'intérieur des établissements qu'entre ces derniers.

Des études menées récemment aux États-Unis sur l'inégalité de la rémunération (par exemple, Bound et Johnson, 1992; Katz et Murphy, 1992) ont allégué 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 remarque tant au Canada qu'aux États-Unis, porte à croire que d'autres facteurs, comme l'intensification de la concurrence, le transfert possible aux entreprises du pouvoir de négociation (entre les entreprises et la main-d'oeuvre), la plus grande ouverture du Canada au commerce international, l'accroissement des frais fixes de main-d'oeuvre qui résulte de charges sociales plus élevées et l'accroissement possible des frais de formation peuvent tous avoir joué un rôle également -- sinon plus -- important au Canada.

Le document est organisé de la façon suivante : nous définissons d'abord les sources de données et les concepts que nous avons utilisés ici (section II). 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, l'augmentation de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire au Canada (section III). Les variations enregistrées au titre de la distribution des salaires horaires, l'accroissement de la dispersion des heures hebdomadaires de travail et l'augmentation de la corrélation entre les salaires horaires et les heures hebdomadaires sont documentés dans les sections IV, V et VI, respectivement. La section VII s'attache aux facteurs possiblement responsables de l'augmentation de l'inégalité des gains hebdomadaire au Canada, et la section VIII présente le mot de la fin.

II. Données et concepts

Nous cherchons ici à examiner les heures hebdomadaires de travail et les taux de salaire horaire en tant que facteurs expliquant l'augmentation, durant la dernière décennie, de l'inégalité de la rémunération **hebdomadaire** au Canada. L'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail (EAT), l'Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984 (EAS) et l'Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990 (EA) comprennent des données tant sur les heures hebdomadaires de travail que sur les taux de salaire horaire; on peut donc les utiliser aux fins de la présente étude. L'Enquête sur la population active (EPA) ne portait pas sur les taux de salaire 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 1994 ainsi que pour déterminer lesquelles de ces tendances correspondent à celles enregistrées pendant la période de 1981 à 1990 dans le cadre de l'EAT-EAS-EA.

Théoriquement, nous aimerions 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 de 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 est formé de 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 décembre¹. Par opposition, 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 travaillaient 98 heures ou moins à l'emploi principal qu'ils occupaient en septembre. Les gains hebdomadaires, les heures

¹ Nous avons utilisé les fichiers-**maîtres** transversaux de l'EAT-EAS-EA. Pour exclure certains dossiers ayant des taux de salaire horaire extrêmement élevés, nous limitons encore l'échantillon aux personnes touchant un maximum de 300 \$ de l'heure (en dollars constants de 1989). Tous les calculs contenus dans le document sont fondés sur la pondération des enquêtes.

hebdomadaires travaillées et les taux de rémunération horaire sont ceux associés à l'emploi principal. L'emploi principal est celui auquel on consacre habituellement le plus d'heures par semaine. Dans l'EPA, en règle générale, les emplois à temps partiel sont ceux auxquels on consacre 29 heures ou moins par semaine, tandis que les emplois à plein temps sont ceux auxquels on consacre au moins 30 heures par semaine².

III. Inégalité de la rémunération hebdomadaire : de 1981 à 1990

L'écart entre les salariés peu rémunérés et ceux qui touchent un salaire élevé s'est accru pendant les années 80 (figure 1), tandis que la moyenne des gains hebdomadaires réels enregistrée chez les hommes au quintile inférieur a chuté de 4 % entre 1981 et 1988 -- deux années où le taux de chômage se situait en moyenne à 7,5 % et à 7,8 %, respectivement. La moyenne a connu une hausse de 5 % chez les hommes au quintile intermédiaire et de 9 % chez ceux au quintile supérieur³. Chez les femmes, l'écart s'est moins intensifié : la moyenne des gains hebdomadaires réels, aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur, a varié de -1 %, de 3 % et de 7 %, respectivement, durant cette période.

² Comme l'EAT, l'EAS et l'EA ont des questionnaires différents, on peut se demander si les données qui résultent de ces différentes enquêtes demeurent uniformes avec le temps. Toutes ces enquêtes sont fondées sur la méthodologie et la base de sondage de l'Enquête sur la population active. Tandis que 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**, celles utilisées dans l'EA font référence 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 durant les 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, laquelle présente les **heures hebdomadaires habituellement travaillées** pour la période de 1976 à 1994 sous forme de série chronologique uniforme.

On obtient les taux de rémunération horaire en divisant le traitement ou le salaire régulier déclaré par les travailleurs (sur une base horaire, quotidienne, hebdomadaire, mensuelle ou annuelle) par le nombre d'heures travaillées durant l'intervalle de temps pertinent. Deux points sont dignes de mention : premièrement, les catégories utilisées pour recueillir les montants déclarés diffèrent légèrement avec le temps. Tandis que toutes les enquêtes contiennent les quatre mêmes catégories, soit «de l'heure», «par semaine», «par mois» et «par année», certaines comprennent des salaires «bihebdomadaires» (l'EAS et l'EA), et d'autres encore comprennent le «total des gains touchés de cet employeur durant l'année de référence» (EAT). Puisque 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. En deuxième lieu, pour chacune de ces quatre catégories, les formules utilisées pour calculer les taux de salaire 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.

³ 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. En deuxième lieu, 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).

L'écart grandissant (tel que mesuré par la moyenne des salaires hebdomadaires réels) entre le quintile supérieur et le quintile inférieur est associé à une croissance divergente qui touche aussi bien les heures hebdomadaires travaillées que les taux de salaire horaire. Entre 1981 et 1988, les heures hebdomadaires travaillées par les hommes au quintile supérieur a connu une croissance de 5,6 %, tandis que, chez les hommes au quintile inférieur, on a enregistré une réduction de 5,8 % (tableau 1). De plus, tandis que le salaire horaire réel des hommes au quintile inférieur est demeuré pratiquement stable, celui touché par les hommes au quintile supérieur a augmenté de 3,9 %. On a obtenu des résultats similaires pour les femmes; le salaire horaire réel et les heures hebdomadaires travaillées ont connu une croissance plus rapide chez les femmes au quintile supérieur que chez celles au quintile inférieur. Tant pour les hommes que pour les femmes, les heures hebdomadaires travaillées ont augmenté davantage -- à la fois en chiffres absolus et en chiffres relatifs -- chez les travailleurs touchant un salaire hebdomadaire élevé que chez les travailleurs peu rémunérés.

On remarque, dans la première partie du tableau 2, des tendances au niveau de la variance du logarithme des gains hebdomadaires, du logarithme des heures hebdomadaires, du logarithme des salaires horaires ainsi qu'à l'égard du terme de covariance⁴. Entre 1981 et 1988, la variance du logarithme des gains hebdomadaires a augmenté de 16 % pour les hommes et de 9 % pour les femmes⁵. Par opposition, la variance du logarithme des salaires horaires, quoique sensible aux conditions cycliques, affiche peu de changements entre ces deux années. En 1988, elle n'était que de 2 % supérieure à celle de 1981 chez les hommes et inférieure de 3 % chez les femmes. Fait plus important encore, on constaté, pour les deux sexes, que la covariance entre le logarithme des heures hebdomadaires travaillées et le logarithme des salaires horaires 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.

⁴ On peut utiliser la variance des logarithmes pour évaluer la mesure dans laquelle les heures hebdomadaires et les taux de salaire horaire sont responsables des variations dans l'inégalité des gains hebdomadaires. Si e , h et w sont, respectivement, le logarithme des gains hebdomadaires, le logarithme des heures hebdomadaires et le logarithme des salaires horaires, alors $\text{Var}(e) = \text{Var}(h) + \text{Var}(w) + 2\text{Cov}(h,w)$.

⁵ D'aucuns savent (par exemple, Cowell, 1977, 31) que la variance des logarithmes augmente chaque fois qu'une personne à l'aise financièrement et dont le revenu est supérieur de 2,72 fois au revenu moyen de la population transfère de l'argent à une personne plus démunie. Ainsi, la variance peut augmenter même si la courbe de concentration des gains hebdomadaires de 1988 ne descend pas sous celle de 1981. Le seul moyen de garantir que la courbe de concentration des gains hebdomadaires de 1988 descend sous celle de 1981 consiste à comparer les ordonnées des courbes de concentration tracées pour les deux années (ou encore, à tracer les deux courbes de concentration). Tant pour les hommes que pour les femmes, les ordonnées de la courbe de concentration obtenues pour les gains hebdomadaires de 1988 sont, pour chaque centile, inférieures à celles obtenues pour 1981. On peut établir la même comparaison entre les heures hebdomadaires travaillées et les taux de salaire horaire. Chez les hommes, les ordonnées de la courbe de concentration tracée pour les heures hebdomadaires travaillées en 1988 sont, pour tous les centiles, sauf le deuxième, inférieures à celles de 1981. Les ordonnées de la courbe de concentration établies pour les taux de salaire horaire de 1988 sont, pour tous les centiles, sauf du premier au sixième et du 81^e au 99^e, inférieures à celles de 1981. Chez les femmes, les ordonnées pour les heures hebdomadaires travaillées en 1988 sont, pour tous les centiles, sauf le 3^e, le 4^e, le 15^e, le 18^e, le 19^e, le 21^e, le 22^e, le 24^e et le 99^e, sont plus petites que celles de 1981. Les ordonnées établies pour les taux de salaire horaire de 1988 sont, pour tous les centiles, sauf du 15^e au 49^e, inférieures à celles de 1981.

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 salaire horaire et 3) aux variations de la corrélation entre ces deux dernières variables. Trois points sont dignes de mention. En premier lieu, les variations enregistrées au titre de la dispersion des taux de salaire horaire représentent au plus 32 % de la croissance observée dans la dispersion des salaires hebdomadaires au Canada, selon l'intervalle de temps choisi. En deuxième lieu, les variations de la dispersion des heures hebdomadaires travaillées jouent un rôle important chez les hommes au Canada (tel que signalé par MMP, 1994). Ces variations représentent de 12 à 37 % de l'accroissement de l'inégalité des gains hebdomadaires. Troisièmement, l'augmentation de la corrélation entre les heures hebdomadaires travaillées et les taux de rémunération horaire constitue, tant pour les hommes que pour les femmes, le facteur dominant. Au moins la moitié de l'augmentation de l'inégalité est attribuable à ce dernier facteur.

IV. Dispersion des taux de rémunération horaire

Les faibles variations observées au niveau de la dispersion des salaires horaires au niveau agrégé portent à croire que la distribution des salaires horaires a peu changé durant les années 80. Cela est trompeur. Tandis que le salaire horaire réel des hommes âgés de 35 ou plus a augmenté d'au moins 5 % entre 1981 et 1988, celui des travailleurs âgés entre 17 et 24 ans a chuté de plus de 15 % pour les hommes et de plus de 10 % pour les femmes (figure 2). La réduction du salaire relatif des jeunes constitue un phénomène répandu; on l'observe pour tous les niveaux de scolarité, de même que dans tous les principaux groupes industriels et professionnels (Betcherman et Morissette, 1994)⁶.

Cet accroissement des différences de salaire horaire entre les divers groupes d'âges est compatible avec la hausse des différences de salaires hebdomadaires et annuels entre les groupes d'âges qu'on a pu observer 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; MMP, 1994). Une question plus litigieuse demeure cependant, à savoir si les écarts salariaux entre les divers niveaux de scolarité se sont accrus. Freeman et Needels (1991) ont constaté que l'écart salarial entre les diplômés universitaires et les diplômés du secondaire s'est accru durant les années 80, mais pas autant qu'aux États-Unis. S'attachant aussi aux diplômés universitaires et du secondaire, Bar-Or et coll. (1993, 1) ont constaté que, même si on semble avoir enregistré une décroissance de la tendance du retour aux études durant les années 1970, le retour aux études universitaires n'a pas vraiment connu de rebond durant les années 80. Beach et Slotsve (1994) ont inclus dans leur étude tous les niveaux de scolarité et ont ainsi constaté que les écarts à ce titre ont augmenté pour les hommes employés à plein temps toute l'année, particulièrement au sein de la population universitaire.

⁶ En outre, Betcherman et Morissette (1994) ont constaté que la diminution du salaire relatif des jeunes se maintient lorsqu'on fait régresser le logarithme naturel des salaires horaires selon l'état civil, les niveaux de scolarité, les principaux groupes industriels, les principaux groupes professionnels, le statut syndical et la province de résidence.

Les trois études, qui utilisent les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs, mesurent le salaire annuel des travailleurs à plein temps toute l'année (Bar-Or et coll., 1993); Beach et Slotsve, 1994) ou le salaire à la fois annuel et hebdomadaire de tous les travailleurs (Freeman et Needels, 1991)⁷. Théoriquement, pour examiner la question à savoir si les taux de salaire ont différencié entre les niveaux de scolarité au cours de la dernière décennie, on devrait utiliser des données portant sur les taux de salaire horaire. Deuxièmement, aucune de ces études n'a cherché à observer les différences entre les travailleurs selon leur industrie ou leur statut syndical⁸. Il est bien connu que les taux de salaire horaire diffèrent largement entre les industries (Krueger et Summers, 1988) de même qu'entre les emplois syndiqués et non syndiqués (Freeman, 1984). Troisièmement, Freeman et Needels (1991) ainsi que Bar-Or et coll. (1993) ont concentré leurs efforts sur les diplômés universitaires et du secondaire, laissant possiblement de côté les changements concernant l'avantage salarial net conféré par les autres niveaux de scolarité.

Afin de traiter ces trois questions, nous estimons une équation de salaires horaires 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 l'industrie; 6) une variable fictive pour le statut syndical; 7) une variable fictive pour les emplois à plein temps et à temps partiel; et 8) quatre variables fictives pour la région⁹. Grâce à ces caractéristiques, nous pouvons nous attacher aux différences relevées au titre de la scolarité, à la fois entre les groupes d'âges et entre les industries. De plus, ces caractéristiques tiennent compte de l'incidence des syndicats sur l'établissement des salaires. Nous effectuons ces régressions pour 1981 et 1988.

⁷ Plus précisément, l'échantillon utilisé par Freeman et Needels (1991) comprend les **chefs de ménage et leur conjoint**.

⁸ De toute évidence, cela aura une incidence sur la façon dont les coefficients évolueront avec le temps seulement si la distribution des emplois selon l'industrie ou le statut syndical change. Cela s'est produit entre 1981 et 1988. D'abord, l'importance relative des industries tertiaires a connu une hausse. Deuxièmement, tandis que le taux de syndicalisation est demeuré plutôt constant dans l'ensemble, il a chuté considérablement pour les jeunes travailleurs.

⁹ 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 principaux groupes industriels 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 syndiqué», «à temps partiel» et «Ontario» constituent les groupes de référence. Les variables explicatives comportent aussi 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 sont statistiquement significatifs. Les chiffres présentés au tableau 3 sont fondés sur ce dernier groupe de régressions.

Les résultats des régressions sont présentés au tableau 3. Le ratio entre le salaire horaire des **diplômés universitaires** et celui des personnes ayant de **9 à 13 années de scolarité** a soit connu une augmentation, soit très peu varié entre les travailleurs -- hommes et femmes -- qui ont 25 ans ou plus. Ce ratio a augmenté de plus de 10 points de pourcentage chez les hommes des groupes d'âges 35-44 ans et 55-64 ans¹⁰, mais est demeuré plutôt stable chez les hommes de moins de 35 ans et a entraîné une faible variation parmi ceux âgés entre 45 et 54 ans. Le ratio a aussi connu une augmentation de plus de 10 points de pourcentage chez les femmes âgés de 35 ans ou plus. De même, on a relevé des variations quant à l'avantage salarial net conféré par d'autres niveaux de scolarité également. Chez les travailleurs âgés de 25 ans ou plus, le salaire horaire des personnes ayant fait des études élémentaires avait chuté ou très peu fluctué par rapport à celui des personnes ayant de 9 à 13 années de scolarité. Par conséquent, le ratio entre le salaire horaire des **diplômés universitaires** et celui des personnes ayant fait des **études élémentaires** s'est accru d'au moins 10 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 ou plus, les données montrent effectivement que les différences de salaire entre les niveaux de scolarité se sont accrues pendant les années 80.

Combinée à l'accroissement marqué de la dispersion salariale observée entre les groupes d'âges, cette augmentation des écarts salariaux entre les niveaux de scolarité -- chez les travailleurs de 25 ans ou plus - aurait dû entraîner une croissance plutôt remarquable de l'inégalité de la rémunération horaire. Toutefois, comme le montre le tableau 2, la dispersion des salaires horaires semble avoir connu une variation relativement faible entre 1981 et 1988. Pour quelle raison l'accroissement de l'inégalité des salaires horaires est-il si minime au niveau agrégé?

La réponse est que l'inégalité des salaires horaires **à l'intérieur** des groupes d'âges a diminué pendant la période de 1981 à 1988. Pour appuyer nos dires, nous décomposons en trois composantes les changements enregistrés au titre de la variance du logarithme des salaires horaires : 1) les changements observés dans la dispersion des salaires horaires entre les groupes d'âges; 2) les changements observés dans la dispersion des salaires horaires à l'intérieur des groupes d'âges; et 3) les changements observés dans la dispersion des salaires horaires qui résultent de changements survenus dans la répartition de la main-d'oeuvre selon l'âge (tableau 4). Nous divisons la population en deux groupes d'âges : 1) les travailleurs âgés entre 17 et 24 ans et 2) ceux âgés entre 25 et 64 ans¹¹. L'accroissement de la dispersion des salaires entre les

¹⁰ La différence de salaire (exprimée en %) entre les travailleurs ayant un niveau de scolarité donné et ceux ayant de 9 à 13 années de scolarité est égal à l'antilogarithme des coefficients présentés au tableau 4 moins 1. Par exemple, les diplômés universitaires de sexe masculin âgés entre 35 et 44 ans touchaient un salaire de 31 % plus élevé que celui obtenu pour les hommes ayant de 9 à 13 années de scolarité en 1981, où $31\% = \exp(0.27) - 1$. Lorsqu'on applique ce calcul 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.

¹¹ On définit les deux groupes d'âges par l'indice $i=1,2$. La variance du logarithme des salaires horaires $\text{Var}(w)$ peut s'écrire comme suit :

$$\text{Var}(w) = p_1 \cdot \text{Var}(w_1) + p_2 \cdot \text{Var}(w_2) + p_1 \cdot p_2 \cdot (m_1 - m_2)^2, \text{ où } p_i \text{ est la proportion du groupe d'âges } i \text{ dans la}$$

groupes entre 1981 et 1988 équivaut approximativement à 50 % de l'accroissement de l'inégalité des salaires horaires enregistrée chez les hommes. Ainsi, la contribution nette des salaires horaires à cette augmentation est, comme on peut le voir au tableau 2, beaucoup moins importante. On a obtenu des résultats semblables pour les femmes. Pour les deux sexes, la variance du logarithme des salaires horaires n'a pas vraiment changé au niveau agrégé durant les années 80, simplement parce que l'accroissement de l'inégalité entre les groupes -- attribuable à l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés -- a été contrebalancé par une réduction de la dispersion des salaires horaires à l'intérieur des groupes d'âges. Si cela ne s'était pas produit, les variations de l'inégalité des salaires horaires auraient constitué une fraction beaucoup plus importante de l'accroissement de l'inégalité des gains hebdomadaires.

Pour quelle raison, alors, la dispersion des salaires horaires a-t-elle diminué à l'intérieur des groupes d'âges? On peut expliquer cela par le fait que la distribution des salaires horaires a été très réduite dans le secteur syndiqué. Entre 1981 et 1988, le salaire horaire réel des hommes syndiqués au quintile inférieur (dans la distribution des **salaires horaires** des hommes syndiqués) a augmenté de 17 %, comparativement à 3 % seulement pour le salaire des travailleurs de sexe masculin au quintile supérieur (figure 3). Le salaire horaire réel des femmes syndiquées au quintile inférieur a connu une croissance de 9 %, tandis que celui de leurs homologues au quintile supérieur est demeuré stable. Cela porte à croire que, dans le contexte des faibles augmentations du salaire réel qui a prévalu tout au long des années 80, les négociations menées par les syndicats visaient à améliorer la position relative de leurs membres peu rémunérés.

Tant pour les hommes que pour les femmes, on a observé une diminution de la dispersion des salaires horaires dans le secteur syndiqué, à la fois pour les travailleurs âgés entre 17 et 24 ans et pour ceux âgés entre 25 et 64 ans; la variance du logarithme des salaires horaires a connu une diminution se situant entre 15 % et 30 %, selon le groupe choisi (première partie, tableau 5). Chez les travailleurs âgés entre 17 et 24 ans, la distribution des salaires horaires a donc été très réduite dans le secteur non syndiqué également¹². Ainsi, la réduction des salaires horaires pour les emplois syndiqués n'est pas le seul facteur qui sous-tend la diminution de la dispersion des salaires horaires entre les jeunes employés¹³.

population, $\text{Var}(w_i)$ représente la variance du logarithme des salaires horaires du groupe d'âges i , et m_i est la moyenne du logarithme des salaires horaires du groupe d'âges i . Comme ces termes ne s'inscrivent pas de façon linéaire, la variation au niveau de $\text{Var}(w)$ peut, en fait, être décomposée en variations attribuables à m_i (variations de l'inégalité entre les groupes), en variations attribuables à $\text{Var}(w_i)$ (variations de l'inégalité à l'intérieur des groupes), en variations attribuables à p_i (variations des poids démographiques) et en variations au niveau des composantes d'interaction. Dans le tableau 4, ces dernières variations ont été intégrées aux variations des poids.

¹² Chez les travailleurs âgés entre 25 et 64 ans, la variance du logarithme des salaires horaires est demeurée assez stable pour les travailleurs non syndiqués. Elle a augmenté de 1 % pour les hommes et chuté de 3 % pour les femmes.

¹³ Afin d'évaluer la mesure dans laquelle la réduction des salaires horaires dans le secteur syndiqué a eu un effet similaire sur la dispersion des salaires horaires à l'intérieur des groupes d'âges, nous avons recalculé la variance hypothétique du logarithme des salaires horaires qu'on aurait pu observer en 1988 si **seulement** la variance du logarithme des salaires horaires pour les emplois syndiqués avait changé (c'est-à-dire, si l'on prend pour acquis

Il existe une deuxième possibilité; le fait que les personnes ne déclarent plus leurs gains de la même manière peut avoir joué un rôle. Par rapport à l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, un plus grand nombre de travailleurs ont déclaré leurs gains sur une base horaire dans l'Enquête de 1988 sur l'activité (tableau 6). Si les personnes qui déclarent leurs gains sur une base horaire fournissent des réponses plus exactes que les autres, cela pourrait avoir comme effet de réduire la variance des gains déclarés et, de fait, la variance des taux de salaire horaire en 1988 comparativement à 1981^{14 15}.

Afin de vérifier cette possibilité, nous utilisons les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1981 et de 1988. Nous présumons que le nombre d'heures hebdomadaires travaillées durant la semaine de l'enquête (c'est-à-dire, en avril 1982 et en avril 1989, respectivement) est égal au nombre d'heures hebdomadaires habituelles durant l'année de référence (c'est-à-dire, en 1981 et en 1988). Cela nous permet de mesurer les gains hebdomadaires, les salaires horaires et les heures hebdomadaires de travail pour ces deux années¹⁶. Nous examinons ensuite la variance du logarithme des salaires horaires à l'intérieur des groupes d'âges. Le tableau 7 présente les résultats de cet exercice. Contrairement aux

que les poids démographiques et les écarts salariaux syndiqués sont demeurés constants). Nous avons ensuite calculé la chute hypothétique de la variance du logarithme des salaires horaires qu'on aurait observée à l'intérieur des groupes d'âges, et nous l'avons comparée à la chute réelle. Résultat : la réduction des salaires horaires pour les emplois syndiqués représente 13 % et 8 % de la réduction des salaires horaires chez les jeunes hommes et les jeunes femmes, respectivement. Elle compte cependant pour 69 % de la réduction des salaires horaires chez les femmes plus âgées et explique l'ensemble de la diminution de la dispersion des salaires horaires chez les hommes plus âgés.

¹⁴ Nous présumons implicitement : 1) que la covariance entre les gains réels et le terme d'erreur n'est pas négative ou 2) que, si la covariance est négative, elle ne contrebalance pas complètement la variance du terme d'erreur.

¹⁵ Nous nous sommes également attachés, d'une façon formelle, 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) 16 composantes d'interaction entre l'âge et la scolarité, 5) sept variables fictives pour l'industrie, 6) une variable fictive pour le statut syndical, 7) une variable fictive pour les emplois 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 de la distribution résiduelle. Les résultats de cet exercice sont présentés en annexe 1 (tableau A1) et montrent que l'inégalité à l'intérieur des groupes a chuté entre 1981 et 1984 pour ensuite demeurer relativement constante. Ces résultats viennent confirmer l'idée suivant laquelle la diminution de l'inégalité à l'intérieur des groupes enregistrée entre 1981 et 1988 peut être attribuable en partie à une augmentation de la fraction de personnes qui ont déclaré leurs gains sur une base annuelle entre ces deux années.

¹⁶ Kuhn et Robb (1994, 6) prétendent qu'en raison d'une erreur de déclaration qui touche les gains annuels ou le nombre de semaines travaillées, la mesure du salaire résultant de ce calcul surestime, systématiquement et de façon considérable, le taux salarial moyen des personnes dont le nombre de semaines travaillées est peu élevé, de sorte qu'un nombre disproportionné de ces travailleurs ont été classés à tort dans les deux déciles supérieurs de la distribution des salaires. En particulier, la moyenne du nombre de semaines travaillées durant l'année de référence semble anormalement faible pour les travailleurs du décile supérieur. Afin de tenir compte de cela, nous avons exclu les premiers 10 % de la distribution des salaires horaires. Les résultats du tableau 7 sont fondés sur l'échantillon restant. Même si le calcul exposé plus haut est probablement faussé, il n'est pas évident que ce biais a changé avec le temps. Ainsi, il se pourrait que la procédure permette d'estimer les variations de l'inégalité avec le temps, si ce n'est les niveaux.

chiffres de l'EAT de 1981 et de l'EA de 1988, ceux de l'EFC montrent qu'il y a eu une **augmentation** de la dispersion des salaires horaires à l'intérieur des groupes d'âges. Ce résultat est compatible avec ce que l'on a obtenu aux États-Unis dans le cadre du recensement de la population actuelle (par exemple, Katz et Murphy, 1992)¹⁷. Ce résultat vient aussi confirmer l'idée suivant laquelle la diminution de la dispersion des salaires horaires à l'intérieur des groupes d'âges qu'on a pu observer dans la première partie du tableau 5 est peut-être attribuable, en partie, à l'augmentation de la fraction de travailleurs qui ont déclaré leurs gains sur une base horaire.

Si tel était le cas, quelles en seraient les conséquences pour nos résultats? D'abord, la dispersion des salaires horaires peut avoir augmenté davantage durant les années 80 que l'EAT et l'EA ne laissent croire. Par conséquent, la contribution des salaires horaires à la croissance de l'inégalité des gains hebdomadaires peut être supérieure à ce qu'indique le tableau 2¹⁸.

¹⁷ Cela correspond aussi à la croissance de l'inégalité à l'intérieur des groupes observée par Morissette, Myles et Picot (1993, 10). À l'aide des données de l'EFC, les auteurs ont montré que, entre 1981 et 1988, plus de la moitié de la croissance enregistrée au titre de l'inégalité des gains annuels entre les employés à plein temps s'était manifestée **à l'intérieur** de groupes définis à la fois par l'âge et par le niveau de scolarité.

¹⁸ Soit p_i , h_i et w_i le log des gains hebdomadaires, le log des heures de travail hebdomadaire 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 and diffère de sa vraie valeur p_i par une terme aléatoire $e_i \sim N(0, s_e^2)$, où e_i is 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 hebdomadaire $\text{Var}(h)$ n'est pas affectée par l'erreur de mesure associée aux gains hebdomadaires, elle reste inchangée. Il s'ensuit que la covariance entre le log des heures de travail hebdomadaire et le log des **salaires horaires**, $\text{Cov}(w,h)$, restera aussi inchangée, i.e. $\text{Cov}(h,w) = \text{Cov}(h,w')$. Ainsi, la contribution des salaires horaires au changement de la variance du log des gains hebdomadaires augmentera tandis que la contribution de $\text{Var}(h)$ et de $\text{Cov}(h,w)$ diminuera. The coefficient de corrélation de Pearson entre le log des heures de travail hebdomadaire et le log des salaires horaires passera de :

$$r(h,w) = \text{Cov}(h,w) / \sqrt{\text{Var}(h) \cdot \text{Var}(w)} \quad (5)$$

à :

$$r(h,w') = \text{Cov}(h,w') / \sqrt{\text{Var}(h) \cdot \text{Var}(w')} \quad (6)$$

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 augmentera la valeur absolue du coefficient estimé. Par conséquent, une partie de la hausse du coefficient de corrélation entre le log des heures de travail hebdomadaire et le log des salaires horaires pourrait être due à une hausse de l'exactitude des gains rapportés, laquelle pourrait résulter de l'augmentation de la fraction de travailleurs rapportant leurs gains sur une base horaire entre 1981 et 1988. Entre 1981 et 1988, le coefficient de corrélation de Pearson entre le log des heures de travail hebdomadaire et le log des salaires horaires est passé de 0.10 à 0.20 chez les hommes et de 0.03 à 0.13 chez les femmes.

Deuxièmement, tant que les erreurs de déclaration ne sont pas mises en corrélation avec les caractéristiques des travailleurs, la moyenne des salaires horaires et la moyenne des gains hebdomadaires des divers groupes démographiques demeureront non biaisées. Ainsi, les tendances observées au titre de l'inégalité entre les groupes (des salaires horaires ou des gains hebdomadaires) ne devraient pas être influencées. Troisièmement, un accroissement de la dispersion des heures hebdomadaires (documentée au tableau 2) a aussi été observé, comme nous le verrons plus bas, à l'aide des données de l'Enquête sur la population active. Comme l'EPA fournit des données chronologiques constantes sur les heures hebdomadaires entre 1976 et 1994, l'accroissement de la dispersion des heures ne saurait être attribuable à des problèmes d'uniformité entre l'EAT et l'EA.

Autre question un peu plus sérieuse : l'accroissement de la corrélation entre le logarithme des heures hebdomadaires et le logarithme des salaires horaires qu'on trouve au tableau 2 résulte-t-il simplement d'une diminution de l'erreur de mesure associée aux salaires horaires? Les résultats statistiques habituels portent à croire qu'une plus grande exactitude des gains déclarés entre 1981 et 1988 augmenterait la valeur absolue du coefficient de corrélation entre le logarithme des heures hebdomadaires et le logarithme des salaires horaires. En termes simples, la tendance plus forte des travailleurs dont le salaire est élevé à faire de plus longues semaines de travail pourrait simplement être attribuable à la fraction croissante de travailleurs qui ont déclaré leurs gains sur une base horaire entre 1981 et 1988. Nous abordons d'ailleurs cette question en annexe 1. Nous présentons des données tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs qui montrent que, depuis la deuxième moitié des années 80, la semaine de travail des personnes dont le salaire est élevé est plus longue que celle déclarée à la fin des années 70. Nous estimons qu'il s'agit là d'une forte indication que la tendance croissante des employés dont le salaire est élevé à travailler un plus grand nombre d'heures est réelle et qu'elle n'est pas simplement attribuable aux variations touchant la proportion de travailleurs qui ont déclaré leurs revenus sur une base horaire.

Enfin, nous abordons la question à savoir si la réduction des salaires horaires pour les emplois syndiqués résulte simplement des changements susmentionnés entre l'Enquête sur les antécédents de travail de 1981 et l'Enquête sur l'activité. À ce sujet, nous montrons la variance du logarithme des salaires horaires pour les travailleurs syndiqués qui ont déclaré leurs revenus sur une base annuelle (échantillon constant II, tableau 5). Pour les hommes âgés entre 25 et 64 ans et les femmes âgés entre 17 et 24 ans, la dispersion des salaires horaires a diminué d'au moins 15 % entre 1981 et 1988. Encore une fois, cela porte à croire que la compression des salaires horaires pour les emplois syndiqués ne résulte pas simplement des différences de déclaration mentionnées plus haut¹⁹.

¹⁹ On pourrait toujours argumenter le fait qu'une fraction de la réduction du salaire des travailleurs syndiqués qui ont déclaré leurs revenus sur une base horaire reflète un changement dans la composition de l'échantillon. Autrement dit, la composition (en fait d'âge, de scolarité, d'industrie, de profession, etc.) peut différer entre 1981 et 1988 en raison des différences de déclaration signalées plus haut. On saurait plus exactement si la décroissance de la dispersion des salaires reflète une véritable compression des salaires horaires si on calculait la variance des logarithmes à l'intérieur des cases (par exemple, à l'intérieur des groupes d'âges ou des groupes de niveaux de scolarité). Nous ne l'avons pas fait. Les résultats obtenus pour le deuxième échantillon du tableau 5 fournissent donc une certaine indication que la compression des salaires horaires pour les emplois syndiqués est réelle.

V. Dispersion des heures hebdomadaires de travail²⁰

A) Dispersion des heures entre les travailleurs

Les variations observées au niveau de la dispersion des heures hebdomadaires travaillées sont associées à une décroissance de la proportion d'employés qui travaillent de 35 à 40 heures par semaine. Entre 1981 et 1988, cette proportion a chuté de 7 points de pourcentage pour les femmes et de 5 points de pourcentage pour les hommes (tableau 8). La réduction de la semaine de travail normale n'est pas simplement attribuable à une augmentation de l'emploi à temps partiel. Durant cette période, le pourcentage d'hommes qui travaillaient 50 heures ou plus par semaine a augmenté de 3,5 points de pourcentage environ. On a observé des augmentations plus faibles, quoique constantes, chez les femmes. Dans les emplois syndiqués, la proportion d'hommes qui travaillaient de 35 à 40 heures par semaines a chuté de 7 points de pourcentage, tandis que la proportion d'hommes qui travaillaient 50 heures ou plus a augmenté de 3 points de pourcentage (tableau 9). Ainsi, les variations de la distribution des heures hebdomadaires ne sont pas limitées aux emplois non syndiqués.

L'Enquête sur la population active confirme ces tendances. Entre septembre 1976 et septembre 1994, l'importance relative de la semaine de travail de 35-40 heures a connu une décroissance d'environ 10 points de pourcentage, à la fois pour les hommes et pour les femmes (figure 4). Comme on a pu le constater dans l'EAT-EAS-EA, cette décroissance était associée à une augmentation touchant la semaine de travail aussi bien normale que réduite. L'accroissement de l'importance relative de la semaine de travail réduite s'est accompagné d'une hausse considérable de l'emploi à temps partiel involontaire chez les femmes et chez les jeunes travailleurs. Entre 1976 et 1994, la proportion d'employés de sexe féminin qui occupaient un emploi à temps partiel de façon involontaire est passée de 2 à 9 % (figure 5). Entre ces deux années, l'emploi à temps partiel involontaire a augmenté de 7 points de pourcentage chez les jeunes hommes et de 11 points de pourcentage chez les jeunes femmes²¹.

Dans une étude récente, Morissette et Sunter (1994) ont prouvé que la propension des gens à travailler 50 heures ou plus par semaine à leur emploi principal a augmenté au cours des années 1980 dans la plupart des principaux groupes industriels. En outre, les auteurs ont montré que la tendance à travailler 50 heures ou plus par semaine a connu une croissance chez les hommes employés dans le domaine des ventes, chez les femmes employées dans le domaine des sciences

²⁰ Afin d'analyser les variations observées dans la distribution des heures hebdomadaires travaillées, nous nous inspirons principalement de l'Enquête sur la population active qui donne des données chronologiques constantes sur le nombre d'heures hebdomadaires habituellement travaillées pour la période de 1976 à 1994. Toutefois, l'EPA ne contient pas de renseignements sur le statut syndical ni sur les taux de salaire horaire, tandis que la combinaison EAT-EAS-EA inclut ces deux variables. Pour cette raison, nous utilisons la dernière combinaison pour examiner : 1) les variations observées dans la distribution des heures hebdomadaires travaillées dans les emplois syndiqués et non syndiqués (section V.A) et 2) les variations ayant trait au nombre d'heures travaillées par les travailleurs peu rémunérés et ceux dont le salaire est élevé (section VI).

²¹ De toute évidence, une fraction considérable de cette hausse enregistrée au titre de l'emploi à temps partiel involontaire découle de la récession de 1990-1992.

naturelles et sociales, chez les particuliers qui travaillent dans le domaine de la transformation ainsi que chez les cadres.

L'incidence décroissante de la semaine de travail de 35-40 heures et la tendance grandissante à travailler 50 heures ou plus par semaine ne constituent pas un phénomène unique au Canada. Entre 1979 et 1993, le pourcentage de travailleurs rémunérés de sexe masculin qui travaillaient 35-40 heures par semaine à leur emploi principal a chuté d'environ 7 points de pourcentage au Canada et de 6 points de pourcentage aux États-Unis (figure 6). Durant cette période, la proportion de travailleurs rémunérés de sexe masculin qui faisaient des semaines de travail de 50 heures ou plus a augmenté de 3,5 points de pourcentage environ dans les deux pays. En fait, les **variations** de la distribution des heures hebdomadaires de travail aux États-Unis sont presque identiques à celles observées au Canada.

La tendance croissante à faire de longues semaines de travail coïncide avec l'augmentation du nombre d'heures supplémentaires. La figure 7 établit une comparaison entre les heures supplémentaires hebdomadaires que font, en moyenne, les travailleurs horaires du secteur de la fabrication et la déviation du PIB réel par rapport à sa tendance (données tirées de l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail). L'étude portait sur la période de 1983-1993. Les résultats sont frappants. En 1983 et en 1993, le PIB réel était de 4 % environ inférieur à sa valeur tendancielle. Malgré cela, les employés rémunérés à l'heure travaillaient en moyenne 2,2 heures supplémentaires par semaine en 1993, comparativement à 1,6 heure seulement en 1983. Ces résultats portent à croire que les entreprises du secteur de la fabrication recourent de plus en plus aux heures supplémentaires comme moyen d'augmenter la production.

Comme l'économie canadienne repose de plus en plus sur des techniques de production de pointe et compte un nombre croissant d'industries axées sur les connaissances, on peut s'attendre à ce que la demande en travailleurs hautement spécialisés augmente. Il pourrait s'agir d'une augmentation de la moyenne d'heures hebdomadaires travaillées par ces employés. Ainsi, si on estimait les compétences en fonction de l'âge et du niveau de scolarité, on assisterait à une hausse de la moyenne d'heures hebdomadaires des travailleurs plus âgés dont le niveau de scolarité est élevé. Le tableau 10 montre que cela n'est pas le cas. Chez les hommes âgés de 25 ans ou plus, le ratio entre la moyenne d'heures hebdomadaires des diplômés universitaires et celle des diplômés du secondaire est demeuré stable entre 1981 et 1988. En outre, pour tous les niveaux de scolarité, le ratio entre la moyenne d'heures hebdomadaires des hommes âgés entre 45 et 54 ans et celle des hommes âgés entre 25 et 34 ans n'affiche aucune croissance.

Ainsi, au niveau agrégé, rien ne porte à croire que la dispersion des heures **entre** les groupes d'âges et les groupes de niveaux de scolarité a augmenté. Les variations de la composition de la population active sont plus susceptibles d'expliquer la dispersion croissante des heures. Comme la dispersion des heures est généralement plus élevée chez les jeunes que chez les employés âgés, et comme la proportion de jeunes travailleurs (c'est-à-dire, ceux âgés entre 17 et 24 ans) dans la population active a chuté tout au long des années 80, les variations enregistrées au titre de la distribution de la population active selon l'âge devraient entraîner une diminution de

l'inégalité sur le plan des heures de travail hebdomadaires. La seule explication possible alors est que la dispersion des heures a augmenté **à l'intérieur** des groupes de travailleurs qui sont d'un âge et d'un niveau de scolarité comparables. Le tableau 11 appuie d'ailleurs cette hypothèse. La quasi-totalité de la croissance, qui touche l'indice de Theil-Entropy ou le carré du coefficient de variation des heures hebdomadaires, découle d'un accroissement de la dispersion des heures à l'intérieur des groupes d'âges et des groupes de niveaux de scolarité²². Comme on pouvait s'y attendre, les variations observées au titre de la composition de l'emploi selon l'âge et le niveau de scolarité ont eu tendance à réduire la dispersion des heures. Par ailleurs, les variations observées dans la dispersion des heures entre les groupes d'âges et les groupes de niveaux de scolarité ont eu une incidence très faible. Le rôle prédominant de la croissance remarquée au niveau de la dispersion à l'intérieur des groupes porte à croire que les compétences non corrélés avec l'âge et le niveau de scolarité et (ou) les caractéristiques des entreprises expliquent la majeure partie de la croissance enregistrée au titre de la dispersion des heures entre les hommes.

B) Dispersion des heures entre les établissements et à l'intérieur des établissements

La dispersion des heures entre les travailleurs peut augmenter si la moyenne des heures commence à différer **entre** les établissements ou si la dispersion des heures **à l'intérieur** des établissements augmente. La distinction est importante du fait qu'elle peut fournir d'importants renseignements quant aux facteurs qui sous-tendent l'accroissement de la dispersion. Si, par exemple, une hausse des cotisations des employeurs au régime de pensions du Canada, à l'assurance-chômage et aux indemnités d'accidents du travail fait hésiter les entreprises à embaucher des employés permanents à plein temps et les amène plutôt à recourir davantage à l'emploi à temps partiel (pour les employés peu spécialisés) ou à exiger de plus longues heures de travail de la part des employés hautement spécialisés, alors la dispersion des heures à l'intérieur des établissements connaîtra une augmentation. Par ailleurs, une plus grande spécialisation de la fabrication du produit peut accroître l'hétérogénéité des horaires de travail entre les établissements et, de fait, contribuer à augmenter la dispersion des heures entre les établissements²³.

Afin d'évaluer la mesure dans laquelle la croissance enregistrée au titre de la dispersion des heures entre les travailleurs est le résultat d'une dispersion croissante à l'intérieur des établissements plutôt qu'entre ces derniers, nous avons décomposé la variance des heures hebdomadaires entre les travailleurs V de la façon suivante :

$$(1) \quad V = V(b) + V(w)$$

²² Pour une analyse de la méthodologie qui sous-tend la décomposition de ces indices d'inégalité, voir Morissette, Myles et Picot (1993).

²³ Davis et Haltiwanger (1991) citent les résultats de Gollop et de Monohan (1989) qui portent sur le phénomène croissant de la spécialisation du processus de fabrication qu'on a pu observer dans le secteur de la fabrication aux États-unis entre 1967 et 1982. Ils prétendent qu'une plus grande spécialisation peut avoir influé sur la dispersion des salaires à l'intérieur des usines.

où $V(b)$ représente la variance des heures entre les établissements et $V(w)$ est une somme, pondérée selon l'emploi, des variances enregistrées au titre des heures à l'intérieur des établissements²⁴. On peut estimer la variance des heures hebdomadaires entre les travailleurs V à l'aide des données de l'Enquête sur la population active, tandis que $V(b)$ peut être estimée à l'aide des données de l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail (EERHT). La variance des heures à l'intérieur des établissements est déterminée résiduellement. Comme les données de l'EERHT sont disponibles seulement pour la période de 1982-1993, $V(b)$ et $V(w)$ ne peuvent être estimées que pour cet intervalle de temps²⁵.

La figure 8 représente graphiquement les trois termes de l'équation (1) pour tous les principaux groupes industriels du secteur commercial. Quatre points sont dignes de mention. En premier lieu, entre 1982 et 1991, il ne ressort aucune tendance évidente de la variance des heures hebdomadaires entre les travailleurs V ²⁶. En deuxième lieu, la majeure partie de la variation d'une année à l'autre semble être le résultat de fluctuations survenues dans la dispersion des heures à l'intérieur des établissements. Par exemple, entre 1989 et 1990, la variance des heures entre les travailleurs et la variance des heures à l'intérieur des établissements ont toutes deux chuté approximativement de cinq points de pourcentage dans le secteur de la fabrication. En ce qui concerne la variance des heures à l'intérieur des établissements, la décroissance coïncide avec une réduction des heures supplémentaires qu'on a pu observer dans le secteur de la fabrication durant la récession de 1990-1992. Troisièmement, après 1991, à la fois V et $V(w)$ ont considérablement augmenté dans tous les secteurs, sauf celui des services aux consommateurs. En fait, dans les secteurs de la foresterie et de l'exploitation minière, de la fabrication, des services de distribution et des services commerciaux, la croissance observée dans la variance des heures à l'intérieur des établissements représente au moins 90 % de la

²⁴ La formule exacte est la suivante. Soit H_e et H représentent, respectivement, la moyenne des heures hebdomadaires dans l'établissement e et au niveau agrégé. Soit p_e représente la part de l'emploi total (mesurée par le nombre de travailleurs) de l'établissement e , et soit V_e représente la variance des heures hebdomadaires entre les travailleurs d'un établissement donné. Ainsi, on peut voir que V , soit la variance des heures hebdomadaires entre les travailleurs, est égale à :

$$V = \sum p_e * (H_e - H)^2 + \sum p_e * \text{Var}_e \quad (1)$$

Le premier terme du membre de droite de l'équation (1) est la variance (pondérée selon le nombre d'employés) des heures entre les établissements et est égal à $V(b)$. Le deuxième terme est une somme pondérée des variances selon l'établissement et est égal à $V(w)$.

²⁵ Davis et Haltiwanger (1991) ont effectué une décomposition semblable pour la variance des salaires horaires entre les heures travaillées dans le secteur de la fabrication. L'EERHT ne fournit pas les heures hebdomadaires travaillées pour les «autres» employés (employés qui ne sont ni salariés ni rémunérés à l'heure), mais il est possible de les obtenir de l'EAT. En raison de cette exclusion, l'échantillon de travailleurs de l'EERHT diffère légèrement de celui utilisé par l'EAT. Entre 1982 et 1983, les autres employés représentaient une proportion variant entre 2,5 et 4 % de l'ensemble des employés.

²⁶ Cela n'est pas incompatible avec le fait que la dispersion des heures hebdomadaires travaillées a augmenté pour les hommes durant les années 80 (tableau 2). La différence est simplement attribuable à l'inclusion de femmes dans l'échantillon et au fait que la dispersion des heures n'a pas augmenté entre les femmes durant les années 80. Morissette et Sunter (1994) ont montré que la chute de l'emploi à temps partiel chez les femmes entre 1983 et 1989 était responsable de l'absence d'une croissance au titre de la dispersion des heures pour ce groupe.

croissance enregistrée au titre de la variance des heures entre les travailleurs entre 1991 et 1993. Il y a deux exceptions, soit les services aux consommateurs -- secteur pour lequel V a très peu changé -- et l'industrie de la construction, où la croissance enregistrée au titre de la variance des heures entre les établissements est responsable des trois-quarts de la hausse de la variance au niveau des heures entre les travailleurs V durant cette période. Quatrièmement, entre 1982 et 1993, la dispersion des heures hebdomadaires entre les établissements a augmenté d'au moins 25 % dans les trois groupes industriels du secteur tertiaire (c'est-à-dire, la foresterie et l'exploitation minière, la construction et la fabrication). Une fois réunis, ces résultats portent à croire que les deux facteurs qui influent sur la dispersion des heures à l'intérieur des établissements et ceux qui influent sur la dispersion des heures entre les établissements sont importants si l'on veut comprendre la dispersion croissante des heures entre les travailleurs²⁷.

VI. Corrélation entre les salaires et les heures hebdomadaires travaillées

Nous pouvons conclure, d'après le tableau 2, que la corrélation entre les heures hebdomadaires travaillées et les taux de salaire horaire a connu une croissance entre 1981 et 1984. Les coefficients de corrélation de Pearson, qui correspondaient à -0.012 et à -0.038 en 1981 pour les hommes et les femmes, respectivement, ont varié entre 0.050 et 0.106 pendant la période de 1984-1990 (tableau 12). Même si ces coefficients font ressortir la tendance croissante des employés qui touchent un salaire élevé à faire de longues semaines de travail, ils demeurent relativement abstraits. Un autre moyen consiste à inscrire la moyenne des heures hebdomadaires de travail par travailleur aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur de la distribution des salaires hebdomadaires (figure 9). Comme nous l'avons fait remarquer plus tôt, la trajectoire des heures hebdomadaires de travail diffère de façon marquée entre les travailleurs de sexe masculin au quintile supérieur et ceux au quintile inférieur. Les heures de travail hebdomadaires par homme au quintile inférieur ont chuté de 5 % entre 1981 et 1984 et n'ont jamais atteint par la suite le niveau d'avant la récession. Par opposition, les heures de travail hebdomadaires par homme au quintile supérieur sont demeurées plutôt constantes entre 1981 et 1984 et ont augmenté de 5 % environ durant les dernières années de la décennie précédente. On a obtenu des différences plus modérées chez les femmes.

Est-ce que la tendance croissante des employés qui touchent un salaire élevé à travailler plus d'heures par semaine est propre à un secteur particulier? Pour répondre à cette question, nous devons d'abord nous pencher sur la distribution des salaires horaires à l'intérieur de chaque groupe industriel, pour les hommes et les femmes séparément. En particulier, nous devons

²⁷ On peut déterminer la contribution des variations enregistrées pour $V(b)$ et $V(w)$ à la croissance de V entre 1984 et 1993 -- deux années où le taux de chômage s'est maintenu à 11,2 %. On constate alors que : 1) la croissance de $V(w)$ représente au moins 65 % de l'accroissement de V enregistré dans le secteur de la foresterie et de l'exploitation minière et celui des services de distribution; 2) la croissance enregistrée pour $V(b)$ est responsable de 70 % de l'accroissement de V dans le secteur de la construction; et 3) les hausses enregistrées en $V(b)$ et $V(w)$ représentent chacune la moitié environ de l'accroissement de V dans le secteur de la fabrication et celui des services commerciaux.

calculer la moyenne d'heures de travail hebdomadaires aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur de chaque courbe de distribution des salaires horaires par sexe et pour une industrie donnée. Les résultats sont présentés au tableau 13 et montrent essentiellement que la tendance croissante des employés qui touchent un salaire élevé à travailler plus d'heures n'est pas limitée à une industrie particulière; on a observé cette tendance dans tous les principaux groupes industriels. Par exemple, entre 1981 et 1988, les heures de travail hebdomadaires par homme au quintile supérieur ont augmenté d'au moins deux heures pour tous les principaux groupes industriels, sauf celui de la construction. Par opposition, les heures de travail par homme au quintile inférieur ont chuté ou sont demeuré stables et ce, dans tous les groupes industriels²⁸. Deuxièmement, nous avons calculé, par sexe et par statut syndical, la moyenne d'heures de travail hebdomadaires aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur de la distribution des salaires horaires (tableau 14). Pour les hommes et les femmes également, les heures hebdomadaires travaillées par employé au quintile supérieur ont connu une croissance et ce, dans les secteurs syndiqués et non syndiqués. Ainsi, la corrélation croissante entre les heures hebdomadaires travaillées et les salaires n'est pas limitée à une seule industrie ni aux emplois non syndiqués seulement.

VII. Quelles sont les causes de la croissance de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire au Canada?

Nous croyons que 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 son niveau d'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 à son niveau d'avant la récession;

²⁸ Nous avons aussi décomposé l'accroissement de la covariance entre le logarithme des heures hebdomadaires et le logarithme des salaires horaires en : 1) une composante inter-industrie et 2) une composante intra-industrie. Soit $Cov(h,w)$ et $Cov_j(h,w)$ représentent la covariance entre le logarithme des heures hebdomadaires et le logarithme des salaires horaires : 1) au niveau agrégé et 2) pour l'industrie j , respectivement. On définit ensuite la moyenne du logarithme des heures hebdomadaires (μ_h) et la moyenne du logarithme des salaires horaires (μ_w) au niveau agrégé, puis on répète l'exercice pour l'industrie j (μ_{hj} et μ_{wj}). Ainsi, on peut voir que :

$$Cov(h,w) = \sum p_j * Cov_j(h,w) + \sum p_j (\mu_{hj} - \mu_h) * (\mu_{wj} - \mu_w) \quad (1)$$

où p_j est la part de l'emploi total détenue par l'industrie j . Le premier terme du membre de droite de l'équation (1) représente une somme pondérée des covariances selon l'industrie et mesure la composante intra-industrie. Le second terme est égal à la covariance inter-industrie. Nous avons calculé l'équation (1) pour 1981 et 1988. Tant pour les hommes que pour les femmes, au moins 75 % de l'accroissement de la covariance est attribuable à une hausse enregistrée dans la composante intra-industrie. Cela signifie que la tendance croissante des travailleurs dont le salaire est élevé à faire des semaines de travail plus longues est présente dans la plupart des industries et confirme les résultats du tableau 13.

- 3) la corrélation entre les taux de salaire horaire et les heures de travail hebdomadaires a augmenté entre 1981 et 1986 et n'a jamais atteint par la suite son niveau d'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 des salaires **hebdomadaires** (par exemple, Katz et Murphy, 1992) ou des salaires **horaires** (par exemple, Murphy et Welch, 1992). On a accordé peu d'attention à l'incidence que pourrait avoir des variations au titre de la distribution des heures de travail. Dans la présente section, nous examinons d'abord diverses explications fondées sur l'inégalité des taux de salaire horaires ou hebdomadaires. 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.

VII.1 Explications fondées sur la dispersion croissante des taux de salaire horaire ou hebdomadaire

Désindustrialisation et désyndicalisation

L'hypothèse de la désindustrialisation part du principe que la distribution de l'emploi s'est éloignée du secteur de la fabrication pour se concentrer dans un secteur où la gamme de services va des emplois professionnels à rémunération élevée aux emplois axés sur les services personnels (Bluestone et Harrison, 1982). Une telle évolution de la distribution de l'emploi selon l'industrie devrait entraîner un accroissement de l'inégalité des **salaires horaires** au niveau agrégé et peut expliquer en partie la décroissance du salaire réel des jeunes travailleurs. Autre argument : l'hypothèse de désyndicalisation porte sur l'évolution de l'importance relative du secteur syndiqué en tant que facteur possible de la croissance de l'inégalité des gains (Freeman, 1991). Plus précisément, du fait que la dispersion des salaires horaires est plus élevée dans les emplois non syndiqués que dans les emplois syndiqués, toute diminution de la désyndicalisation devrait entraîner une croissance de l'inégalité des salaires horaires.

Il y a trois raisons pour lesquelles la désindustrialisation et la désyndicalisation sont peu susceptibles d'expliquer la majeure partie de 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 principales responsables de la croissance de l'inégalité des salaires hebdomadaires -- ont été observés dans la plupart des industries et au sein des emplois tant syndiqués que non syndiqués. Deuxièmement, la décroissance de la désyndicalisation a été beaucoup moins prononcée au Canada qu'aux États-Unis²⁹.

²⁹ Dans notre échantillon, la proportion d'hommes occupant des postes syndiqués a chuté de 41,9 % en 1981 à 39,4 % en 1988, tandis que la proportion de femmes a **augmenté** légèrement pour passer de 30,0 % à 31,1 %. Par contraste, le taux de syndicalisation aux États-Unis a chuté de 30 % en 1970 à 16 % en 1990 (Riddell, 1993).

Troisièmement, après avoir contrôlé l'affiliation industrielle et le statut syndical, on peut confirmer la réduction du salaire relatif des jeunes (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 15 montre les résultats issus de ces décompositions. Les secteurs sont définis séparément (colonnes 1-2) ou conjointement (colonne 3) selon l'industrie et le statut syndical. Nous avons effectué ces décompositions à l'aide de l'indice de Theil-Entropy et du carré du coefficient de variation³⁰. En ce qui concerne les deux mesures d'inégalité, les variations enregistrées au titre de la distribution de l'emploi selon l'industrie ou le statut syndical représentent 22 % de l'accroissement de l'inégalité des salaires hebdomadaires chez les hommes. Les variations de la distribution de l'emploi selon l'industrie **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 des secteurs définis à la fois par l'industrie et le statut syndical. Chez les femmes, l'évolution de la composition de l'emploi selon les secteurs définis à la fois par le type d'industrie et le statut syndical représente de 7 à 14 % de la croissance de l'inégalité. Ainsi, tandis que les mouvements au sein de l'industrie et les variations du taux de syndicalisation sont considérables, ils ne font pas partie des facteurs dominants qui sous-tendent la croissance de l'inégalité de la rémunération hebdomadaire.

Progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée

Une troisième théorie citée fréquemment pour expliquer l'accroissement de l'inégalité des gains aux États-Unis stipule que le progrès technologique a eu comme effet d'accroître la demande en travailleurs hautement spécialisés au cours des années 80, augmentant 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). Tandis que les différences de salaire horaire entre les groupes d'âges se sont accrues considérablement, celles relevées entre les niveaux de scolarité n'ont pas connu la même croissance qu'aux États-Unis. Par exemple, chez les hommes américains possédant entre une et cinq années d'expérience, le ratio entre le salaire horaire des diplômés universitaires et celui des diplômés du secondaire est passé de 1.30 à 1.74 entre 1979 et 1989 (Murphy et Welch, 1992, 300). Par contraste, chez les hommes canadiens âgés entre

³⁰ Comme le **carré** du coefficient de variation et l'indice de Theil-Entropy sont décomposables -- tandis 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 les suivantes : 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 de 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 dans l'ensemble, p_i est la proportion d'individus du groupe i et cv_i^2 et TE_i sont des mesures d'inégalité pour le groupe i . Les résultats des tableaux 11 et 15 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 .

17 et 24 ans, le ratio est passé de 1.27 à 1.35 entre 1981 et 1988. Freeman et Needels (1991) prétendent que la plus grande disponibilité de 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. Outre ces facteurs, la réduction des salaires horaires dans le secteur syndiqué -- exposée plus haut -- semble avoir joué un rôle également³¹. Ainsi, même si l'inégalité des salaires horaires n'a pas connu la même croissance au Canada qu'aux États-Unis, l'évolution des différences de salaire horaire entre les groupes d'âges et de niveaux de scolarité semble confirmer largement l'hypothèse fondée sur le progrès technologique³².

Réduction du salaire minimum réel

Entre 1981 et 1988, le salaire minimum réel a chuté pour se situer entre 6 % et 20 %, selon la province choisie. Cela peut avoir eu comme effet de réduire le salaire horaire des jeunes travailleurs, d'accroître l'inégalité des salaires horaires et donc l'inégalité des salaires hebdomadaires. Afin d'évaluer la mesure dans laquelle la chute 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 enregistré cette année-là et imposé à la fois au Québec et en Ontario. Nous avons ensuite recalculé le salaire horaire moyen hypothétique de 1988 à partir de ce rajustement. Une fois cela fait, le salaire horaire réel des jeunes hommes a chuté de 15,2 % entre 1981 et 1988; durant cette période, il a réellement chuté de 16,1 %. Le salaire horaire réel des jeunes femmes a chuté de 10,6 %, ce qui est très près de la diminution observée de 12,0 %. Tandis que la procédure précitée ne tient pas compte des augmentations de salaire indirectes possibles qui auraient pu être observées dans le groupe des jeunes travailleurs touchant un salaire **supérieur** au salaire minimum, elle porte à croire que la réduction du salaire minimum réel n'est pas véritablement responsable de la diminution du salaire réel des jeunes.

Décroissance de la taille moyenne d'entreprise

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

³¹ Nous avons estimé les équations précédentes de salaires horaires séparément pour les hommes syndiqués et non syndiqués, pour 1981 et 1988. Dans les emplois syndiqués, le rapport entre le salaire horaire des diplômés universitaires et celui des individus ayant de 9 à 13 années de scolarité (obtenu après avoir déterminé l'état civil, l'affiliation industrielle, la région de résidence et le statut d'emploi à plein temps ou à temps partiel) a chuté de 1.27 à 1.17 chez les hommes âgés entre 35 et 44 ans et entre 1.37 et 1.32 chez les hommes de 45 à 54 ans. Dans les emplois non syndiqués, ce rapport est passé de 1.29 à 1.42 chez les hommes âgés entre 35 et 54 ans. Les hommes de cette dernière catégorie représentaient une proportion variant entre 40 et 50 % des hommes syndiqués entre 1981 et 1988.

³² 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 rapport entre le taux de chômage chez les individus ayant entre 0 et 8 années de scolarité et 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 le groupe des 25-34 ans.

l'emploi (PALE), de Statistique Canada, montrent que la proportion de travailleurs employés dans des entreprises comptant moins de 20 employés est passée de 18,4 % à 20,4 %, tandis que le pourcentage de personnes employées dans des entreprises de 500 employés ou plus a chuté de 51,3 % à 46,4 % entre 1981 et 1988. Puisque 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 oppose 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 demeurée constante à sa valeur de 1981³³. Entre 1981 et 1988, le ratio entre le taux de salaire horaire des travailleurs du groupe des 17-24 ans et celui des travailleurs âgés entre 25 et 64 ans a chuté de 0.72 à 0.60. Lorsque nous maintenons la distribution de l'emploi à sa valeur de 1981, ce ratio demeure stable à 0.60. Cela porte à croire que la décroissance de la taille moyenne d'entreprise a eu une incidence très faible sur les différences de salaire entre les différents groupes d'âges³⁴.

VII.2 Pour quelle raison la distribution des heures hebdomadaires de travail a-t-elle évolué au Canada?

Évolution de l'offre de travail découlant de la stagnation des gains annuels réels

À 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. Dans une économie où les gains annuels réels sont stables depuis les quelques dernières années, la proportion croissante d'employés 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'accroître 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 à plein temps toute l'année sont stables depuis le milieu des années 70. Malgré cela, la tendance à faire de longues semaines de travail a commencé à augmenter **aussitôt après** la récession de 1981 et 1982, et non depuis le milieu des années 70. Ainsi, le fait que ces deux événements 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,

³³ Comme l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail ne donne pas de renseignements sur la taille de l'entreprise, nous avons procédé de la façon suivante : premièrement, nous avons calculé la distribution de l'emploi selon la taille de l'entreprise pour 1981 et 1988 en utilisant le 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 ou plus). Nous avons calculé l'évolution de la proportion des travailleurs employés dans ces catégories entre 1981 et 1988. Deuxièmement, nous avons additionné ce changement au pourcentage de travailleurs employés dans ces catégories qu'on a obtenu de l'EA de 1988.

³⁴ 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 décroître le salaire moyen des jeunes travailleurs. Cependant, la diminution de la proportion des grandes entreprises -- où les travailleurs plus âgés sont surreprésentés -- tend à rabaisser le salaire moyen de ces travailleurs. Ainsi, l'effet net de ces deux facteurs n'est pas connu a priori.

a fortiori, les ménages -- réalisent que les gains annuels réels connaissent une stagnation et qu'ils rajustent leur offre de main-d'oeuvre en conséquence. Deuxièmement, et ce fait est peut-être plus important encore, l'accroissement des heures travaillées touche principalement les travailleurs au quintile supérieur de la distribution des salaires hebdomadaires. Si les travailleurs dont le salaire est élevé 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 employés au quintile inférieur de la distribution des salaires hebdomadaires **a chuté** 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 entre 1981 et 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 1988³⁵. Mesuré de cette façon, le degré de rationnement a augmenté de 1,6 heure par mois, ou 0,4 heure approximativement par semaine. Toutefois, si le temps de travail avait augmenté de 0,4 heure par semaine, les hommes au quintile inférieur auraient travaillé, en moyenne, 31,3 heures seulement par semaine (c'est-à-dire, 30,9 + 0,4), comparativement à 32,8 heures en 1981. Autre possibilité : la décroissance 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 temps plein. Les données n'appuient toutefois pas cette allégation. Chez les hommes de 25 à 54 ans, soit un sous-échantillon qui exclut la plupart des étudiants à plein temps, la moyenne des heures hebdomadaires travaillées pour le quintile inférieur a chuté de 39,0 à 37,8 entre 1981 et 1988, tandis que la moyenne d'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 résulte pas simplement d'une croissance de l'emploi à temps partiel chez les jeunes travailleurs ou chez les étudiants à plein temps. Un troisième argument part du principe 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 le premier groupe peut avoir préféré de ne pas le faire. Nous ne pouvons pas éliminer cette possibilité.

³⁵ Le degré de rationnement a été calculé comme suit : dans l'Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, lorsqu'une personne travaillait moins de six heures par jour ou moins de cinq jours par semaine ou moins de quatre semaines par mois, on lui posait la question suivante : «... combien d'heures supplémentaires par mois auriez-vous préféré travailler pour cet employeur?». Si le nombre d'heures supplémentaires est supérieur à zéro, on lui posait 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 résultant par le nombre d'hommes du quintile inférieur. On a utilisé la même procédure pour l'Enquête de 1988 sur l'activité.

Évolution de l'offre de travail découlant de modifications fiscales

Par ailleurs, certains travailleurs peuvent avoir augmenté leur offre de travail en réponse aux modifications fiscales mises de l'avant au cours des années 1980. La réforme fiscale entreprise par le gouvernement en 1988, bien qu'elle simplifie la structure des tranches d'imposition en 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 %). La réduction du taux maximal le plus élevé d'imposition du revenu 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 tant que pourcentage de l'impôt fédéral de base, on a introduit une surtaxe sur les revenus élevés, et le niveau de revenu imposable à partir duquel une surtaxe sur les revenus élevés est imposée a chuté. Outre les caractéristiques socio-économiques des particuliers (par exemple, état civil, 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 déclarants ontariens. Dans la figure 10, 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 annuels³⁶. La population choisie comprend des 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 peuvent être utilisées ensemble pour la période de 1984-1990 seulement, nous avons décidé de limiter notre analyse à cet intervalle de temps.

La série chronologique des taux marginaux d'imposition qui ont été calculés diffère selon les quintiles. Entre 1984 et 1990, les taux marginaux d'imposition au quintile inférieur sont passés de 20 à 24 %, tandis que ceux au quintile supérieur ont chuté légèrement, passant de 54 à 52 %. Les modifications fiscales qui touchent l'offre de main-d'oeuvre parviennent-elles à expliquer totalement les fluctuations observées dans la distribution des heures hebdomadaires? La réponse est non. La hausse la plus importante enregistrée à l'égard de la moyenne d'heures hebdomadaires a pu être observée au quintile supérieur entre 1984 et 1986; durant cette période, les heures hebdomadaires sont passées 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 au quintile supérieur est passé de 42,6 à 46,2 entre 1981 et 1989 -- deux années où les conditions macro-économiques étaient assez comparables -- il est peu probable que la hausse observée entre 1984 et 1986 traduise simplement un effet cyclique.

Plus fondamentalement, les fluctuations enregistrées à l'égard de l'offre relative des divers groupes d'âges et de 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 ayant de 9 à 13 années de scolarité

³⁶ Nous obtenons une distribution hypothétique des salaires annuels en multipliant les gains hebdomadaires par 52 semaines.

(telle que mesurée par leur part du nombre total d'heures hebdomadaires travaillées par les employés de sexe masculin) a chuté passée de 14 à 10 %. Parallèlement, leur salaire horaire réel chutait de 19 %. Ce simple fait amène à penser que l'évolution de la disponibilité de main-d'oeuvre doit être incorporée à toute explication cohérente de la croissance de l'inégalité des gains hebdomadaires.

Évolution de la demande de main-d'oeuvre

Même s'il a été possible de confronter les explications antérieures aux données disponibles, d'autres ne peuvent être testées directement. Une des explications s'inspire d'une théorie des marchés de travail internes et propose l'hypothèse suivant laquelle en réaction aux pressions plus fortes de la compétitivité, les entreprises canadiennes peuvent s'être adaptées, au cours des années 80, de la façon suivante : premièrement, afin de maintenir le moral des employés au sein de leur main-d'oeuvre spécialisée, elles peuvent avoir comprimé les frais de main-d'oeuvre, principalement en diminuant les salaires horaires des emplois de débutants, c'est-à-dire, chez les jeunes travailleurs. Deuxièmement, afin d'assouplir la gestion de leur main-d'oeuvre, elles peuvent avoir décidé de recourir davantage à l'emploi à temps partiel pour les employés à l'égard desquels les dépenses de formation et de renouvellement sont faibles, tout en exigeant un plus grand nombre d'heures de travail des travailleurs hautement spécialisés et largement rémunérés. Cela viendrait expliquer l'accroissement des différences de salaire horaire entre les groupes d'âges, la croissance enregistrée au titre de la dispersion des heures hebdomadaires de travail et l'accroissement de la corrélation entre les heures hebdomadaires travaillées et les taux de salaire horaire.

Une autre théorie stipule que l'accroissement des frais fixes liés à l'embauche peut avoir fait hésiter les entreprises à engager de nouveaux travailleurs (Business Week, 1993). Les sommes déboursées par les employeurs à l'égard de programmes comme le RPC/Q et l'assurance-chômage de même que les charges sociales assumées par l'employeur cessent habituellement lorsque les gains d'un employé sont supérieurs à un niveau déterminé. Par conséquent, il est avantageux pour les employeurs d'utiliser les employés dont le salaire est élevé pour effectuer les longues heures de travail plutôt que d'embaucher des travailleurs supplémentaires pour augmenter la production. Le recours à une main-d'oeuvre hautement spécialisée aggrave le problème. Lorsque les compétences requises sont spécifiques à une entreprise et que les frais de formation sont absorbés par l'employeur, une hausse des frais de formation peut amener les entreprises à employer des travailleurs spécialisés pour les longues heures de travail au lieu d'embaucher de nouveaux employés -- qu'ils travaillent à plein temps ou à temps partiel -- pour lesquels il faudrait engager des dépenses de formation supplémentaires. À l'inverse, lorsque les compétences requises et les frais de formation sont faibles, les dépenses élevées faites au titre du revenu supplémentaire du travail pour les employés permanents peuvent amener les entreprises à recourir davantage aux travailleurs à temps partiel, à l'égard desquels les charges sociales sont habituellement faibles ou inexistantes.

Une troisième hypothèse prévoit que le marché du travail relativement stagnant des années 80 peut avoir transféré le pouvoir de négociation (entre les entreprises et les travailleurs) vers les entreprises. Si un tel transfert se produisait, cela permettrait aux entreprises d'exiger de plus

longues semaines de travail de la part de leur main-d'oeuvre et de réduire les frais en réduisant principalement les salaires des postes de débutant.

Les changements technologiques qui accroissent la mobilité des entreprises peuvent également entraîner une hausse de la concurrence et (ou) avoir entraîné un transfert du pouvoir de négociation vers les entreprises. La plus grande ouverture du Canada au commerce international peut aussi avoir produit ces deux effets. Entre 1983 et 1993, le ratio entre la somme des exportations réelles et des importations réelles, d'une part, et le PIB, d'autre part, est passé de 43 à 68 % (figure 11).

Les cotisations de l'employeur au RPC/Q, à l'A-C, aux indemnités d'accidents du travail, aux régimes de retraite privés et au bien-être social (y compris les cotisations sociales du Québec et de l'Ontario) ont aussi connu une hausse à l'égard des traitements et salaires depuis le milieu des années 60 (figure 12). Cependant, du fait que ces frais fixes de main-d'oeuvre se sont accrues durant la **deuxième moitié des années 70** de même qu'au cours des années 80, on peut se demander pourquoi -- pour les hommes du moins -- la dispersion des heures de travail hebdomadaires n'a pas connu d'augmentation durant cette même période. Il se pourrait que les contraintes associées à la croissance de ces charges ne se sont appliquées qu'après la récession de 1981-1982, époque à laquelle la compétitivité croissante peut avoir amené les entreprises à restructurer, à réduire le personnel et à comprimer les frais de main-d'oeuvre³⁷.

Il n'y a aucune donnée qui permette de mesurer directement les variations continues à l'égard des frais de formation. Cependant, si l'on présume que ces frais sont plus élevés dans les entreprises à forte intensité de capital³⁸, la série chronologique du rapport capital-travail constitue une preuve indirecte des tendances ayant trait aux frais de formation. Dans le secteur commercial, le rapport capital-travail est demeuré plutôt constant durant la deuxième moitié des années 80 pour croître ensuite de façon marquée entre 1981 et 1993 (figure 13). De ce fait, il a augmenté de 37 % entre 1981 et 1993. Nous interprétons cela comme une preuve possible du fait que les frais de formation peuvent avoir augmenté durant cette période. Dans le cas des périodes de chômage comprenant une formation propre à une entreprise, le salaire des travailleurs peut s'être situé au départ sous leurs niveaux de productivité pour surpasser ensuite la productivité. Une hausse des frais de formation dans tous les secteurs de l'économie pourrait

³⁷ Théoriquement, on souhaiterait établir, pour chaque industrie, des mesures de l'intensité de la concurrence et du revenu supplémentaire du travail, et les utiliser comme variables explicatives des tendances enregistrées au titre de la dispersion des heures hebdomadaires. Tandis qu'on pouvait établir des mesures de la concurrence à partir de la version longitudinale du Recensement des manufactures (par exemple, en s'attachant aux tendances touchant les parts de marché transférées des entreprises en expansion à celles qui connaissent une attrition), il est impossible de produire des estimations fiables du revenu supplémentaire du travail pour les industries du niveau à deux chiffres.

³⁸ L'Enquête sur la formation et le développement des ressources humaines montre que, en 1987, les entreprises comptant 1 000 employés ou plus dépensaient, en moyenne, 260 \$ par employé (pour la formation régulière), comparativement à 100 \$ par employé dans les entreprises comptant entre 10 et 49 employés. Cela nous porte à croire que les frais de formation sont plus élevés dans les grandes entreprises que dans les petites entreprises. Comme les grandes entreprises sont davantage de type capitalistique que les petites entreprises, on en conclut que le rapport capital-travail peut faire l'objet d'une corrélation positive avec les frais de formation.

affiner le profil âge-gains, c'est-à-dire que cela amènerait les entreprises à offrir des salaires plus bas durant la première étape d'une période de chômage et à les augmenter ensuite. Cela pourrait expliquer l'écart salarial croissant qui oppose les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés.

Bien qu'il soit difficile de définir exactement la contribution de chacun des facteurs précités, ce qui compte, en bout de ligne, c'est le fait que le marché du travail relativement stagnant des années 80, la croissance de la compétitivité, les changements technologiques, la plus grande ouverture du Canada au commerce international, l'accroissement des frais fixes de main-d'oeuvre et l'accroissement possible des frais de formation sont autant de facteurs qui peuvent avoir influé sur la demande de main-d'oeuvre des entreprises, et ils sont tous susceptibles d'expliquer une partie de la dispersion croissante des heures de travail hebdomadaires.

VIII. Conclusion

L'inégalité de la rémunération hebdomadaire s'est accrue durant les années 80 au Canada. Cet accroissement dépend de trois faits concourants. En premier lieu, le salaire horaire réel des jeunes travailleurs a chuté de façon marquée. Deuxièmement, le pourcentage d'employés qui travaillent 35-40 heures par semaine a chuté, tandis que la proportion d'employés qui font des semaines de travail plus courtes ou plus longues a augmenté. Troisièmement, on a enregistré une tendance à la hausse chez les travailleurs qui touchent un salaire élevé à faire de longues semaines de travail. Nous croyons que toute hypothèse avancée pour expliquer l'accroissement de l'inégalité doit concilier ces trois faits.

La première série d'études américaines qui se sont attachées à la croissance de l'inégalité des gains (par exemple, Bluestone et Harrison, 1982) prétendaient que les variations enregistrées à l'égard de la distribution des emplois dans l'industrie étaient principalement responsables des mouvements observés. Le présent document et les études américaines subséquentes (par exemple, Katz et Murphy, 1992) ont montré que la désindustrialisation ne peut pas, à elle seule, expliquer l'accroissement de l'inégalité. Lorsque combinés aux fluctuations touchant le taux de syndicalisation, les changements enregistrés dans la distribution de l'emploi selon l'industrie (au niveau de l'industrie à un chiffre) représentent environ 30 % de la croissance observée au titre de l'inégalité des gains hebdomadaires. D'autres facteurs, comme la chute du salaire minimum réel et la décroissance de la taille moyenne d'entreprise, ne sont responsables que d'une très petite partie de la croissance des écarts âge-gains.

La deuxième série d'études réalisées aux États-Unis (par exemple, Bound et Johnson, 1992) ont prétendu que, jusqu'à maintenant, le progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée constitue le principal facteur qui sous-tend les fluctuations observées dans la structure des salaires. De façon assez surprenante, on a accordé très peu d'attention à l'incidence possible des changements sur la distribution des heures hebdomadaires de travail. Toutefois, cette distribution est devenue plus polarisée, aussi bien au Canada qu'aux États-Unis. Si l'on présume qu'une économie comporte deux types de travailleurs, soit hautement spécialisés et peu spécialisés, et si l'offre de travail de chaque type est de pente positive, 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, la croissance enregistrée au titre de la dispersion des heures hebdomadaires de travail ainsi qu'à l'égard de la corrélation entre les salaires horaires et les heures hebdomadaires -- qui ont été documentés dans la section précédente -- n'est pas incompatible, à priori, avec la thèse du progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée.

Cependant, comme MMP (1994) l'a fait remarquer, d'autres facteurs pourraient avoir joué un rôle également, voire plus important au Canada. L'intensification de la concurrence, les changements (présumés) survenus dans la structure de pouvoirs entre les entreprises et les travailleurs, la plus grande mobilité des entreprises, la plus grande ouverture du Canada au commerce international, la fluctuation des frais fixes de main-d'oeuvre et, possiblement, des frais de formation sont autant de facteurs qui peuvent avoir amené les employeurs à modifier à la fois la structure des salaires et la dispersion des heures hebdomadaires au sein de leur établissement. Les mouvements enregistrés dans la distribution des heures hebdomadaires de travail, lesquels ont été documentés dans le présent document, portent à croire que le progrès technologique axé sur la main-d'oeuvre qualifiée n'est peut-être pas la seule responsable de la hausse de l'inégalité des gains hebdomadaires au Canada.

Tableau 1 : Gains hebdomadaires, heures hebdomadaires travaillées et salaires horaires à divers quintiles 1981-1988¹

Hommes	1981	1988	Variation en pourcentage
Quintiles			
1^{er}			
Gains hebdomadaires	143.90	138.40	-3.8 %
Heures hebdomadaires	32.8	30.9	-5.8 %
Salaires horaires	4.78	4.80	0.4 %
2^e			
Gains hebdomadaires	271.95	283.66	4.3 %
Heures hebdomadaires	41.1	41.4	0.7 %
Salaires horaires	6.76	7.02	3.8 %
3^e			
Gains hebdomadaires	359.54	377.62	5.0 %
Heures hebdomadaires	40.9	41.7	2.2 %
Salaires horaires	8.99	9.25	2.9 %
4^e			
Gains hebdomadaires	451.88	484.81	7.3 %
Heures hebdomadaires	41.0	42.2	2.9 %
Salaires horaires	11.24	11.71	3.6 %
5^e			
Gains hebdomadaires	666.01	728.85	9.4 %
Heures hebdomadaires	42.6	45.0	5.6 %
Salaires horaires	16.03	16.65	3.9 %
Femmes			
Quintiles			
1^{er}			
Gains hebdomadaires	71.71	71.37	-0.5 %
Heures hebdomadaires	18.4	18.0	-2.2 %
Salaires horaires	4.78	4.57	-4.4 %
2^e			
Gains hebdomadaires	159.00	157.89	-0.7 %
Heures hebdomadaires	33.8	33.5	-0.9 %
Salaires horaires	5.30	5.28	-0.4 %
3^e			
Gains hebdomadaires	224.03	230.50	2.9 %
Heures hebdomadaires	37.5	36.9	-1.6 %
Salaires horaires	6.29	6.59	4.8 %
4^e			
Gains hebdomadaires	296.90	307.19	3.5 %
Heures hebdomadaires	38.1	38.4	0.8 %
Salaires horaires	8.08	8.22	1.7 %
5^e			
Gains hebdomadaires	470.44	505.09	7.4 %
Heures hebdomadaires	38.9	40.0	2.8 %
Salaires horaires	12.49	12.92	3.4 %

1. La moyenne des gains hebdomadaires et la moyenne des salaires horaires sont exprimés en dollars constants de 1981. Les travailleurs sont classés, par ordre ascendant, selon leurs gains hebdomadaires, de sorte que les quintiles font ici référence aux salaires hebdomadaires.

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

Tableau 2 : Variance du logarithme des gains hebdomadaires, variance du logarithme des heures de travail hebdomadaires et variance du logarithme des salaires horaires, 1981-1990.

	(1) Variance du logarithme des gains hebdomadaires	(2) Variance du logarithme de la durée hebdomadaire du travail	(3) Variance du logarithme des salaires horaires	(4) Terme de covariance
Hommes				
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
Femmes				
1981	0.516	0.247	0.253	0.016
1984	0.567	0.263	0.240	0.064
1986	0.568	0.258	0.257	0.053
1987	0.555	0.251	0.248	0.056
1988	0.562	0.252	0.245	0.065
1989	0.562	0.245	0.252	0.065
1990	0.583	0.249	0.264	0.070

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 :

	Durée hebdomadaire du travail	Salaires horaires	Terme de covariance
Hommes			
1981-1984	28 %	0 %	72 %
1981-1986	18 %	32 %	51 %
1981-1987	12 %	27 %	61 %
1981-1988	30 %	8 %	62 %
1981-1989	37 %	11 %	53 %
1981-1990	28 %	20 %	51 %
Femmes			
1981-1984	31 %	-25 %	94 %
1981-1986	21 %	8 %	71 %
1981-1987	10 %	-13 %	103 %
1981-1988	11 %	-17 %	107 %
1981-1989	-4 %	-2 %	107 %
1981-1990	3 %	16 %	81 %

1. L'échantillon comprend des travailleurs salariés âgés entre 17 et 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 et de l'Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990. Les gains hebdomadaires sont ceux touchés par les travailleurs salariés à leur emploi principal qu'ils occupaient en décembre. L'emploi principal est celui auquel un travailleur consacre habituellement le plus grand nombre d'heures chaque semaine.

Tableau 3 : Différences de salaires horaires entre les niveaux de scolarité, 1981-1988¹

HOMMES										
Groupe d'âges	17-24		25-34		35-44		45-54		55-64	
Année	1981	1988	1981	1988	1981	1988	1981	1988	1981	1988
Ed1 ²	-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)
FEMMES										
Groupe d'âges	17-24		25-34		35-44		45-54		55-64	
Année	1981	1988	1981	1988	1981	1988	1981	1988	1981	1988
Ed1	-0.25 (0.025)	-0.15 (0.015)	-0.25 (0.025)	-0.41 (0.036)	-0.18 (0.022)	-0.15 (0.015)	-0.14 (0.024)	-0.15 (0.015)	-0.14 (0.030)	-0.15 (0.015)
Ed2	0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.00 -
Ed3	0.07 (0.013)	0.05 (0.016)	0.07 (0.013)	0.11 (0.022)	0.07 (0.013)	0.15 (0.024)	0.23 (0.040)	-0.04 (0.035)	0.21 (0.063)	0.05 (0.016)
Ed4	0.16 (0.011)	0.19 (0.010)	0.16 (0.011)	0.19 (0.010)	0.16 (0.011)	0.23 (0.014)	0.16 (0.011)	0.19 (0.010)	0.16 (0.011)	0.19 (0.010)
Ed5	0.34 (0.013)	0.26 (0.027)	0.34 (0.013)	0.38 (0.014)	0.34 (0.013)	0.50 (0.017)	0.34 (0.013)	0.42 (0.022)	0.34 (0.013)	0.44 (0.040)

1. Les chiffres montrent les différences de salaire entre les travailleurs ayant un niveau de scolarité donné et ceux possédant entre **9 et 13 années de scolarité**. Le ratio entre le salaire horaire des travailleurs ayant un niveau de scolarité donné et 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 explicatives pour l'industrie, 6) une variable explicative pour le statut syndical, 7) une variable explicative pour l'emploi à plein temps ou à temps partiel et 8) quatre variables explicatives pour la région.
2. Ed1 = aucune scolarité ni aucune étude élémentaire; Ed2 = 9 à 13 années de scolarité; Ed3 = quelques études postsecondaires; Ed4 = certificat ou diplôme d'études postsecondaires; Ed5 = diplôme universitaire.

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

Tableau 4 : Source des changements enregistrés aux titres de la variance du logarithme des salaires horaires et de la variance du logarithme des salaires hebdomadaires, 1981-1988.

Hommes

Changement dans la variance du logarithme des gains hebdomadaires	=	0.064	100 %
Changement dans la variance du logarithme des heures hebdomadaires		0.019	30 %
+ Changement dans la variance du logarithme des salaires horaires	=	0.005	8 %
1) entre les groupes d'âges		0.033	51 %
+2) à l'intérieur des groupes d'âges		-0.022	-34 %
+3) variations des poids		-0.006	-9 %
+ Changement du terme de covariance		0.040	62 %

Femmes

Changement dans la variance du logarithme des gains hebdomadaires	=	0.046	100 %
Changement dans la variance du logarithme des heures hebdomadaires		0.005	11 %
+ Changement dans la variance du logarithme des salaires horaires	=	-0.008	-17 %
1) entre les groupes d'âges		0.017	37 %
+2) à l'intérieur des groupes d'âges		-0.025	-54 %
+3) variations des poids		0.000	0 %
+ Changement du terme de covariance		0.049	106 %

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

Tableau 5 : Variance du logarithme des salaires horaires selon l'âge et le statut syndical, 1981-1988.

	Ensemble des emplois	Emplois syndiqués	Emplois non syndiqués
I. Échantillon complet			
Hommes			
17-24 ans			
1981	0.252	0.167	0.257
1988	0.193	0.141	0.175
25-64 ans			
1981	0.222	0.147	0.279
1988	0.210	0.103	0.283
Femmes			
17-24 ans			
1981	0.212	0.147	0.206
1988	0.154	0.125	0.142
25-64 ans			
1981	0.252	0.163	0.267
1988	0.239	0.136	0.259
II. Travailleurs ayant déclaré des gains sur une base horaire			
	Ensemble des emplois	Emplois syndiqués	Emplois non syndiqués
Hommes			
17-24 ans			
1981	0.184	0.120	0.166
1988 ¹	0.162	0.124	0.138
25-64 ans			
1981	0.163	0.112	0.194
1988 ¹	0.148	0.083	0.181
Femmes			
17-24 ans			
1981	0.135	0.126	0.105
1988 ¹	0.118	0.104	0.095
25-64 ans			
1981	0.166	0.114	0.152
1988 ¹	0.175	0.110	0.159

1. Les chiffres sont fondés sur le sous-ensemble d'observations pour lesquelles un code de déclaration était disponible. En 1988, 88 % environ des observations étaient accompagnées d'un code de déclaration dans le fichier principal.

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

Tableau 6 : Pourcentage de travailleurs ayant déclaré leurs gains sur une base horaire, 1981-1989

	Hommes	Femmes
1981	35	36
1984	42	48
1986	49	51
1988	53 ¹	54 ¹
1989	53 ¹	53 ¹

1. Les chiffres sont fondés sur le sous-ensemble d'observations pour lesquelles un code de déclaration était disponible. Pour 1988 et 1989, le sous-ensemble comprend approximativement 88 % des observations obtenues de l'échantillon initial.

Source : Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale et Enquête sur l'activité menée en 1986, en 1988 et en 1989.

Tableau 7 : Variance du logarithme des salaires horaires à l'intérieur des groupes d'âges, 1981-1988, travailleurs de sexe masculin ayant déclaré des gains positifs¹

	1981	1988
Hommes âgés entre 17 et 24 ans	0.473	0.512
Hommes âgés entre 25 et 64 ans	0.375	0.390

¹ Les travailleurs sont d'abord classés, par ordre ascendant, selon leur salaire horaire. On obtient le salaire horaire en divisant les salaires et traitements annuels au moment t par le nombre de semaines travaillées au moment t et les heures hebdomadaires travaillées au moment t+1. On exclut ensuite le premier 10 % de la distribution des salaires horaires. La variance du logarithme des salaires horaires est calculée à partir de l'échantillon résiduel.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs.

Tableau 8 : Distribution des heures hebdomadaires travaillées, 1981-1990

Année	1981	1984	1986	1987	1988	1989	1990
Hommes							
Nombre d'heures travaillées par semaine							
1-29	6.9	7.8	8.0	7.6	8.5	8.2	8.7
30-34	1.8	2.8	1.9	2.1	1.9	2.1	2.3
35-40	75.3	72.8	71.0	69.0	67.7	65.8	67.0
41-49	7.7	8.7	8.4	9.7	10.0	11.5	10.7
50+	8.5	8.0	10.7	11.7	11.9	12.5	11.4
Femmes							
Nombre d'heures travaillées par semaine							
1-29	25.1	27.1	26.9	25.5	26.5	25.9	26.5
30-34	5.5	6.8	6.1	6.4	6.4	6.0	5.8
35-40	64.1	60.7	60.1	60.7	59.3	59.8	59.1
41-49	3.0	3.1	3.6	4.0	4.4	5.0	4.7
50+	2.4	2.3	3.2	3.5	3.5	3.3	3.8

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 1990.

Tableau 9 : Distribution des heures hebdomadaires travaillées selon le statut syndical, 1981-1990.

Année	1981	1984	1986	1987	1988	1989	1990
Hommes syndiqués							
Nombre d'heures travaillées par semaine							
1-29	3.1	3.1	3.5	3.5	4.1	4.7	5.2
30-34	1.7	2.4	1.8	2.1	1.8	2.0	2.3
35-40	85.2	83.0	81.9	80.8	77.9	76.5	77.0
41-49	5.8	7.1	6.8	7.4	9.1	9.6	8.4
50+	4.3	4.5	6.1	6.2	7.2	7.2	7.2
Hommes non syndiqués							
Nombre d'heures travaillées par semaine							
1-29	9.6	11.1	11.0	10.1	11.3	10.5	11.0
30-34	1.8	3.1	2.0	2.1	1.9	2.1	2.3
35-40	68.1	65.4	63.8	61.7	61.1	58.6	60.6
41-49	9.0	9.8	9.5	11.1	10.6	12.7	12.0
50+	11.4	10.6	13.7	15.1	15.1	16.1	14.2
Femmes syndiquées							
Nombre d'heures travaillées par semaine							
1-29	15.2	19.3	20.5	19.6	21.5	21.1	21.1
30-34	5.6	5.8	5.0	6.0	5.8	5.5	5.5
35-40	74.5	70.1	68.7	68.0	65.7	66.1	65.4
41-49	2.3	2.2	3.3	3.6	3.9	4.5	4.8
50+	2.4	2.6	2.5	2.9	3.1	2.8	3.3
Femmes non syndiquées							
Nombre d'heures travaillées par semaine							
1-29	29.3	30.8	29.9	28.0	28.7	28.2	29.1
30-34	5.4	7.3	6.6	6.6	6.7	6.3	6.0
35-40	59.6	56.3	56.2	57.6	56.4	56.8	56.1
41-49	3.3	3.5	3.8	4.1	4.6	5.2	4.7
50+	2.4	2.2	3.5	3.7	3.6	3.6	4.1

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 1990.

Tableau 10 : Moyenne des heures hebdomadaires de travail selon l'âge et le niveau de scolarité, employés de sexe masculin, 1981 et 1988

1981

Âge	17-24	25-34	35-44	45-54	55-64
Niveau de scolarité					
Aucune étude ou études élémentaires	38.4	40.5	41.5	40.8	39.5
9 à 13 années de scolarité	36.7	41.5	40.5	40.9	39.2
Quelques études postsecondaires	30.2	40.7	40.9	41.4	39.1
Certificat ou diplôme du postsecondaire	35.6	40.7	41.3	40.7	39.7
Diplôme universitaire	36.4	40.4	41.0	42.2	40.8

1988

Âge	17-24	25-34	35-44	45-54	55-64
Niveau de scolarité					
Aucune étude ou études élémentaires	41.4	43.9	41.9	41.9	40.6
9 à 13 années de scolarité	34.9	42.4	41.9	40.9	40.7
Quelques études postsecondaires	31.8	41.5	41.6	41.8	38.5
Certificat ou diplôme du postsecondaire	35.7	41.4	41.0	41.1	38.0
Diplôme universitaire	36.0	41.0	41.8	41.9	41.4

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

Tableau 11 : Décomposition de la variation enregistrée dans la dispersion des heures hebdomadaires de travail, selon l'âge et le niveau de scolarité, employés de sexe masculin, 1981-1988

1. Dispersion des heures hebdomadaires en 1981 et en 1988

	1981	1988	Changement dans la dispersion entre 1981 et 1988
Indice de Theil-Entropy	0.031	0.038	0.007
Carré du coefficient de variation	0.055	0.068	0.013

II. Pourcentage du changement dans la dispersion des heures hebdomadaires qui est attribuable aux changements dans la dispersion entre les groupes, aux changements dans la dispersion à l'intérieur des groupes et aux changements des poids démographiques.

	Indice de Theil- Entropy	Carré du coefficient de variation
Changement :		
dans la dispersion entre les groupes	14 %	8 %
dans la dispersion à l'intérieur des groupes	114 %	115 %
des poids démographiques	-28 %	-23 %

1. La décomposition est fondée sur 25 groupes de travailleurs définis à la fois par l'âge et le niveau de scolarité. Les catégories d'âges sont les suivantes : 1) 17-24 ans, 2) 25-34 ans, 3) 35-44 ans, 4) 45-54 ans, 5) 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) certificat ou diplôme d'études postsecondaires, 5) diplôme universitaire.

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

Tableau 12 : Coefficients de corrélation entre les heures hebdomadaires travaillées et les taux de salaire horaire, 1981-1990¹

	Hommes	Femmes
1981	-0.012 (0.0858)	-0.038 (0.0001)
1984	0.103 (0.0001)	0.072 (0.0001)
1986	0.069 (0.0001)	0.050 (0.0001)
1987	0.067 (0.0001)	0.060 (0.0001)
1988	0.092 (0.0001)	0.082 (0.0001)
1989	0.069 (0.0001)	0.081 (0.0001)
1990	0.106 (0.0001)	0.092 (0.0001)

1. Les chiffres entre parenthèses montrent le niveau de signification des coefficients.

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 1990.

Tableau 13 : Moyenne des heures hebdomadaires travaillées aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur, selon l'industrie, 1981-1988¹

	Hommes		Femmes	
	1981	1988	1981	1988
Agriculture				
Quintile inférieur	25.3	18.4	12.0	13.3
Quintile intermédiaire	48.0	53.7	40.0	32.0
Quintile supérieur	50.4	59.3	41.9	43.2
Foresterie et exploitation minière				
Quintile inférieur	40.4	40.4	28.5	23.8
Quintile intermédiaire	41.6	43.1	39.0	39.7
Quintile supérieur	48.4	52.3	39.3	42.3
Construction				
Quintile inférieur	38.2	36.9	17.0	16.8
Quintile intermédiaire	41.3	43.5	33.6	37.3
Quintile supérieur	44.5	46.1	39.8	40.6
Fabrication				
Quintile inférieur	38.2	38.1	30.9	31.0
Quintile intermédiaire	40.3	41.2	38.6	39.5
Quintile supérieur	41.8	44.2	39.6	40.7
Services de distribution				
Quintile inférieur	35.9	36.1	22.4	23.0
Quintile intermédiaire	41.3	41.4	38.0	38.3
Quintile supérieur	42.6	45.5	38.7	41.0
Services commerciaux				
Quintile inférieur	36.3	33.2	26.0	26.1
Quintile intermédiaire	41.5	42.0	38.2	38.6
Quintile supérieur	42.7	45.1	39.1	40.1
Services aux consommateurs				
Quintile inférieur	17.4	16.2	14.4	13.2
Quintile intermédiaire	42.3	42.3	35.3	35.5
Quintile supérieur	42.4	46.6	39.0	40.6
Services publics				
Quintile inférieur	31.3	29.6	17.7	17.9
Quintile intermédiaire	40.5	40.0	36.8	36.0
Quintile supérieur	40.8	42.5	38.8	40.2

1. Pour chaque industrie, les hommes et les femmes sont classés séparément, par ordre ascendant, selon leurs gains hebdomadaires. Ainsi, les chiffres font référence aux quintiles définis d'après une distribution des salaires **hebdomadaires selon l'industrie ou le sexe**.

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

Tableau 14 : Moyenne des heures hebdomadaires travaillées aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur, selon le statut syndical, 1981-1988.

	Hommes		Femmes	
	1981	1988	1981	1988
Syndiqués				
Quintile inférieur	36.9	35.7	26.8	22.3
Quintile intermédiaire	40.0	40.6	37.7	37.3
Quintile supérieur	41.3	44.3	39.1	40.6
Non syndiqués				
Quintile inférieur	29.3	27.0	16.3	16.4
Quintile intermédiaire	41.8	43.0	37.3	37.1
Quintile supérieur	43.5	45.6	39.0	40.1

1. Pour chaque statut syndical, les hommes et les femmes sont classés séparément, par ordre ascendant, selon leurs salaires hebdomadaires. Ainsi, les chiffres font référence aux quintiles définis d'après une distribution des salaires **hebdomadaires selon le sexe ou le statut syndical**.

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

Tableau 15 : Décomposition de la variation de l'inégalité des salaires hebdomadaires, 1981-1988.

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

	1981	1988	Variation de l'inégalité entre 1981 et 1988
Hommes			
Indice d'entropie de Theil	0.131	0.149	0.018
Carré du coefficient de variation	0.276	0.313	0.037
Femmes			
Indice d'entropie de Theil	0.180	0.194	0.014
Carré du coefficient de variation	0.392	0.420	0.028

II. Pourcentage de variation de l'inégalité des salaires hebdomadaires attribuable aux variations de l'inégalité entre les groupes, aux variations de l'inégalité à l'intérieur des groupes et aux variations des poids démographiques¹

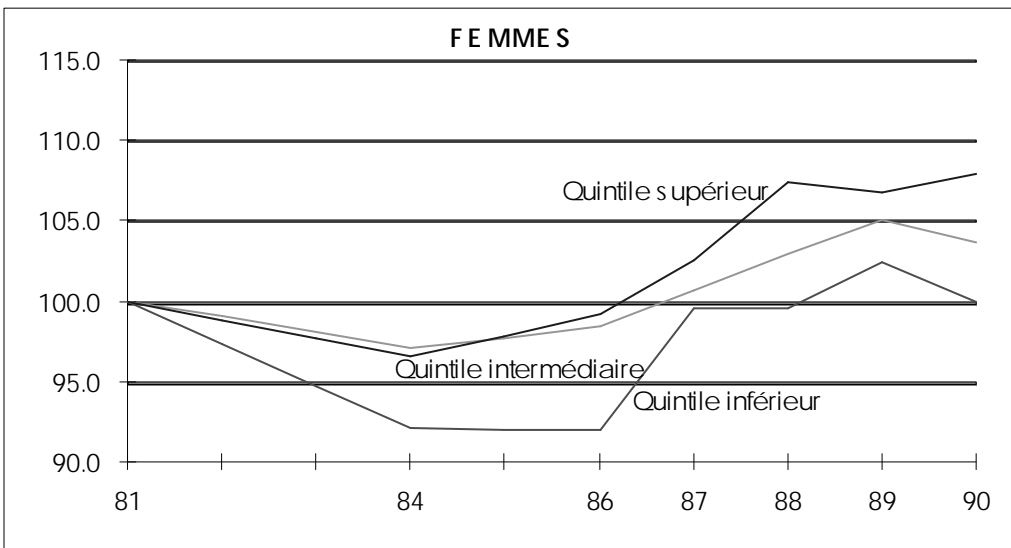
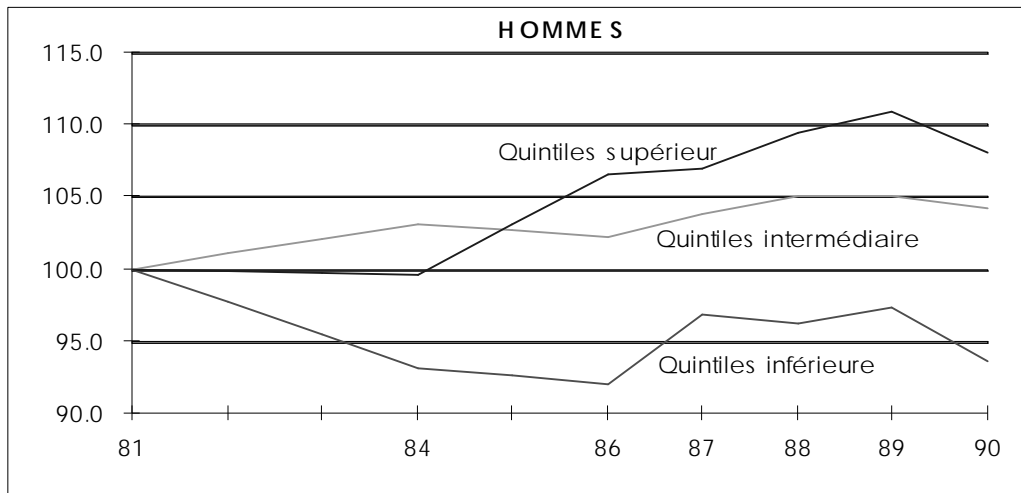
Décomposition effectuée selon :	(1) la branche d'activité ²	(2) le statut syndical	(3) la branche d'activité et le statut syndical
Hommes			
Indice d'entropie de Theil			
Variation :			
de l'inégalité entre les groupes	17 %	6 %	17 %
de l'inégalité à l'intérieur des groupes	61 %	72 %	55 %
des poids démographiques	22 %	22 %	28 %
Carré du coefficient de variation			
Variation :			
de l'inégalité entre les groupes	11 %	-3 %	8 %
de l'inégalité à l'intérieur des groupes	68 %	81 %	62 %
des poids démographiques	22 %	22 %	30 %
Femmes			
Indice d'entropie de Theil			
Variation :			
de l'inégalité entre les groupes	0 %	-14 %	-7 %
de l'inégalité à l'intérieur des groupes	79 %	121 %	93 %
des poids démographiques	21 %	- 7 %	14 %
Indice d'entropie de Theil			
Variation :			
de l'inégalité entre les groupes	-11 %	-14 %	-18 %
de l'inégalité à l'intérieur des groupes	96 %	125 %	111 %
des poids démographiques	14 %	-11 %	7 %

1. Le total des pourcentages ne donnera pas 100 en raison de l'arrondissement.

2. Les principaux groupes sont les suivants : 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.

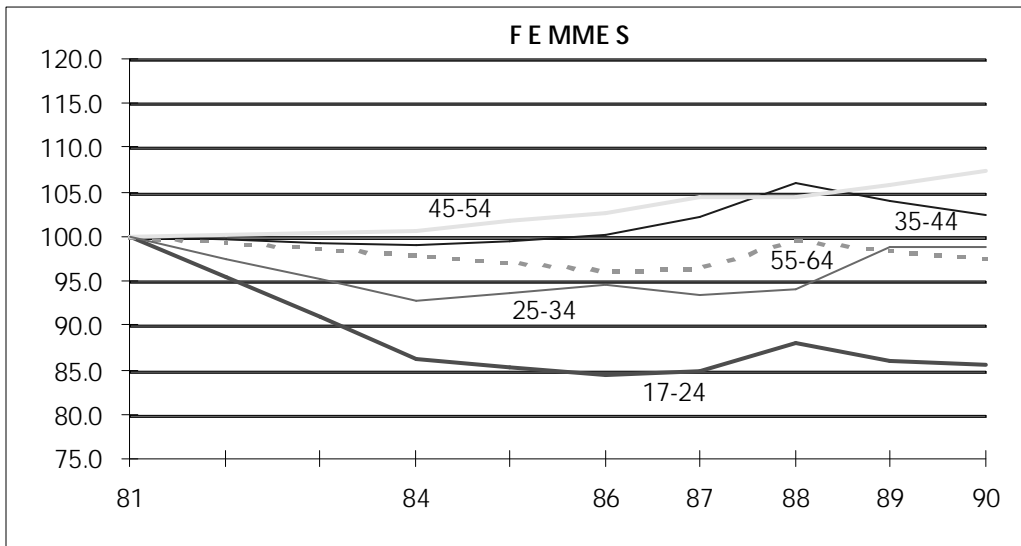
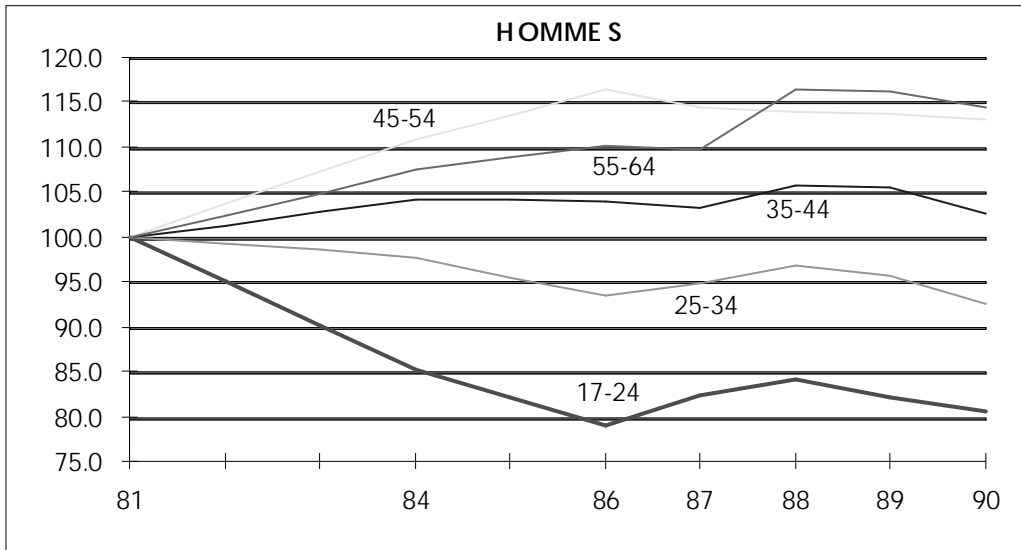
Source : Enquête de 1981 sur les antécédents de travail et Enquête de 1988 sur l'activité.

Figure 1 : Gains hebdomadaires réels indexés aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur, 1981-1990



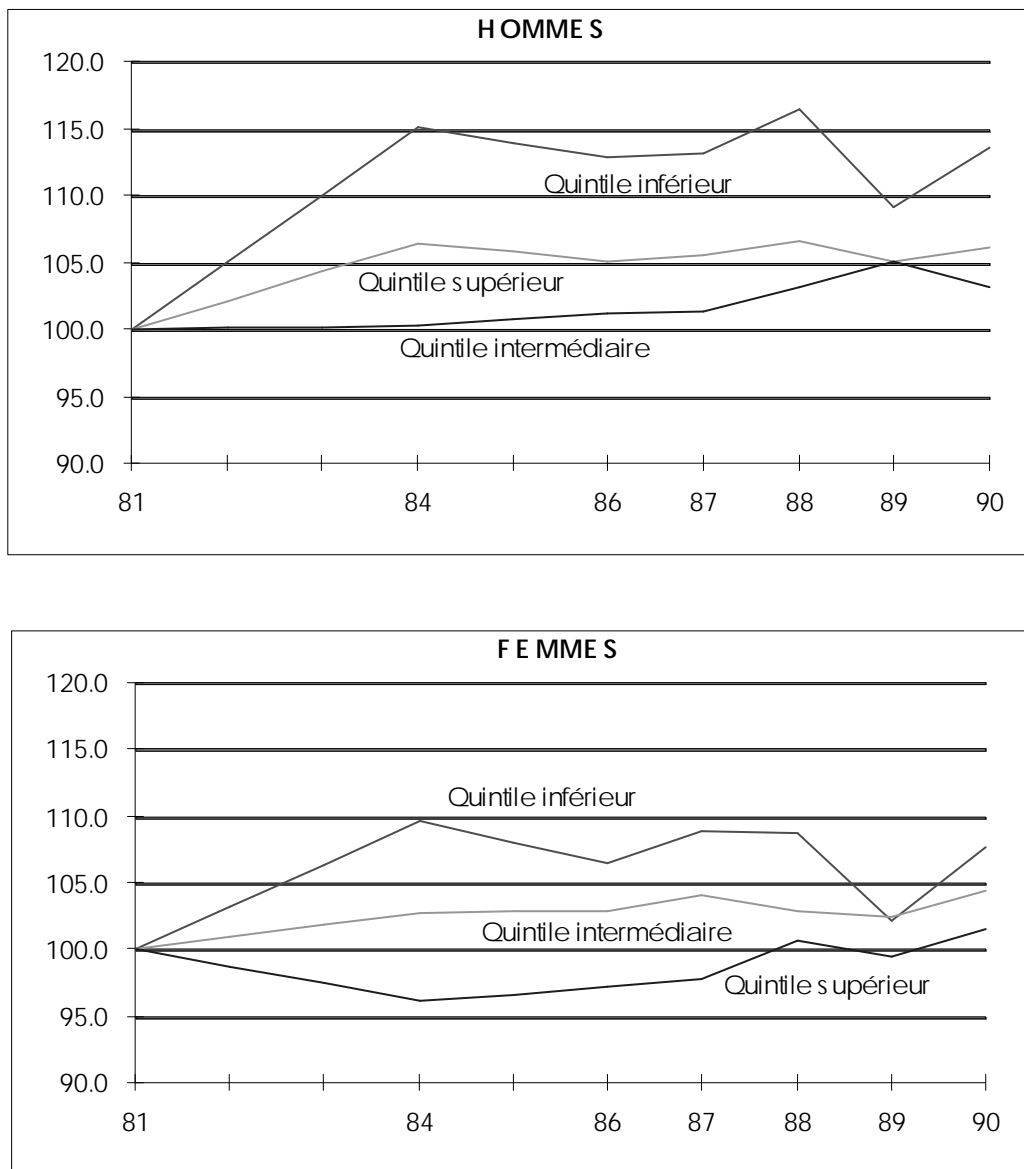
Source : Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale et Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990.

Figure 2 : Salaires horaires réels indexés selon le groupe d'âges, 1981-1990



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 1990.

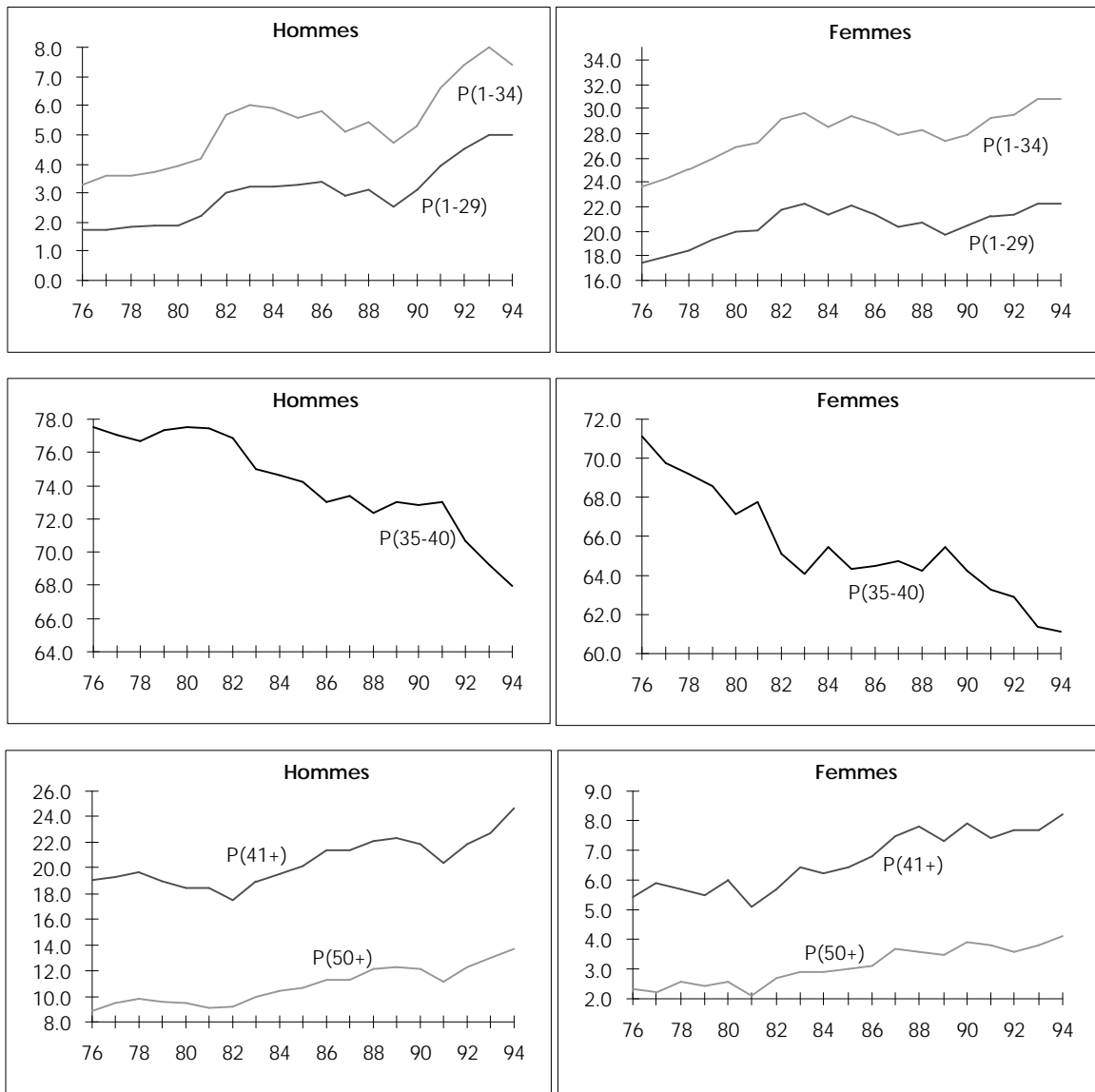
Figure 3 : Salaires horaires réels indexés aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur, secteur syndiqué, 1981-1990



* Les chiffres font référence aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur de la distribution des salaires horaires.

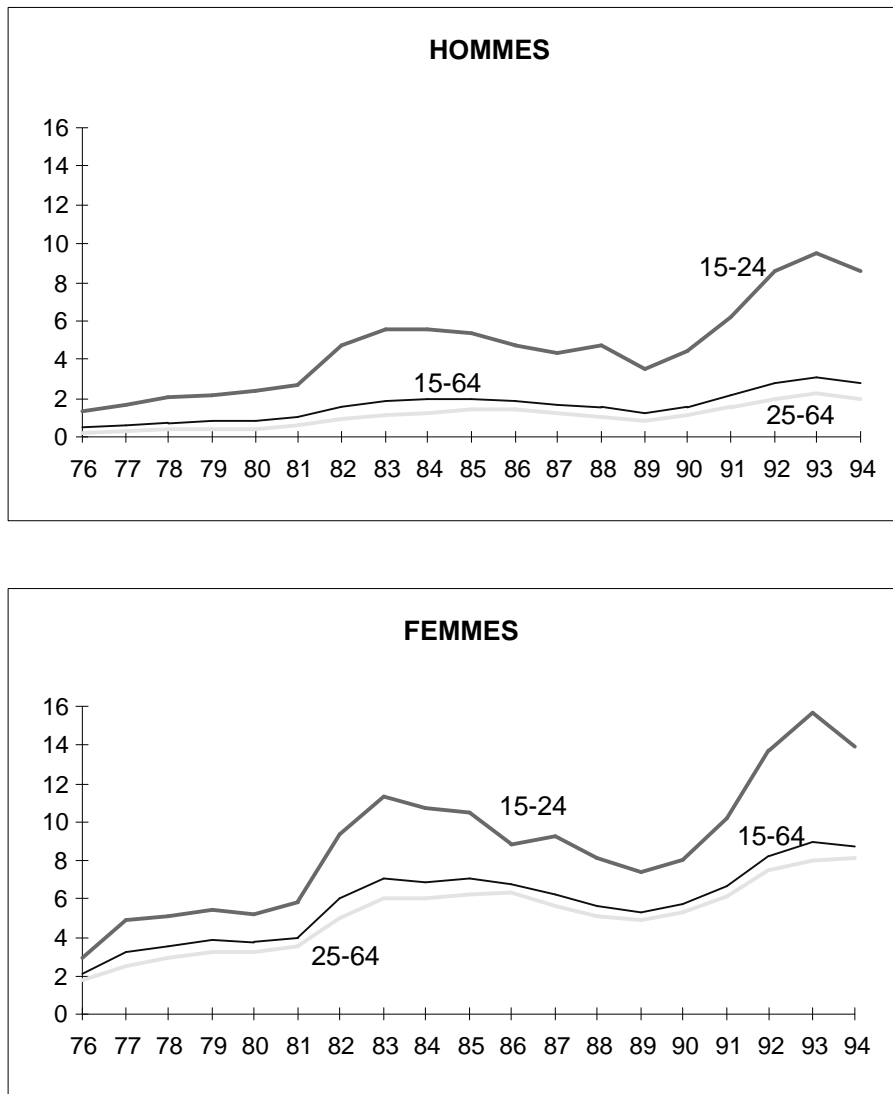
Source : Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale et Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990.

Figure 4 : Pourcentage d'employés travaillant entre x et y heures par semaine à leur emploi principal. {P(x-y)}, 1976-1994



Source : Enquête sur la population active.

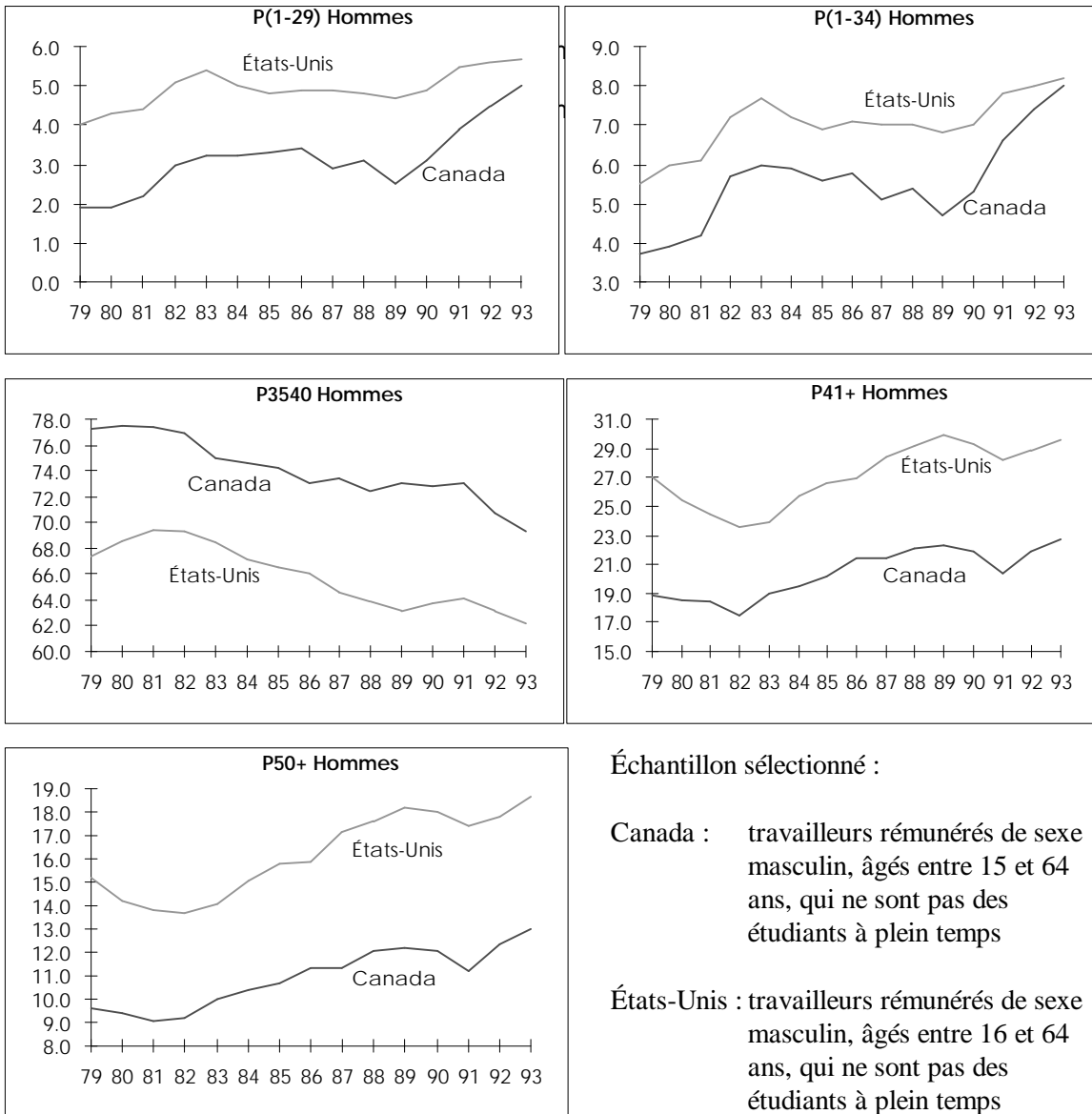
Figure 5 : Pourcentage d'employés qui occupent un emploi à temps partiel involontaire, 1976-1994



* Les chiffres représentent la proportion d'employés qui travaillaient moins de 30 heures par semaine (nombre total d'heures habituel) du fait qu'ils n'avaient pu trouver qu'un emploi à temps partiel.

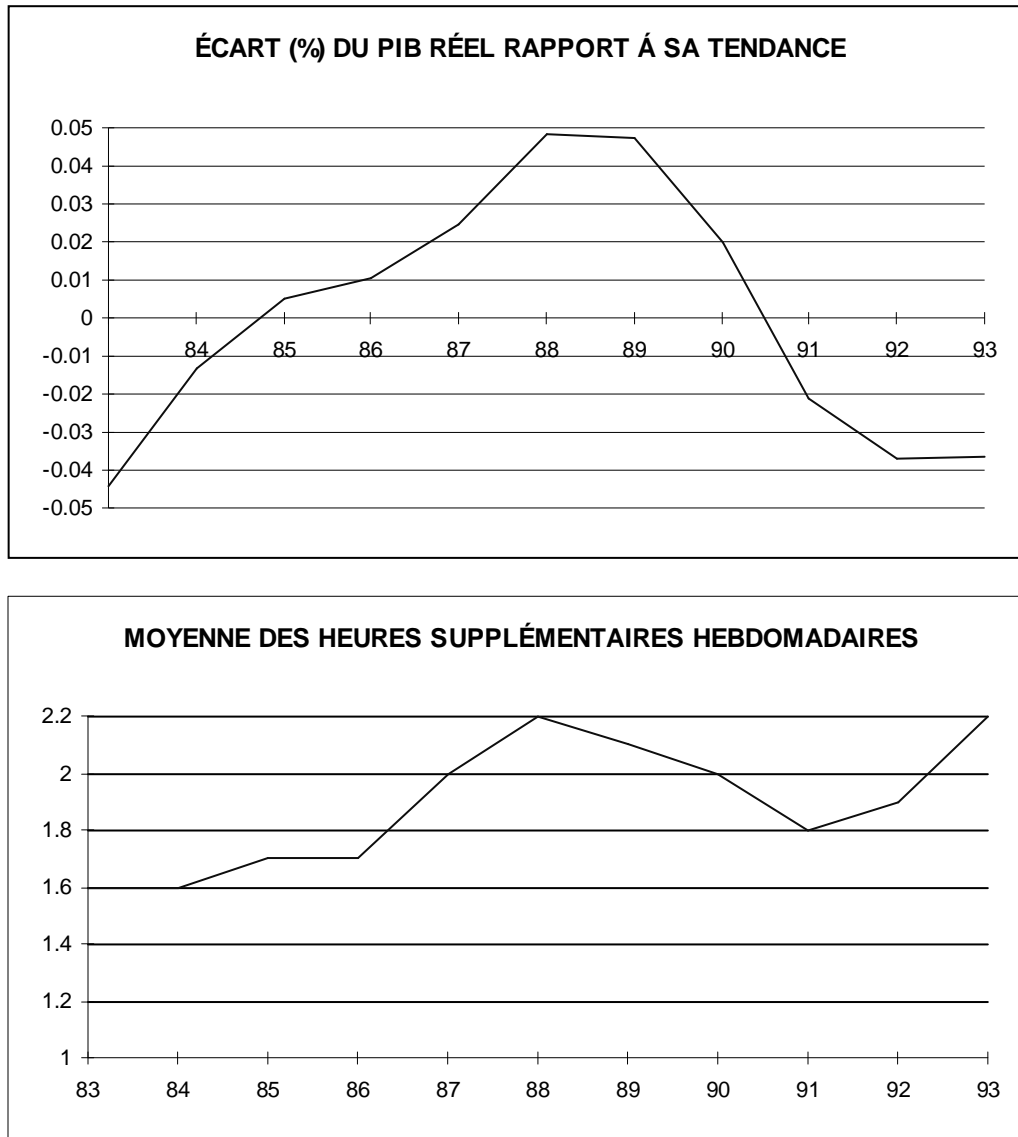
Source : Enquête sur la population active

Figure 6 : Pourcentage d'employés de sexe masculin travaillant entre x et y heures par semaine à leur emploi principal. {P(x-y)}, Canada et États-Unis, 1979-1993



Source : Canada : Enquête sur la population active; États-Unis : recensement de la population actuelle

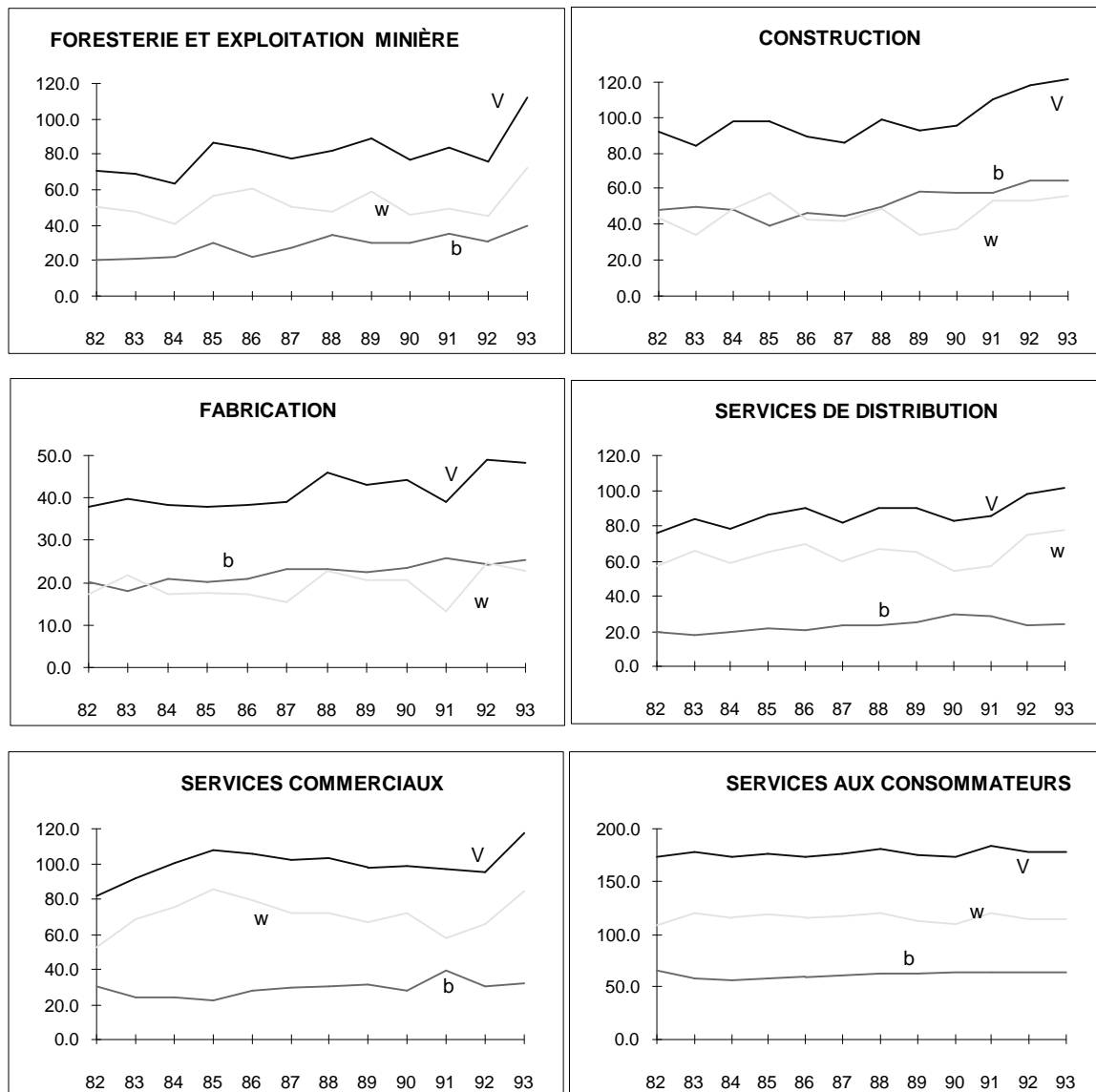
Figure 7 : Déviation (en pourcentage) du PIB réel par rapport à sa tendance, et moyenne d'heures supplémentaires hebdomadaires des travailleurs rémunérés à l'heure employés dans le secteur de la fabrication, 1983-1993



* On a calculé la déviation du PIB par rapport à sa valeur tendancielle pour la période de 1961 à 1993.

Source : Comptes nationaux et Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail.

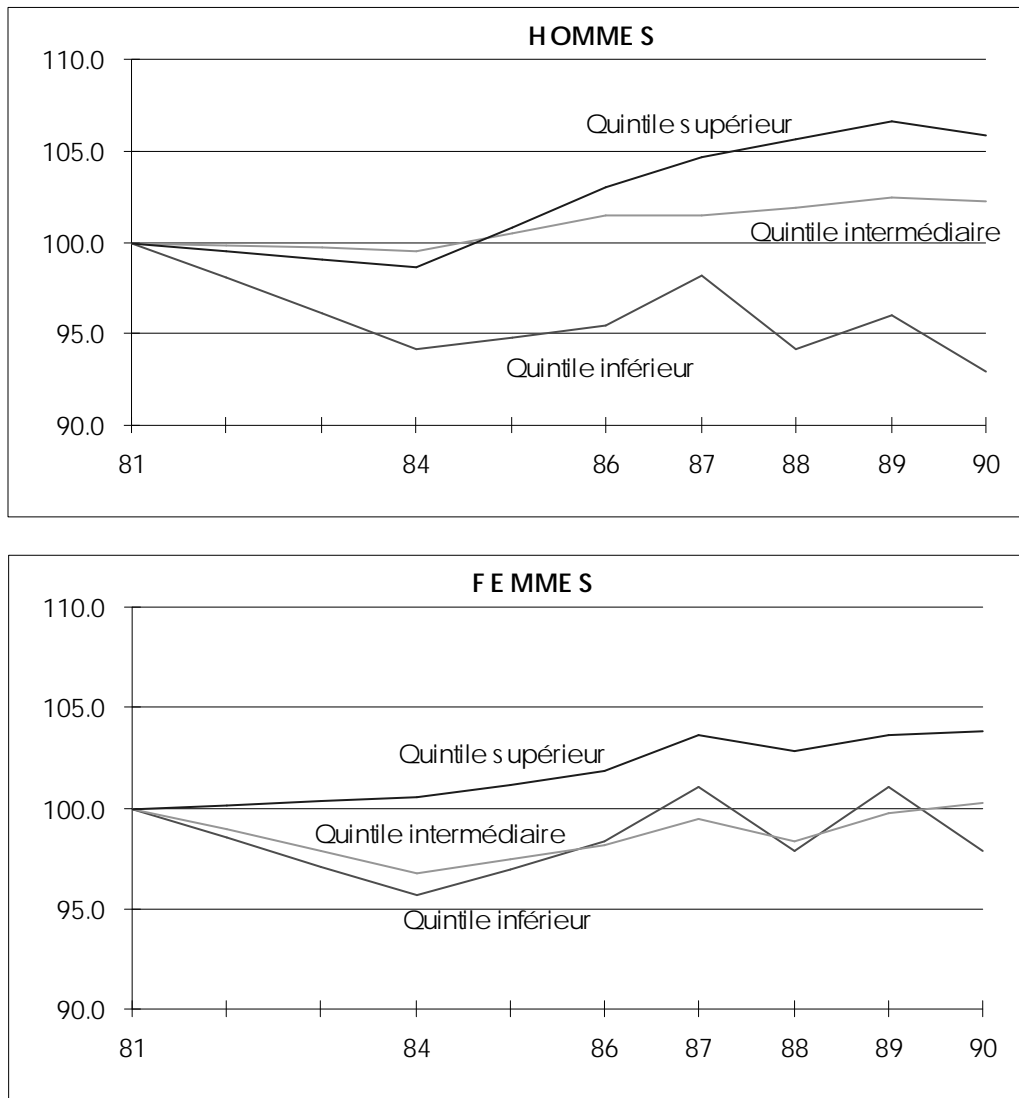
Figure 8 : Variance des heures hebdomadaires de travail entre les établissements et à l'intérieur des établissements, 1982-1993



V = variance des heures hebdomadaires entre les travailleurs; b = variance des heures hebdomadaires entre les établissements; w = variance des heures hebdomadaires à l'intérieur des établissements.

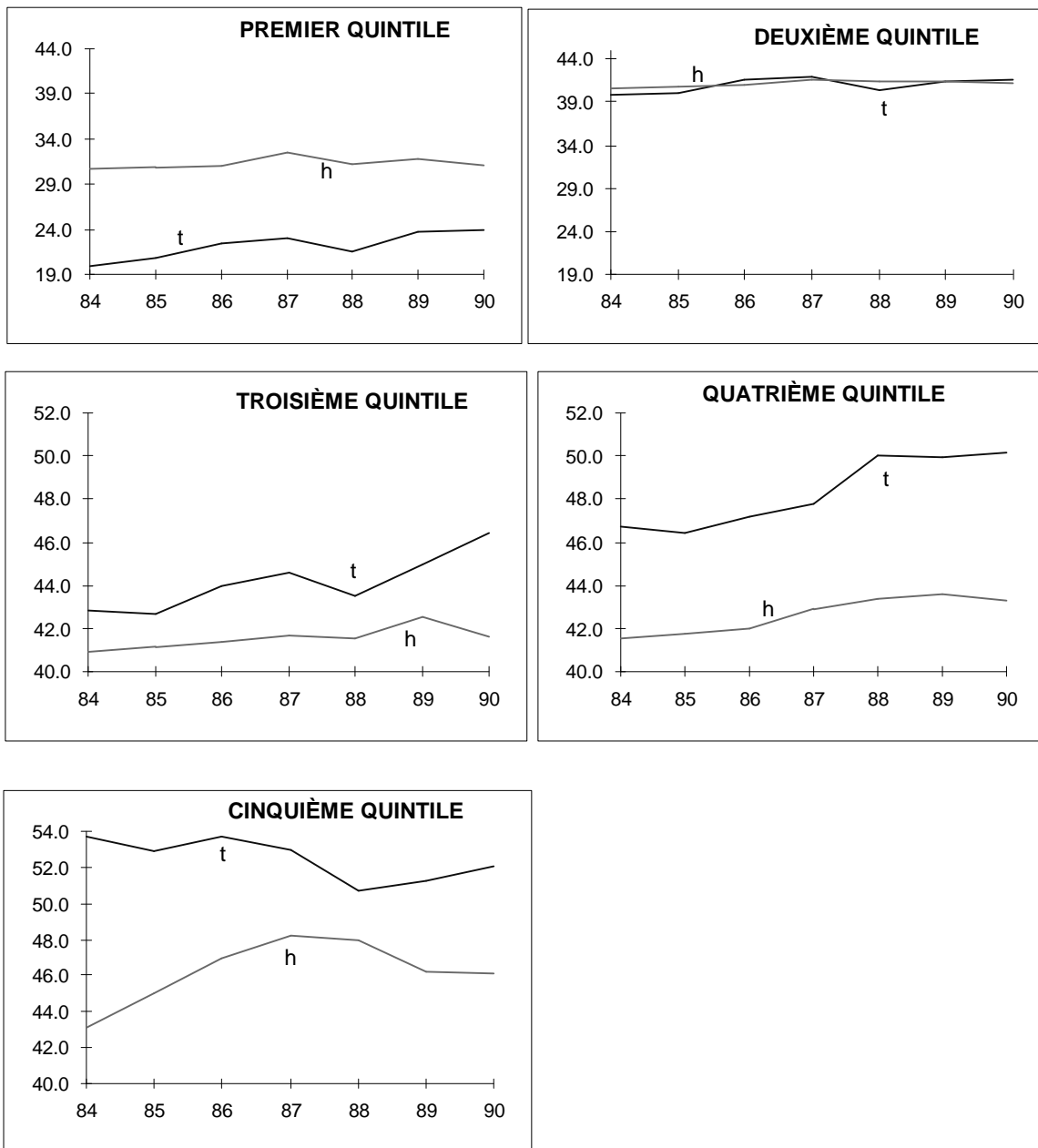
Source : Enquête sur la population active et Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail.

Figure 9 : Moyenne des heures hebdomadaires travaillées aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur, 1981-1990, (1981 : 100)



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 1990.

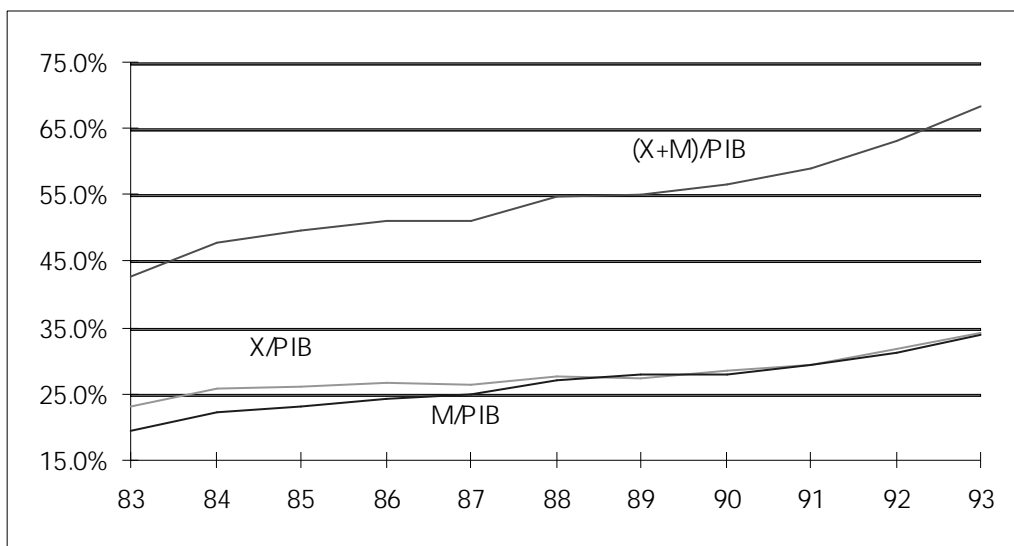
Figure 10 : Taux marginaux d'imposition effectifs et moyenne d'heures hebdomadaires de travail selon le quintile, employés de sexe masculin de l'Ontario, 1984-1990



t = taux marginaux d'imposition effectifs (en pourcentage); h = moyenne d'heures hebdomadaires de travail à l'emploi principal

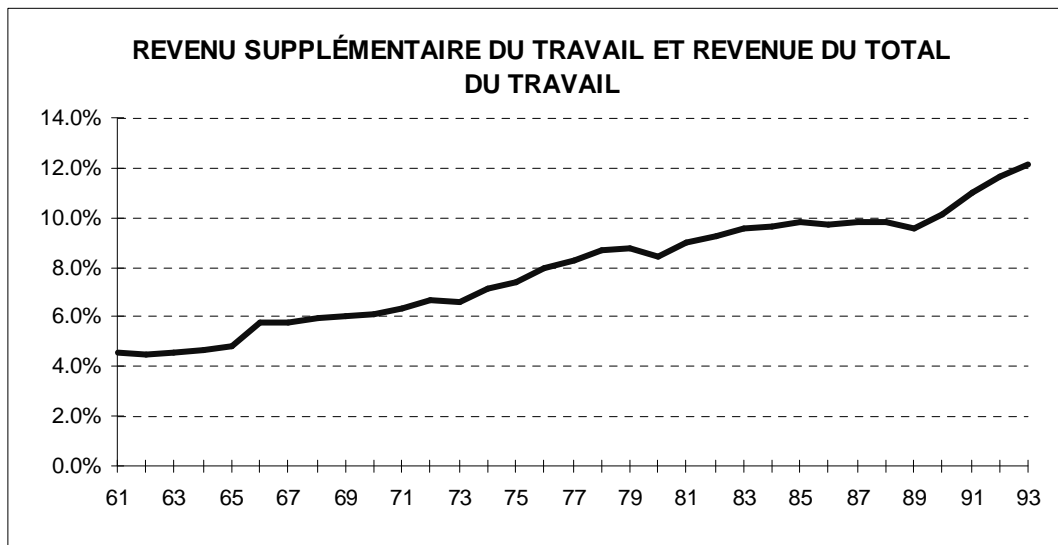
Source : Base de données - modèle de simulation de politiques sociales, Enquête de 1984 sur l'adhésion syndicale et Enquête sur l'activité menée de 1986 à 1990.

Figure 11 : Ratio entre les exportations réelles et les importations réelles et le PIB, 1983-1993



Source : Revue de la Banque du Canada

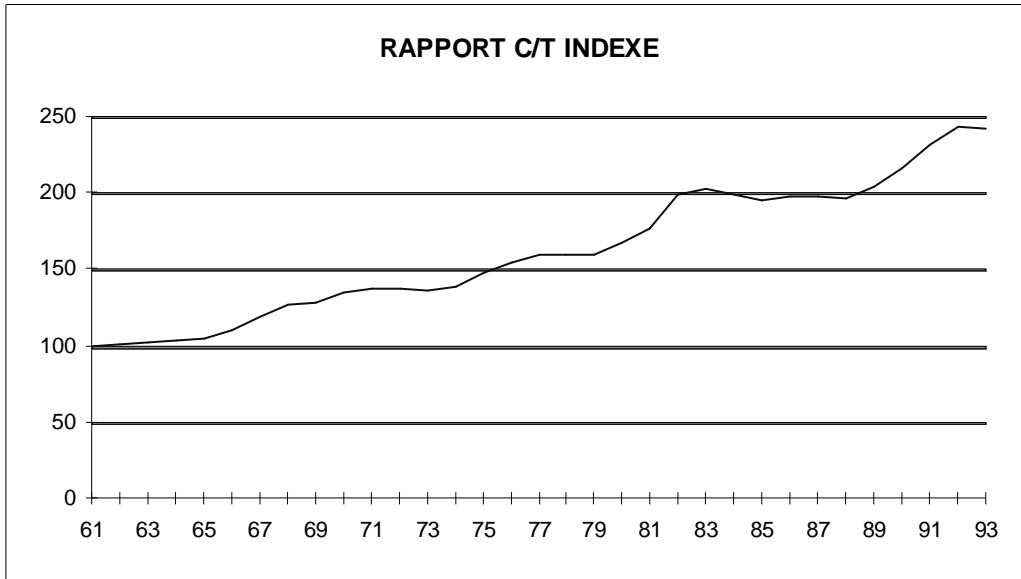
Figure 12 : Ratio entre le revenu supplémentaire de travail et le revenu total de travail, 1961-1993



* Le revenu supplémentaire de travail comprend les cotisations de l'employeur au RPC/Q, 2) à l'A-C, 3) aux indemnités d'accidents du travail, 4) aux régimes de retraite privés et 5) à l'aide sociale (y compris les charges sociales du Québec et de l'Ontario). Le revenu total du travail est la somme des salaires et traitements plus le revenu supplémentaire de travail.

Source : Division du travail, Statistique Canada.

Figure 13 : Rapport capital-travail indexé, secteur commercial, 1961-1993



*La main-d'oeuvre est mesurée en heures-personnes.

Source : Division des entrées-sorties, Statistique Canada.

Annexe 1

Dans la présente annexe, nous traitons deux 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 toute année subséquente. 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 de groupes définis à la fois par l'âge, la scolarité, l'industrie et le statut syndical, entre autres choses (tableau A1).

Tableau A1 : Mesures d'inégalité fondées sur les résidus de la régression¹

	1981	1984	1986	1987	1988
Hommes					
Écart-type	0.44	0.38	0.41	0.40	0.39
Différence 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
Observations	19,131	17,084	18,930	22,288	18,587
Femmes					
Écart-type	0.43	0.37	0.40	0.39	0.39
Différence de percentile :					
90-10	0.92	0.81	0.87	0.85	0.87
90-50	0.47	0.41	0.45	0.43	0.45
50-10	0.45	0.40	0.42	0.42	0.42
75-25	0.45	0.41	0.42	0.41	0.44
75-50	0.22	0.21	0.22	0.21	0.23
50-25	0.23	0.20	0.20	0.20	0.21
Observations	14,629	14,556	16,063	19,181	16,124

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 explicatives pour l'industrie, 6) une variable explicative pour le statut syndical, 7) une variable explicative pour l'emploi à plein temps ou à temps partiel et 8) quatre variables explicatives 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 présentons des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs qui montrent que, depuis la deuxième moitié des années 80, les employés dont le salaire est élevé travaillent un plus grand nombre heures qu'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. Comme 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 du 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 le premier 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 concentrons notre attention sur les travailleurs 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, sont le résultat des traitements et salaires annuels touchés en 1977, des semaines travaillées en 1977 et du nombre d'heures habituellement travaillées par semaine en avril 1978 (soit le moment où les entrevues de l'EFC étaient menées). 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 A2).

Tableau A2 : Moyenne des heures hebdomadaires aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur de la distribution des gains hebdomadaires Travailleurs de sexe masculin : Comparaison entre les données de l'EFC et de l'EAT-EA¹

	1977	1979	1981	1986	1988	1991	1993
I. EAT 1981 et EA							
Quintile inférieur	-	-	32.3	30.5	30.2	-	-
Quintile intermédiaire	-	-	41.2	41.5	41.7	-	-
Quintile supérieur	-	-	43.6	44.6	46.1	-	-
II. Enquête sur les finances des consommateurs²							
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	42.2	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 travailleurs de sexe masculin ayant déclaré des gains annuels positifs et des heures de travail hebdomadaires.

Tandis que les deux échantillons constants du tableau A2 affichent quelques différences à l'égard des heures hebdomadaires de travail au quintile inférieur d'une année donnée, on dégage les mêmes tendances. Entre 1986 et 1993, les travailleurs 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, comparativement à 43,1-43,7 heures entre 1977 et 1981. Ces résultats sont compatibles avec l'accroissement de la durée de la semaine de travail (de 43,6 à 46,1 heures) qu'on a enregistré entre 1981 et 1988 à l'aide de l'Enquête sur les antécédents de travail et de l'Enquête sur l'activité. En outre, toutes les séries de données portent à croire que le nombre d'heures travaillées au quintile inférieur a diminué au cours des années 80.

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», Working Paper no. 93-04, Department of Economics, McMaster University (Hamilton).
- Beach, C.M. et G.A. Slotsve (1994) «Polarization of earnings in the Canadian labour market», Bell Canada Papers on Economic and Public Policy.
- 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, p. 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).
- Business Week* (1993) «The scary math of new hires», 22 février, 70-71.
- Cowell, F.A. (1977) *Measuring Inequality*, Philip Allan Publishers, Oxford.
- Davis, S.J. et J. Haltiwanger (1991) «Wage dispersion between and within U.S. manufacturing plants. 1963-1986» National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3722.
- Doiron, D.J. et G.F. Barrett (1994) «Inequality in male and female earnings : the role of hours and wages», University of British Columbia, Mimeo.
- 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 Working Paper no. 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 Working Paper no. 3827.
- Gollop, F. et J.M. Monohan (1989) «From homogeneity to heterogeneity : an index of diversification», Bureau du recensement, Document technique n° 60.

- Gower, D. (1993) «The impact of the 1990 changes to the education questions on the Labour Force Survey», rapport à l'intention des employés, Direction 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), p. 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), p. 35-78.
- Kuhn, P. et A.L. Robb (1994), «Unemployment, Skill and Labour Supply : Evidence from Canadian Microdata, 1971-1991», Mimeo, McMaster University.
- Krueger, A.B. et L.H. Summers (1988), «Efficiency wages and the inter-industry wage structure», *Econometrica*, 56, p. 259-293.
- Macphail, F. (1993) «Has the great U-turn gone full circle?: recent trends in earnings inequality in Canada 1981-1989», Dalhousie University, Mimeo.
- Morissette, R., J. Myles et G. Picot (1993) «L'inégalité des gains au Canada : le point sur la situation», Document de recherche n° 60, Direction des études analytiques, Statistique Canada.
- Morissette, R., J. Myles et G. Picot (1994) «Earnings inequality and the distribution of working time in Canada», *Canadian Business Economics*, vol. 2, n° 3, printemps 1994, p. 3-16.
- 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 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), p. 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.
- Riddell, W.C. (1993) «Unionization in Canada and the United States : a tale of two countries» in 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.

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