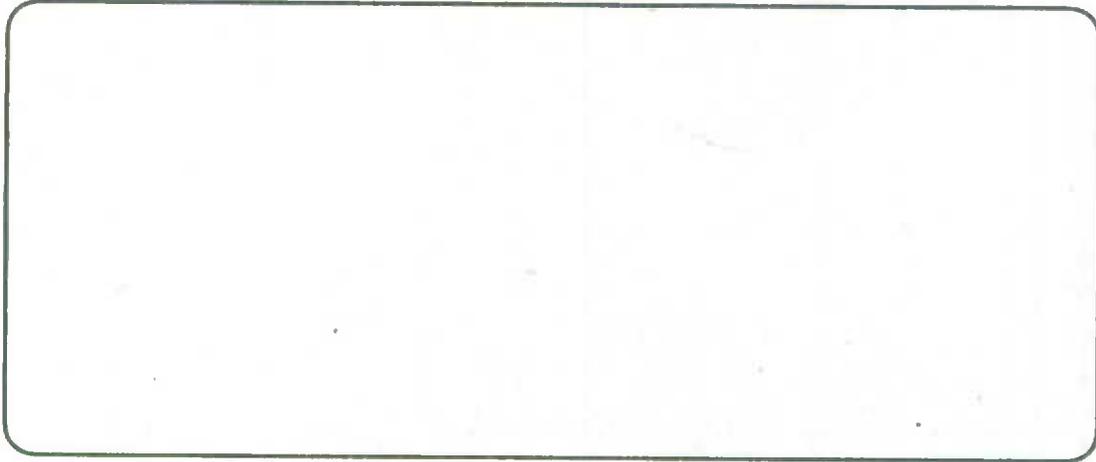


11F0019F no. 60



Direction des études analytiques



**Documents
de recherche**



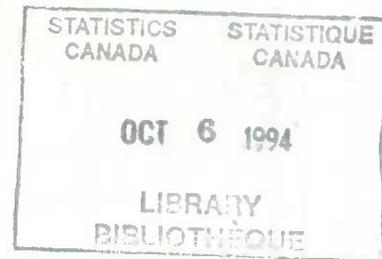
59166

L'INÉGALITÉ DES GAINS AU CANADA : LE POINT SUR LA SITUATION

par
R. Morissette, J. Myles et G. Picot

N° 60

Révisé le 1^{er} juin 1994



Groupe d'analyse des entreprises et du marché du travail
Direction des études analytiques
Statistique Canada
1994

Les auteurs assument l'entière responsabilité de l'analyse exposée dans cet article, laquelle ne reflète pas nécessairement les positions et orientations de Statistique Canada.

Also available in English.

RÉSUMÉ

Les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs pour la période 1969-1991 montrent que l'inégalité des gains annuels s'est accentuée au Canada pendant les années 80. Cette progression n'est pas uniquement attribuable à la récession de 1981-1983. Le déplacement de l'emploi du secteur manufacturier vers le secteur des services n'a pas eu une grande incidence sur la hausse observée de l'inégalité des gains. L'accroissement de l'inégalité des gains découle en partie d'un écart plus grand entre les gains des travailleurs des divers groupes d'âge. Les différences de gains ne sont pas beaucoup plus prononcées qu'auparavant lorsque nous tenons compte des niveaux d'instruction. L'augmentation de l'inégalité des gains au Canada s'explique principalement par les différences à ce chapitre entre groupes de travailleurs comparables, c'est-à-dire à l'intérieur de catégories d'âge et de niveau d'instruction similaires.

Les données tirées de l'Enquête de 1981 sur l'activité et de l'Enquête de 1989 sur l'activité montrent que contrairement aux États-Unis, où l'évolution de l'inégalité des gains découle surtout de variations de la distribution des salaires horaires, l'augmentation de l'inégalité des gains au Canada est principalement attribuable, à un niveau global, à des variations de la distribution des heures travaillées annuellement. Les variations de la distribution des salaires horaires ne sont pas très importantes à ce niveau élevé d'agrégation. Cependant, les faibles changements relatifs à l'inégalité des salaires horaires à ce niveau général masquent d'importantes tendances compensatoires à un niveau d'analyse plus détaillé, c'est-à-dire : 1) une augmentation de l'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés, qui a pour effet d'accroître l'inégalité des salaires horaires et 2) une diminution de l'inégalité des salaires horaires qui découle à la fois de l'évolution de la structure de l'emploi et de la diminution de la dispersion des salaires horaires dans les divers groupes d'âge. Ces constatations nous incitent à conclure qu'outre les facteurs cycliques, les variations de la distribution des heures annuelles travaillées ainsi que les différences de salaires horaires dans les divers groupes d'âge sont les principaux facteurs qui expliquent pourquoi l'inégalité des gains s'est accrue au Canada pendant les années 80.

Mots clés : Inégalité, bipolarisation, gains, salaires.

Introduction

Pendant les années 80, de nombreux pays occidentaux ont connu une montée générale de l'inégalité, attribuable à des disparités de salaires et de gains de plus en plus grandes (Davis [1992]; Danziger et Gottschalk [1993], OCDE [1993]). À ce jour, la hausse de l'inégalité des gains est une question qui a suscité relativement peu d'intérêt soutenu chez les chercheurs canadiens. En conséquence, notre compréhension du phénomène est influencée par la quantité aujourd'hui considérable d'études empiriques sur le sujet qui ont été réalisées aux États-Unis (voir Levy et Murname [1992]) et d'analyses interprétatives diverses effectuées pour tenter d'expliquer les faits (voir notamment Bluestone et Harrison [1986]; Reich [1991]; Katz et Murphy [1992]).

Une des raisons de la pénurie d'études canadiennes dans ce domaine tient sans doute au fait que la progression de l'inégalité des **revenus sur le marché du travail** a jusqu'ici été compensée par les **transferts sociaux**. Par conséquent, contrairement à ce qui s'est passé aux États-Unis, la distribution finale des revenus familiaux **totaux** au Canada est demeurée relativement stable au Canada dans les années 80 (Wolfson [1992]; Blank et Hanratty [1991]; Conseil économique du Canada [1991]; Hanratty et Blank [1992]; Love et Poulin [1991]). Toutefois, toute augmentation de longue durée de la demande de transferts, attribuable à des variations de distribution des salaires et des gains déterminées par le marché, pose évidemment un défi prématuré dont les responsables des politiques gouvernementales se seraient bien passés en ces temps de dette publique élevée et de faible croissance économique. La hausse de l'inégalité des gains suppose qu'il faudra choisir entre le maintien de plus en plus difficile d'un État providence, d'une part, et la hausse de la pauvreté et la diminution de l'aide sociale en général, d'autre part.

Une autre raison pouvant expliquer la rareté des études canadiennes sur l'inégalité des gains serait liée au problème du "free-rider". Les marchés du travail canadien et américain évoluent souvent en tandem en raison du niveau élevé d'intégration de l'économie des deux pays. S'il s'avère que la hausse de l'inégalité des gains est le résultat de facteurs économiques similaires dans les deux pays, alors nous pourrions importer au Canada les analyses américaines, après de légères modifications. Un des objectifs de la présente étude est justement de déterminer si tel est le cas.

Dans la partie 1, nous commençons par examiner les faits. Des recherches antérieures (Leckie [1988]; Myles, Picot et Wannell [1988]) ont permis de démontrer qu'il y a eu progression de l'inégalité et de la bipolarisation pendant la récession du début des années 80 et pendant la reprise qui a suivi de 1981 à 1986. Cependant, très peu d'auteurs ont tenté de déterminer dans quelle mesure cette évolution à la hausse pouvait être considérée uniquement comme un phénomène cyclique, attribuable à la récession. À notre connaissance, seuls Wolfson [1992] et Beach et Slotsve [1993] se sont intéressés à la question, jusqu'à présent. Les résultats de leurs recherches montrent que l'augmentation de l'inégalité et de la bipolarisation des gains qui a été observée entre 1981 et 1986 n'est pas seulement le fait d'un phénomène cyclique. Toutefois, leurs constatations ne sont fondées que sur un nombre relativement faible d'observations (six années de la période 1967-1990 dans l'étude de Wolfson [1992]) ou résultent d'interpolations (non fondées sur des ensembles de microdonnées réelles dans Beach et Slotsve [1993]). Nous avons complété les travaux entrepris par ces auteurs en utilisant des ensembles de microdonnées (de l'Enquête sur les finances des consommateurs) relatives à treize années de la période 1969-1991. Nos résultats confirment que la hausse de l'inégalité et de la bipolarisation observée dans les années 80 n'est pas seulement due à la récession de 1981-1983.

Dans la deuxième partie, nous analysons plus en détail le sujet de l'inégalité des gains. Premièrement, comme l'ont démontré Myles, Picot et Wannell [1988] et l'OCDE [1993], l'évolution de l'emploi du secteur de la fabrication vers le secteur des services n'explique pas une large part de la hausse observée de l'inégalité et de la bipolarisation des gains. Deuxièmement, l'intensification de l'inégalité des gains est en partie le résultat de l'écart croissant entre les gains de divers groupes d'âge. En effet, les gains réels des travailleurs âgés de moins de 35 ans ont considérablement chuté entre les années 1981 et 1986 et ne sont jamais revenus par la suite au niveau atteint en 1981. Troisièmement, contrairement à ce qui s'est passé aux États-Unis, les différences de gains selon le niveau d'instruction ne se sont guère accentuées. Quatrièmement, chez tous les salariés de sexe masculin comme chez les travailleurs des deux sexes ayant travaillé à plein temps toute l'année, la majeure partie de l'augmentation de l'inégalité des gains s'est produite à l'intérieur de catégories de travailleurs comparables, c'est-à-dire définies à la fois selon l'âge et le niveau d'instruction. Deux hypothèses peuvent être formulées, la première, que les compétences, non corrélées à l'âge et au niveau d'instruction, sont un facteur déterminant de la dispersion croissante de gains des travailleurs, et la deuxième, que d'autres facteurs, non reliés aux caractères qualitatifs des travailleurs, mais plutôt à

l'entreprise ou à la branche d'activité dans laquelle ils exercent leur emploi, expliquent une bonne part de la hausse de l'inégalité des gains.

Le déclin des gains des jeunes travailleurs n'est pas un phénomène propre au Canada. Selon une des explications déjà avancées (voir par ex. Mincer [1991], Bound et Johnson [1992], Davis [1992]), l'écart entre les gains selon l'âge se serait accentué en raison de certains progrès technologiques, lesquels auraient influé à la hausse sur la demande de qualifications fondées sur l'expérience, avantageant les travailleurs plus âgés. Les données nous incitent à formuler d'autres hypothèses, par exemple concernant le fonctionnement des marchés du travail internes ou encore fondées sur une forme quelconque de **déqualification** du travail.

Dans les deux premières parties, nous mettons l'accent sur l'inégalité et la bipolarisation des gains annuels. Cependant, les variations de la distribution des gains **annuels** peuvent découler ou bien de variations de la distribution des taux horaires de salaire ou bien de variations de la distribution des heures annuelles travaillées. Par exemple, l'augmentation de l'emploi à temps partiel et de l'emploi temporaire peut en soi influencer sur la distribution des gains annuels. L'Enquête sur l'activité de 1981 et l'Enquête sur l'activité de 1986-1990 sont les seules sources de données dont nous disposons au Canada pour l'étude de la question. Toutefois, la façon dont les heures annuelles sont codées n'est pas la même pour les deux enquêtes. Comme nous le verrons plus loin, cela crée des problèmes de cohérence des données dans le cas du sous-ensemble des personnes ayant travaillé une partie de l'année. Dans la troisième partie de l'étude, nous présentons une solution au problème et nous montrons que, contrairement aux États-Unis, où l'évolution de l'inégalité des gains découle surtout de variations de la distribution des salaires horaires, au Canada, l'augmentation de l'inégalité des gains est principalement attribuable, à un niveau global, à des variations de la distribution des heures travaillées annuellement. Les variations des salaires horaires ne sont pas très importantes à ce niveau élevé d'agrégation. Cependant, cela ne signifie pas que la distribution des salaires horaires est restée la même. En effet, les faibles changements relatifs à l'inégalité des salaires horaires à ce niveau général masquent d'importantes tendances compensatoires à un niveau d'analyse plus détaillé, c'est-à-dire : 1) une augmentation de l'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés, qui a pour effet d'accroître l'inégalité des salaires horaires et 2) une diminution de l'inégalité des salaires horaires qui découle à la fois de l'évolution de la structure de l'emploi et de la diminution de la dispersion des salaires horaires **dans** les divers groupes d'âge. Ces constatations nous incitent à conclure qu'outre les

facteurs cycliques, les variations de distribution des heures travaillées annuellement ainsi que les différences de rémunération horaire entre les divers groupes d'âge sont les principaux facteurs qui expliquent pourquoi l'inégalité des gains s'est accrue au Canada pendant les années 80. Une fois ces faits établis, nous montrons que les travailleurs à plein temps ont également connu des variations de distribution des heures annuelles travaillées et que, par conséquent, ces changements ne peuvent être attribués uniquement à l'augmentation de l'emploi à temps partiel. Nous présentons donc diverses explications possibles aux changements observés en ce qui concerne la répartition du temps de travail. Dans notre conclusion, nous proposons des stratégies de rechange en vue des analyses futures.

1. Des années soixante-dix aux années quatre-vingt-dix : inégalité et bipolarisation des gains au Canada

Les graphiques présentés à la figure 1 font ressortir les tendances relatives à l'inégalité des gains pour la période 1969-1991, dans le cas de quatre populations et après application de quatre mesures distinctes de l'inégalité¹. Chacune de ces mesures est sensible à des variations quelque peu différentes de la forme de la distribution des gains. Le coefficient de Gini (GINI) réagit à des variations qui se produisent au centre de la distribution, le coefficient de variation (CV) à des variations qui se produisent dans le haut de la distribution et les indices de Theil-Entropy (TE) et de Theil-Bernouilli (TB) à des variations qui se produisent dans le bas de la distribution².

¹ L'échantillon choisi pour les deux premières parties de l'étude est constitué de personnes âgées de 17 à 64 ans ayant touché un salaire ou traitement et n'ayant touché aucun revenu d'un travail autonome pendant l'année de référence. Comme Wolfson avant nous (1986, 1992), nous avons posé comme condition de sélection des gains annuels supérieurs de 2,5 % aux gains annuels moyens selon le sexe. Les quatre populations étudiées sont : 1) l'ensemble des hommes salariés; 2) les hommes ayant travaillé à plein temps toute l'année; 3) l'ensemble des femmes salariées; 4) les femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année. Les travailleurs à plein temps toute l'année sont les personnes qui ont travaillé au moins 48 semaines pendant l'année de référence et qui ont travaillé principalement à plein temps au cours de ces semaines. Pour l'ensemble de la période 1969-1991, le pourcentage de salariés ayant travaillé à plein temps toute l'année varie entre 66 % et 74 % chez les hommes et entre 46 % et 57 % chez les femmes. Les années de référence choisies pour les besoins de notre étude sont 1969, 1971, 1973, 1975, 1977, 1979, 1981, 1983, 1986, 1988, 1989, 1990 et 1991. Les données sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et n'ont pas été tronquées par le haut.

² Le coefficient de Gini (GINI) = $\sum W_i (y_i / \mu)$, où $W_i = p_i [\sum_{j=1}^i 2p_j - p_i - 1]$; le coefficient de variation (CV) = $\{ [\sum p_i (y_i - \mu)^2]^{0.5} \} / \mu$; l'indice de Theil-Entropy (TE) = $\sum p_i (y_i / \mu) \ln(y_i / \mu)$; et l'indice de Theil-Bernouilli (TB) = $-\sum p_i \ln(y_i / \mu)$, où p_i représente la proportion de la population qui se situe dans la i -ième catégorie de gains, y_i les gains moyens dans cette catégorie et μ les gains moyens de l'ensemble de la population

Chez l'ensemble des hommes salariés, l'inégalité est restée relativement stable pendant les années 70, a commencé à augmenter au début de la récession de 1981 et a atteint un sommet en 1983. Alors que la reprise des années 80 se maintenait, l'inégalité a amorcé une descente jusqu'à la fin de la décennie, le début de la deuxième récession l'ayant fait progresser à nouveau. L'inégalité des gains chez les hommes n'est jamais revenue aux niveaux des années 70. Dans le cas des **hommes ayant travaillé à plein temps toute l'année**, l'inégalité des gains prend la forme d'une courbe en U³. Après avoir diminué quelque peu à la fin des années 70, elle progresse pendant la récession de 1981-1983 et reste ensuite assez stable jusqu'à la fin de la décennie. L'inégalité s'est également accrue pendant les années 80 chez les **femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année** et diminue légèrement vers la fin de la décennie⁴. Dans la population formée de **l'ensemble des femmes salariées**, c'est-à-dire incluant celles travaillant à temps partiel et (ou) une partie de l'année, l'inégalité augmente pendant la récession de 1981-1983 et se met ensuite à décliner. Le phénomène est attribuable au fait que les femmes travaillant à temps partiel/une partie de l'année ont commencé à faire un plus grand nombre d'heures, ce qui a haussé leurs gains annuels, relativement à ceux des femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année. Cependant, dans les trois autres populations, l'inégalité s'est accrue pendant la récession de 1981-1983 et n'est jamais revenue par la suite au niveau de 1981⁵. Plus précisément, l'inégalité était plus élevée en 1989 qu'en 1981, deux années pendant lesquelles le taux de chômage s'établissait à 7,5 %. Par conséquent, tout en admettant qu'une partie de la hausse de l'inégalité

observée. Les valeurs des mesures de l'inégalité sont présentées à l'annexe A.

³ Lorsque nous examinons le graphique relatif aux hommes ayant travaillé à plein temps toute l'année, nous nous rendons compte qu'entre les années 1983 et 1986, le coefficient de variation diminue alors que les trois autres mesures de l'inégalité augmentent. Comme le signalait Karoly [1992], cela montre qu'il est nécessaire d'utiliser plus d'une mesure de l'inégalité afin de pouvoir évaluer si la distribution des gains devient plus inégale.

⁴ Le lecteur peut se demander dans quelle mesure la hausse de l'inégalité des gains des femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année qui a été observée entre les années 1975 et 1977 est bien réelle. Un examen attentif des données révèle des diminutions importantes et imprévues des gains annuels aux déciles inférieurs pour l'année 1977. Par conséquent, nous pensons que la hausse de l'inégalité observée entre 1975 et 1977 est plus artificielle que réelle.

⁵ Binder et Kovacevic [1993] ont démontré, à l'aide de données du fichier de l'EFC sur le revenu disponible en Ontario (échantillon contenant environ 7 500 observations), que l'erreur-type du coefficient de Gini est d'environ 0,005. En conséquence (Karoly [1992] parvenait à la même conclusion), s'il est vrai que les variations de l'inégalité d'une année à l'autre ne sont pas significatives, dans l'ensemble, d'un point de vue statistique, les variations sur une plus longue période ne peuvent pas être attribuées à la variabilité d'échantillonnage.

observée dans les années 80 découle de facteurs cycliques, des changements de nature plus permanente, qui influent sur le marché du travail, en expliquent une autre partie.

Les statistiques qui précèdent indiquent si l'inégalité a diminué ou augmenté, mais ne nous disent pas où dans la distribution les changements se sont produits. Une hausse de l'inégalité peut survenir parce que «les riches sont devenus plus riches», parce que «les pauvres sont devenus plus pauvres» ou en raison d'un mélange des deux facteurs. Pour déterminer où les changements se sont produits, nous pouvons nous reporter aux graphiques de la figure 2 qui illustrent les variations des gains réels moyens aux quintiles inférieur, intermédiaire et supérieur. Les résultats sont des plus intéressants.

Dans le cas des hommes, la tendance qui se dégage en est une de baisse des gains réels chez les travailleurs au quintile inférieur. Ce déclin des gains réels dans le bas de la distribution n'a pas débuté dans les années 80, mais au milieu des années 70. Cependant, avant le début des années 80, l'effet de cette tendance sur l'inégalité des gains était neutralisé par une réduction de l'inégalité dans la moitié supérieure de la distribution des gains. Cette réduction s'est produite lorsque les gains réels au quintile supérieur ont diminué **relativement** à ceux des salariés au quintile intermédiaire. En conséquence, l'inégalité des gains n'a pas progressé avant les années 80 lorsque les gains réels au quintile supérieur ont augmenté par rapport à ceux des salariés au quintile intermédiaire et lorsque les gains réels au quintile inférieur ont continué leur déclin. Au cours de la décennie, on a assisté à une certaine remontée des gains réels des salariés au quintile inférieur, mais ils ne sont jamais revenus aux niveaux du milieu des années 70.

La tendance est similaire pour les femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année, sauf qu'il n'y a pas eu de réduction de l'inégalité dans la moitié supérieure de la distribution dans les années 70. L'inégalité a donc progressé plus vite (figure 1) dans cette population que dans la population masculine. Pour l'ensemble des femmes salariées, l'effet de l'augmentation du nombre d'heures de travail de celles travaillant à temps partiel et (ou) une partie de l'année se remarque nettement à partir de 1983, le principal résultat étant une hausse substantielle des gains réels au quintile inférieur, laquelle se poursuit jusqu'à la fin de la décennie.

Ces résultats masquent deux faits. Premièrement, les tendances relatives aux variations de l'inégalité illustrées à la figure 1 ont débuté plus tôt que les mesures globales ne le laissent entendre.

La tendance à la baisse des gains réels au quintile inférieur qui a débuté au milieu des années 70 ne ressort pas tant que les gains réels des personnes gagnant un revenu élevé n'ont pas commencé à augmenter, ce qui s'est produit vers la fin de la décennie. Deuxièmement, s'il est vrai que les effets des facteurs cycliques se reflètent en partie dans ces résultats, le déclin de longue durée des gains réels des personnes se situant au bas de l'échelle ainsi que la hausse des gains réels des personnes au quintile supérieur, phénomènes à l'origine des tendances observées, sont beaucoup plus prononcés.

Par exemple, entre les années 1973 et 1989, les gains réels des hommes au quintile intermédiaire n'ont augmenté que de 1,4 % (tableau 1), mais les gains des hommes au quintile inférieur ont diminué de 16,3 % et les gains des hommes au quintile supérieur ont augmenté de 7,9 %. Dans le cas des hommes ayant travaillé à plein temps toute l'année, malgré des résultats semblables, les écarts sont moins grands. En effet, ceux dont les gains se situaient au quintile inférieur ont été les plus touchés avec une baisse de 7 %, tandis que les gains ont augmenté d'environ 7 % au quintile intermédiaire et de 9 % au quintile supérieur.

La disparité des gains est encore plus prononcée chez les femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année. Leurs gains réels ont augmenté de 18 % au quintile intermédiaire et de 26 % au quintile supérieur, mais ont diminué de 3 % au quintile inférieur. Une fois de plus, comme le montrent les chiffres relatifs à l'ensemble des salariées, la hausse des heures de travail des femmes travaillant à temps partiel et (ou) une partie de l'année, influe grandement sur la tendance générale.

Voyons maintenant quelles sont les conséquences de ces changements du point de vue de la question clé du débat des années 80 sur «l'inégalité» : L'importante «classe moyenne» des populations d'Amérique du Nord est-elle en déclin (Kuttner [1983]? Ce débat était dicté par des considérations autant sociales et politiques qu'économiques. Dans les décennies d'après-guerre, la montée d'une nouvelle classe de salariés (des hommes surtout), formée de travailleurs industriels semi-qualifiés mais très bien rémunérés, était largement reconnue comme un gage d'harmonie sociale et la preuve de l'érosion de la division des classes, le vieux talon d'Achille des économies capitalistes. Le capitalisme moderne avait réussi là où le socialisme avait échoué, c'est-à-dire en permettant aux travailleurs ordinaires de s'offrir maisons de banlieue, automobiles et autres caractéristiques du mode de vie d'une «classe moyenne». Sur cette toile de fond historique, le déclin de la classe moyenne a été et est

toujours associé à un déclin social plus général et à la fin de l'«âge d'or» du capitalisme (Philips [1993]).

Cependant, comme le soulignent Myles, Picot et Wannell [1988] et Wolfson [1992], les mesures conventionnelles de l'inégalité du genre de celles dont nous avons traité jusqu'ici ne permettent tout simplement pas de répondre aux questions que nous nous posons au sujet de la bipolarisation du revenu (voir aussi OCDE [1993]. Le coefficient de Gini et autres mesures de l'inégalité fournissent des réponses à des questions intemporelles comme «les riches sont-ils en train de devenir plus riches ou les pauvres plus pauvres?» Elles sont toutefois inappropriées pour déterminer s'il y a plus de riches ou plus de pauvres que par le passé ou si la «classe moyenne» est en déclin ou en expansion. Pour répondre à ce dernier type de questions, nous avons besoin de mesures de la bipolarisation qui décrivent les variations de la distribution des particuliers à divers niveaux de gains relatifs fixes, un aspect négligé dans la plupart des études économiques (voir par exemple Karoly [1993:23]. Comme Wolfson [1992] l'a montré, deux séries de transferts égalisateurs, de part et d'autre de la médiane, peuvent **accroître** la bipolarisation (ou bimodalité) tout en **diminuant** l'inégalité. Les mesures de l'inégalité et de la bipolarisation peuvent dans certains cas évoluer dans des directions opposées et cela a même été observé empiriquement, comme nous le verrons.

Pour mesurer la bipolarisation (et déterminer s'il y a déclin de la «classe moyenne»), nous procédons en trois étapes. Premièrement, nous présentons les tendances relatives à trois mesures de la bipolarisation (figure 3). Ces mesures correspondent aux proportions de personnes dont les gains se situent dans les intervalles suivants : 1) de 75 % à 125 % des gains médians; 2) de 50 % à 150 %; et 3) de 25 % à 175 % des gains médians⁶. Deuxièmement, nous montrons l'évolution de la répartition en pourcentage des salariés dans divers niveaux de gains rajustés en fonction des gains médians, dans le cas des personnes ayant travaillé à plein temps toute l'année et pour les années 1973, 1981 et 1989 (tableau 2). Les tranches de gains ont été établies de façon à ce qu'elles comprennent au moins 10 % environ du total des salariés dénombrés pendant l'année de base (1973). Les salaires payés en 1973 et 1981 sont ensuite convertis en dollars courants de 1989, le facteur de conversion étant le changement de salaire médian. Cette façon de faire ne tient pas compte des changements de salaires réels, mais elle permet de comparer la forme de la distribution des gains et de déterminer le pourcentage de salariés se

⁶ Se reporter à l'annexe B pour les valeurs de ces mesures de la bipolarisation.

situant au-dessus ou au-dessous des mêmes niveaux de gains relatifs à différents points dans le temps⁷. Troisièmement, utilisant le coefficient de Gini et la mesure de la bipolarisation de Foster-Wolfson (1992), nous montrons que l'inégalité et la bipolarisation peuvent évoluer dans des directions opposées.

Chez les hommes comme chez les femmes travaillant à plein temps toute l'année, il s'est produit une importante bipolarisation des gains entre les années 1973 et 1989 (figure 3 et tableau 2). Le mouvement se caractérise principalement par des sorties de la classe moyenne inférieure (de la troisième à la sixième tranche de gains) vers le bas ou vers le haut de la distribution. Dans le cas des hommes, on remarque une variation négative nette de 5,4 % attribuable à des sorties de la classe moyenne inférieure de la distribution. Chez les femmes, la variation correspondante se chiffre à un taux de -7,1 %. Dans le cas des hommes, la proportion de personnes dans la tranche de gains la moins élevée est passée de 10,4 % à 13,4 %, tandis qu'elle s'est accrue de 1,9 point de pourcentage dans les deux tranches supérieures combinées. Quant aux femmes, la proportion de celles se trouvant dans la tranche la moins élevée est passée de 9,8 % à 14,9 % et le pourcentage dans la tranche supérieure de 9,9 % à 13,0 %. En résumé, en 1989, il y avait plus de salariés à plein temps dans le haut et dans le bas de la distribution des gains qu'en 1981 ou 1973. Lorsque les personnes ayant travaillé à temps partiel et (ou) une partie de l'année sont prises en compte (figure 2 et tableau 3), les variations sont plus grandes en ce qui concerne les hommes et il n'y a aucun signe de bipolarisation des gains dans le cas des femmes.

Si nous examinons de près les graphiques de la figure 4, nous constatons à quel point la distinction entre l'inégalité et la bipolarisation est importante empiriquement, l'inégalité et la bipolarisation pouvant évoluer dans des directions opposées.

Ainsi, entre les années 1971 et 1979, l'inégalité, telle que mesurée par le coefficient de Gini, est en recul chez les hommes ayant travaillé à plein temps toute l'année, tandis que la bipolarisation,

⁷ La méthode est expliquée en détail dans Myles, Picot et Wannell [1988] et elle est théoriquement identique à la méthode à rapport fixe utilisée dans d'autres études du «déclin de la classe moyenne» (voir Conseil économique du Canada [1991]; Harrison et Bluestone [1988]).

déterminée par la mesure de la bipolarisation de Foster-Wolfson (1992)⁸, augmente. En revanche, la hausse de l'inégalité des gains observée dans les années 80 coïncide avec une augmentation de la bipolarisation des gains.

Globalement, les résultats témoignent d'une hausse de l'inégalité des gains pendant les années 80, entre les travailleurs canadiens de sexe masculin et entre les femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année. Cette augmentation de l'inégalité des gains est associée à une diminution des gains réels des travailleurs au quintile inférieur et à un déclin marqué du nombre des personnes dont le salaire ou traitement les situent dans la «classe moyenne». Quels sont les facteurs à l'origine d'une telle évolution des gains et quels en ont été les conséquences?

2. À la recherche d'explications

Plusieurs théories aujourd'hui rejetées avaient cours dans les premières années du débat concernant l'inégalité et la bipolarisation croissantes des gains. Une de ces théories était fondée sur l'hypothèse de la désindustrialisation, selon laquelle la concurrence internationale était à l'origine d'un transfert à l'étranger d'emplois manufacturiers très bien rémunérés et dont la conséquence, pour le Canada, était un secteur des services pris entre deux extrêmes, les emplois très bien rémunérés des secteurs fondés sur la "connaissance", d'une part, et les emplois peu rémunérés de la branche des services personnels, d'autre part (Bluestone et Harrison [1982]). Une deuxième théorie attribuait l'augmentation de l'inégalité aux répercussions du «baby-boom» : l'arrivée massive de jeunes sur le marché du travail dans les années 70 créait une congestion ayant eu un effet à la baisse sur les salaires, non seulement pour les membres de cette génération, mais aussi pour les cohortes qui les suivaient. Les résultats ont tôt fait de réfuter les deux raisonnements.

La variation des gains et des salaires s'est produite en majeure partie **au sein même** des secteurs d'activité économique; autrement dit, elle ne découle pas vraiment des variations de l'emploi d'une branche d'activité à l'autre. Les auteurs d'études tant canadiennes (Myles, Picot et Wannell

⁸ La mesure de la bipolarisation de Foster-Wolfson (1992) est représentée par la formule : $2 \cdot [2 \cdot (0,50 - \text{proportion}_{50}) - \text{Gini}]$ (moyenne/médiane), où proportion_{50} représente la proportion des gains qui se situent dans la moitié inférieure de la distribution. Les autres variables se passent d'explications. Cette mesure augmente à mesure que la bipolarisation s'accroît.

[1988] et américaines (Blackburn, Bloom et Freeman [1990] ont signalé que les changements de répartition de l'emploi dans les branches d'activité et les professions, tout en étant importants, n'expliquent guère plus de 17 % à 24 % de la variation des gains observée. Gottschalk et Joyce [1992] et l'OCDE [1993] sont parvenus à des conclusions similaires pour un large éventail de pays⁹.

Comme nous le verrons plus loin, le déclin des gains des jeunes travailleurs est l'inférence statistique la plus robuste des études sur la question (Davis [1992]). Toutefois, cette tendance à la baisse s'est poursuivie bien au delà de la période où elle aurait pu être attribuée au baby-boom et à ses «répercussions» (Betcherman et Morissette [1993]). D'un point de vue comptable, nous démontrerons que les tendances démographiques ont eu pour effet de réduire plutôt que d'accroître l'inégalité des gains pendant les années 80.

Plus récemment, une autre interprétation a retenu l'attention, laquelle semble davantage conforme aux données. Selon cette explication, l'inégalité croissante entre les diverses cohortes d'âge est associée à une variation observée de la répartition des travailleurs selon le niveau d'instruction, de sorte que l'augmentation de l'inégalité serait due à une augmentation de la demande de travailleurs qualifiés et à une diminution de la demande de travailleurs moins qualifiés. Ensemble, l'instruction et l'expérience de travail (laquelle est mesurée indirectement par l'âge) représentent le capital humain traditionnel, c'est-à-dire les mesures des «qualifications» familières à la plupart des économistes du travail. Une telle explication est sécurisante dans la mesure où elle s'inscrit dans les principaux courants de la théorie économique et où elle peut être vérifiée dans les limites des ensembles de données dont nous disposons.

Le tableau 4 montre que les variations des gains relatifs entre les catégories d'âge et de niveau d'instruction, tout en expliquant une partie du changement observé dans les années 80, ne sont pas la principale source d'augmentation de l'inégalité des gains. Nous avons réparti la population active en 25 catégories d'âge et de niveau d'instruction (5 groupes d'âge multipliés par 5 catégories de niveau

⁹ Soulignons que Myles, Picot et Wannell [1988] ont analysé les effets des variations de l'emploi entre branches d'activité sur la bipolarisation des gains, tandis que Gottschalk et Joyce [1992] l'ont fait du point de vue de leur incidence sur l'inégalité des gains.

d'instruction¹⁰) et nous avons décomposé la variation de l'inégalité des gains en trois principaux éléments : 1) la variation de l'inégalité **entre** les catégories d'âge et de niveau d'instruction; 2) la variation de l'inégalité **à l'intérieur** des diverses catégories; et 3) la variation attribuable à un changement de **répartition** de la population active selon l'âge et le niveau d'instruction¹¹. Nous avons retenu les années 1981 et 1988 pour notre analyse étant donné que l'économie se situait sensiblement au même point du cycle des affaires pendant ces deux années. De plus, comme les procédures de codage des niveaux d'instruction de l'EFC ont été modifiés à partir de 1988, les comparaisons avec les années subséquentes n'étaient pas possibles¹².

Chez tous les salariés de sexe masculin de même que chez les femmes et les hommes ayant travaillé à plein temps toute l'année (populations pour lesquelles l'inégalité n'est jamais revenue au niveau de 1981 après la récession de 1981-1983), l'inégalité a de fait augmenté entre les diverses catégories d'âge et de niveau d'instruction¹³. Toutefois, la majeure partie de cette augmentation s'est

¹⁰ Les groupes d'âge sont les suivants : 17-24, 25-34, 35-44, 45-54 et 55-64 ans. Les catégories de niveau d'instruction sont les suivantes : 1) moins de neuf années de scolarité; entre 9 et 13 années; 3) études postsecondaires partielles; 4) certificat ou diplôme d'études postsecondaires; 5) diplôme universitaire.

¹¹ Comme le carré du coefficient de variation ainsi que les indices de Theil-Entropy et de Theil-Bernouilli sont décomposables et que le coefficient de Gini ne l'est pas, la décomposition a été fondée sur ces trois premières mesures. Les formules utilisées à cette fin 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) = $\sum p_i r_i \ln(r_i) + \sum p_i r_i TE_i$; et l'indice de Theil-Bernouilli (TB) = $\sum p_i TB_i - \sum p_i \ln(r_i)$, où $r_i = \mu_i / \mu$, μ_i représentent les gains moyens du groupe i , où μ représentent les gains moyens totaux, où p_i est la proportion de personnes dans le groupe i et où cv_i^2 , TE_i et TB_i représentent les mesures de l'inégalité pour le groupe i . Pour calculer les résultats présentés dans les tableaux 4 et 10, nous avons fait varier r_i d'abord, nous avons ensuite changé les mesures de l'inégalité relatives aux diverses catégories et, enfin, nous avons changé p_i . Comme ces termes ne sont pas en relation linéaire, l'ordre des opérations devait être pris en compte. Cependant, après avoir changé l'ordre, nous avons constaté que cela ne modifiait pas nos observations qualitatives.

¹² En 1989, de nouvelles catégories ont été ajoutées, ce qui a eu pour effet de réduire considérablement le nombre des personnes déclarant être titulaires d'un diplôme universitaire. En conséquence, après 1988, les chiffres relatifs à la catégorie des titulaires d'un diplôme universitaire ne comprennent pas les faux positifs des années précédentes, ce qui a pour effet d'accroître les gains moyens des diplômés universitaires par rapport à ceux des personnes des autres catégories.

¹³ Dans le cas de l'ensemble des hommes salariés, la part de l'augmentation de l'inégalité des gains qui est attribuable à une hausse de l'inégalité **entre** les catégories d'âge et de niveau d'instruction est égale à 24 % lorsque la mesure utilisée est le carré du coefficient de variation, à 38 % avec l'indice de Theil-Entropy et 56 % avec l'indice de Theil-Bernouilli. Cela montre bien à quel point il est essentiel d'utiliser plus d'une mesure de l'inégalité pour tenter de déterminer l'importance relative des hausses de l'inégalité **entre** les catégories et à l'intérieur d'une même catégorie.

produite à l'intérieur de catégories d'âge et de niveau d'instruction similaires. Ainsi, la progression de l'inégalité au sein des diverses catégories observées est à l'origine de 83 %, 76 % et 65 % de l'augmentation de l'inégalité des gains chez l'ensemble des hommes salariés, chez les hommes ayant travaillé à plein temps toute l'année et chez les femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année, respectivement (tableau 4). Comme le faisaient remarquer Levy et Murnane [1992], deux hypothèses peuvent être formulées à cet égard : a) que les qualifications non reliées à l'expérience et au niveau d'instruction expliquent une bonne part de la dispersion croissante des gains des travailleurs, ou b) que d'autres facteurs, non reliés aux caractéristiques des travailleurs mais plutôt à l'entreprise ou à la branche d'activité dans laquelle les travailleurs exercent leur emploi, sont à l'origine d'une large part de la progression de l'inégalité des gains.

Les résultats montrent également que pour l'ensemble des salariés des deux sexes, les variations de la répartition selon l'âge et le niveau d'instruction de l'emploi ont eu tendance à réduire l'inégalité; si l'inégalité n'avait pas varié tant entre les catégories d'âge et de niveau d'instruction qu'à l'intérieur de ces catégories, l'inégalité aurait été un peu moindre en 1988 qu'en 1981 en raison du nombre moins élevé de jeunes travailleurs et de la hausse du niveau d'instruction de la population en général.

Dans les figures 5 et 6, nous décomposons entre leurs divers éléments les variations des gains entre les catégories d'âge et de niveau d'instruction observées. La figure 5 illustre la variation selon l'âge des gains réels moyens pour la période 1969-1991. Selon les courbes qui se dessinent, nous pouvons voir que les gains moyens des travailleurs de tous les groupes d'âge ont de façon générale évolué en tandem jusqu'au milieu des années 70, point à partir duquel ils ont commencé à diverger considérablement. Les résultats les plus intéressants portent sur les travailleurs à temps plein toute l'année, pour lesquels les changements dans l'offre de travail sont minimisés. Chez les hommes de moins de 35 ans, la tendance à la baisse a débuté en 1977, elle s'est accélérée pendant la récession de 1981-1983, et elle est demeurée relativement stable pendant le reste de la décennie. Chez les femmes plus jeunes, le déclin est moins marqué. Les gains réels des femmes âgées de 17 à 24 ans ont commencé à augmenter après 1986, sans jamais revenir aux niveaux du milieu des années 70.

Les variations liées aux différences de niveau d'instruction, telles que mesurées par le ratio des gains des diplômés universitaires aux gains des diplômés du secondaire¹⁴, sont nettement moins prononcées. Le ratio des gains des diplômés universitaires aux gains des diplômés augmente légèrement chez les hommes de moins de 35 ans après 1981 et chez les femmes de 17 à 24 ans après 1983, mais en 1988, ces ratios étaient revenus aux niveaux ou sous les niveaux des années 70. Le ratio demeure relativement stable dans le cas des autres groupes d'âge, sauf pour les femmes plus âgées, après 1986.

Dans le tableau 5, nous résumons les changements qui se sont produits entre 1981, juste avant la récession, et 1988, lorsque la reprise était sur le point d'atteindre son sommet. Les colonnes 1 et 3 montrent la variation en pourcentage des gains réels des hommes et des femmes selon l'âge et le niveau d'instruction. Les colonnes 2 et 4 montrent la variation en pourcentage après ajustement pour tenir compte des changements de répartition de l'emploi selon l'âge et le niveau d'instruction (voir note, tableau 5). Les distributions après ajustement font ressortir clairement les écarts très importants de la croissance des gains entre les divers groupes d'âge, et ce pour les quatre populations observées. Dans le cas des personnes ayant travaillé à plein temps toute l'année, les chiffres ajustés montrent qu'il y a un écart de 18 % entre le taux de croissance des gains réels des hommes de 17 à 24 ans et celui des hommes de 55 à 64 ans pour la période 1981-1988. Au cours de la même période, le taux de croissance des gains réels des femmes âgées de 17 à 24 ans était de 10 % inférieur à celui des femmes âgées de 45 à 54 ans.

Cependant, contrairement à Freeman et Needels [1991] et à Beach et Slotsve [1993], nos résultats indiquent que l'écart entre les gains des diplômés universitaires de sexe masculin et ceux des hommes comptant entre 9 et 13 années de scolarité a quelque peu diminué pendant la période de référence. Les raisons des différences entre les études en question et la nôtre sont avant tout d'ordre technique. Freeman et Needels font état d'une faible hausse de l'avantage associé à l'instruction pour une période allant jusqu'en 1987, avant le déclin de 1988 que nous avons observé (figure 6)¹⁵. Beach

¹⁴ La catégorie «diplômés du secondaire» comprend les personnes qui ont complété entre 9 et 13 années d'études primaires et secondaires et qui n'ont pas fait d'autres études par la suite.

¹⁵ Mentionnons également les différences de définition des gains et de l'échantillon choisi. Freeman et Needels [1991] analysent les gains hebdomadaires des diplômés universitaires et les comparent aux gains des personnes comptant entre 11 et 13 années de scolarité, alors que nous mettons l'accent sur les gains annuels

et Slotsve ont aussi noté une hausse de l'avantage associé à l'instruction pour la période 1984-1991, chez les personnes ayant travaillé à plein temps toute l'année. Toutefois, comme la définition des catégories de niveau d'instruction a été modifiée à compter de 1988 (voir note 12), nous hésitons à tirer des conclusions au sujet de l'évolution des différences attribuables au niveau d'instruction pour les années qui ont suivi.

Selon notre principale constatation, au Canada, les variations des gains des travailleurs de niveau d'instruction différents n'expliquent qu'une très faible part de l'augmentation totale de l'inégalité des gains. Par contre, les changements de répartition selon l'âge ont été relativement importants.

Dans l'ensemble, l'expérience du Canada se rapproche davantage de celle d'autres pays industrialisés que de ce qui a été observé aux États-Unis. Comme Davis [1992] le soulignait, pendant les années 80, l'écart entre les gains attribuable au niveau d'instruction a beaucoup augmenté aux États-Unis, mais peu au Canada, au Royaume-Uni, en Suède et en Australie. Au Japon, l'écart est resté stable et, aux Pays-Bas, il s'est atténué de façon considérable. En revanche, dans tous les pays à l'économie développée sauf en Suède, l'écart entre les gains selon l'âge a nettement augmenté (Davis [1992:10]). Que peut-on déduire de ces faits?

Davis [1992:11] conclut qu'étant donné l'évolution fort différente de l'offre et de la demande relatives dans les divers pays (et régions), les similitudes observées à un niveau général entre pays industrialisés concernant l'évolution de la variation selon l'âge des gains sont remarquables et donnent lieu à des interprétations communes des changements observés. Par exemple, dans tous ces pays industrialisés, une certaine forme de progrès technologique a pu favoriser les travailleurs plus expérimentés (peut-être en raison d'une pénurie de qualifications fondées sur l'expérience dans les pays en voie de développement) ou encore en raison d'un mouvement commun de restructuration industrielle au profit des branches d'activité et professions qui font une plus grande utilisation des

des diplômés universitaires par rapport à ceux des personnes comptant entre 9 et 13 années de scolarité. En outre, leur échantillon consiste en membres responsables du ménage et leur conjoint, tandis que notre échantillon est constitué ou bien de l'ensemble des salariés ou bien des personnes ayant travaillé à plein temps toute l'année. Nos catégories de niveau d'instruction ont été déterminées de façon à ce que nous puissions comparer les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs à celles de l'Enquête sur l'activité de 1981 et de l'Enquête sur l'activité de 1988.

connaissances acquises par l'expérience de travail (Davis [1992:12]. En résumé, Davis pense que les jeunes travailleurs des pays industrialisés, parce qu'ils sont désavantagés par leur manque de qualifications fondées sur l'expérience, sont plus vulnérables aux pressions qu'exercent sur les salaires des facteurs comme l'évolution du commerce international et de la production vers les pays en voie de développement.

Cependant, de toute évidence, l'opinion fort répandue chez les économistes selon laquelle l'évolution observée du profil de la répartition par âge des gains est attribuable à la hausse de la prime salariale associée à l'expérience de travail n'est qu'une explication plausible parmi d'autres. Par exemple, selon une théorie relative au fonctionnement des marchés du travail internes, les travailleurs plus âgés seraient mieux préparés, dans le contexte de la mondialisation des marchés et des pressions à la baisse sur les salaires qui en résultent, à faire face à la concurrence salariale croissante, en raison de facteurs comme les règles de l'ancienneté, la formation spécialisée et autres barrières «institutionnelles» qui favorisent les titulaires d'un emploi au détriment des nouveaux arrivants sur le marché du travail.

La restructuration des salaires entre les divers groupes d'âge pourrait aussi être attribuée aux effets de la croissance et du déclin des entreprises. Les jeunes entreprises et les entreprises en expansion ont tendance à embaucher de jeunes travailleurs. Les entreprises établies depuis longtemps ou en déclin ont tendance à embaucher des travailleurs plus âgés. La décroissance des gains relatifs des jeunes travailleurs pourrait donc avoir pour cause une nouvelle tendance à la baisse des salaires, laquelle pourrait bien devenir une caractéristique générale du marché du travail de l'avenir. On peut même envisager la possibilité que l'accroissement de l'écart entre les gains aux divers âges est un signe de **déqualification** : les nouvelles entreprises qui embauchent de jeunes travailleurs pourraient appliquer de nouvelles technologies exigeant moins de qualifications et créant des emplois moins bien rémunérés que par le passé.

Betcherman et Morissette [1993] ont constaté que le déclin des gains chez les travailleurs âgés de 17 à 24 ans a coïncidé avec une diminution de leurs taux horaires de salaire. Ces auteurs ont montré qu'entre 1981 et 1988, les salaires horaires des jeunes travailleurs exerçant un emploi à plein temps ont diminué par rapport à ceux des travailleurs âgés de 25 à 64 ans, et ce dans toutes les principales branches d'activité et catégories de professions. Autrement dit, la restructuration industrielle

vers les secteurs qui emploient surtout des travailleurs plus âgés pourrait bien ne pas expliquer totalement la baisse des gains chez les jeunes travailleurs. Ils ont également observé que la diminution des salaires relatifs des jeunes travailleurs se vérifie toujours même après avoir neutralisé les effets des changements liés au statut syndical. Par conséquent, là encore, le déclin du taux de syndicalisation des jeunes travailleurs ne peut expliquer à lui seul la baisse de leurs salaires relatifs dans les années 80.

Toutes les théories que nous venons de voir, y compris les raisonnements fondés sur les qualifications des travailleurs, supposent que l'augmentation de l'écart entre les gains des travailleurs selon l'âge est étroitement liée à des changements de comportement des employeurs¹⁶. De même, comme la plus large part de l'augmentation de l'inégalité des gains découle de variations à l'intérieur de mêmes branches d'activité et à l'intérieur de catégories de travailleurs d'âge et de niveau d'instruction similaires, nous pouvons penser, entre autres possibilités, que les changements structurels aux au sein des entreprises ou entre les entreprises d'une branche d'activité donnée, quels qu'ils soient, pourraient expliquer la majeure partie de la hausse de l'inégalité des gains¹⁷ (Levy et Murnane [1992]). Toutefois, de tels changements peuvent influencer sur les gains des travailleurs en modifiant leurs taux horaires de salaire et (ou) leur nombre d'heures de travail. Dans la partie qui suit, nous essayons de déterminer dans quelle mesure la hausse de l'inégalité des gains est attribuable à des variations de la distribution des taux horaires de salaire ou de la durée du travail.

3. Montée de l'inégalité : importance des changements des taux horaires de salaire et du nombre d'heures travaillées

La plupart des gens attribuent sans doute la hausse de l'inégalité des gains aux variations des taux horaires de salaire : on travaillerait pour plus ou moins d'argent. Parmi les facteurs influant sur les taux horaires de salaire, on compte la restructuration industrielle, la mondialisation des marchés, le progrès technologique et la structure du commerce. Tous ces facteurs peuvent influencer sur la demande de travailleurs peu ou bien rémunérés et, par conséquent, sur l'inégalité des gains. Cependant, si moins

¹⁶ Le déclin des gains relatifs des travailleurs âgés de 17 à 24 ans a coïncidé avec une chute de leur part relative de la population active (de 26 % à 22 % entre 1981 et 1986). Par conséquent, on ne peut l'attribuer à une augmentation de l'offre relative de jeunes travailleurs.

¹⁷ Une autre possibilité sont que les qualifications, non corrélées à l'âge et au niveau d'instruction, seraient un facteur déterminant de la dispersion croissante des gains des travailleurs.

de Canadiens effectuaient des heures «régulières» et si plus de Canadiens travaillaient un très petit nombre ou un très grand nombre d'heures, cela pourrait aussi entraîner une augmentation de l'inégalité des gains, même si les types d'emplois disponibles ne changeaient pas.

De nombreux facteurs peuvent être à l'origine de changements spontanés ou forcés de la répartition des heures de travail. Par exemple, une hausse du chômage peut entraîner une instabilité croissante de l'emploi, modifiant la répartition des heures annuelles travaillées par les Canadiens. Il en est de même pour une tendance à la hausse de l'emploi à temps partiel, choisi ou non. Les efforts entrepris par nombre d'entreprises pour réduire la taille de leurs effectifs, peuvent mener à la sous-traitance, à des emplois temporaires et autres types d'emploi particuliers, dont les conséquences sont une diminution du travail à plein temps toute l'année et une augmentation du travail à temps partiel ou une partie de l'année. Toute modification des incitations à travailler associées aux prestations d'aide sociale et d'assurance-chômage peut aussi influencer sur la croissance de l'offre de main-d'oeuvre, les décisions des Canadiens à l'égard de l'emploi pouvant à leur tour influencer sur les heures de travail et les gains. Les pressions exercées en vue de produire davantage avec moins de travailleurs permanents à plein temps peuvent aussi avoir pour effet d'accroître le nombre d'heures de travail ainsi que les gains de certaines catégories de travailleurs.

Il y a des signes de changement majeur de la distribution des heures de travail. Comme Van Cleef [1985] l'a constaté, s'il est vrai que le nombre moyen d'heures hebdomadaires travaillées est passé de 39,0 à 37,8 entre 1976 et 1984, le nombre de Canadiens travaillant moins d'heures tout comme ceux travaillant plus d'heures a augmenté. Autrement dit, moins de Canadiens effectuaient ce que l'on considère être une semaine «normale» de travail. Dans une étude complémentaire sur le sujet, Gower [1986] a montré que le temps de travail a surtout augmenté chez les personnes plus instruites, c'est-à-dire, de façon générale, celles dont le taux de salaire est relativement plus élevé. Picot, Myles et Wannell [1990] ont pour leur part observé qu'entre les années 1981 et 1986, les variations tant des taux de salaire horaire que des heures travaillées ont joué un rôle déterminant dans la montée de la **bipolarisation** des gains. MacPhail [1993] a constaté que les variations de l'inégalité des heures

annuelles travaillées ont influé considérablement sur les variations de l'**inégalité** des gains au début des années 80¹⁸ 19.

3.1 Les données

Le manque de données canadiennes appropriées est l'une des raisons qui explique pourquoi on s'est peu intéressé, dans le débat concernant l'inégalité des gains, au rôle que pourraient jouer les heures de travail. L'ensemble de données idéal contient des données sur les heures tant annuelles qu'hebdomadaires travaillées, sur les taux horaires de salaire des emplois exercés et sur les gains annuels. C'est le cas des ensembles de données de l'Enquête sur l'activité de 1981 et de l'Enquête sur l'activité pour les années 1986-1990. Nous pouvons donc procéder à des comparaisons pour l'ensemble des années 80.

Malheureusement, le codage des données sur les heures annuelles²⁰ est fort différent pour les deux ensembles de données, ce qui peut rendre les comparaisons trompeuses. La différence tient à la façon de comptabiliser le début et la fin d'un emploi. Dans l'Enquête sur l'activité de 1981, on supposait qu'une personne avait exercé un emploi pendant un mois complet en autant qu'elle avait

¹⁸ Macphail [1993] utilise les données de l'Enquête sur l'activité de 1981 et de l'Enquête sur l'activité de 1986 et de 1989. Cependant, elle n'a pas procédé à un nouveau codage des données de l'Enquête sur l'activité sur les heures annuelles pour qu'elles soient davantage comparables aux données de l'Enquête sur l'activité de 1981. Selon nous, comme nous le verrons plus loin, cela entraîne un problème d'incohérence entre les données des deux sources pour ce qui est de la sous-population des personnes ayant travaillé une partie de l'année.

¹⁹ Doiron et Barret [1992] effectuent une analyse quelque peu différente qui fait principalement ressortir l'importance des heures travaillées et des taux horaires de salaire dans l'explication des différences entre les hommes et les femmes en ce qui concerne l'inégalité des gains. Dans cette étude également, le principal facteur sont les heures travaillées. Les auteurs en viennent à la conclusion que l'inégalité des salaires horaires est sensiblement la même chez les hommes et chez les femmes et que l'inégalité plus grande des gains chez les femmes est presque entièrement attribuable à la distribution plus inégale des heures de travail chez les femmes, comparativement aux hommes.

²⁰ Les heures travaillées correspondent au nombre d'heures rémunérées que les répondants effectuaient normalement.

déclaré **une** journée de travail pour le mois en question²¹. Dans les enquêtes sur l'activité menées entre 1986 et 1990, on a saisi la date exacte à laquelle a débuté et a pris fin tout emploi. Par conséquent, les heures annuelles déclarées dans les deux enquêtes **pour un même emploi** peuvent différer d'une valeur allant de 0 à 240 heures²². Ce problème concerne les emplois ayant débuté et (ou) pris fin pendant l'année de référence, ce qui est le cas d'environ 50 % des emplois au total. En outre, il a toujours pour effet de surestimer les heures travaillées dans le cas des données de l'Enquête de 1981 sur l'activité, comparativement aux données de l'Enquête sur l'activité (1986-1990).

Il y a une catégorie d'emplois pour laquelle les données sont comparables : les emplois exercés toute l'année. Comme ces emplois ne débutent pas ou ne prennent pas fin au milieu d'un mois donné, le problème du codage des heures ne se pose pas. Pour surmonter le problème des lacunes des données, la méthode que nous utilisons est la suivante. Premièrement, nous effectuons une analyse de la sous-population des travailleurs ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année (section 3.2). Nous cherchons à déterminer si l'augmentation de l'inégalité des gains observée pour cette sous-population découle principalement de variations des heures travaillées ou de variations des taux de salaire horaire. Nous constatons que la majeure partie de la hausse de l'inégalité des gains est attribuable à l'évolution des heures travaillées. Deuxièmement, nous montrons que la faible variation de l'inégalité des salaires horaires observée au niveau global masque d'importantes tendances compensatoires. Ces tendances sont les suivantes : 1) une augmentation de l'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés, qui a pour effet d'accroître l'inégalité des salaires horaires et 2) une diminution de l'inégalité des salaires horaires qui découle à la fois de l'évolution de la structure de l'emploi et de la diminution de l'inégalité des salaires horaires à l'intérieur des diverses catégories d'âge. Troisièmement, nous recodons les données sur les heures annuelles tirées de

²¹ Plus précisément, tout mois au cours duquel la personne avait travaillé pendant au moins 8 heures - l'équivalent d'environ une journée - était considéré comme un mois pendant lequel la personne avait fait un travail quelconque (Source : Guide de l'utilisateur des microdonnées, Enquête de 1981 sur les antécédents de travail, section 10.2).

²² La limite supérieure de 240 heures repose sur l'hypothèse selon laquelle une personne aurait travaillé 40 heures par semaine à un emploi ayant débuté au début de la dernière semaine disons de janvier de l'année t (le nombre d'heures travaillées en janvier serait donc égal à 160 [40 heures * 4 semaines] selon l'Enquête de 1981 sur l'activité tandis qu'il serait égal à 40 selon l'Enquête sur l'activité de 1986-1990. Par conséquent, la différence entre les deux enquêtes pour ce qui est du nombre d'heures travaillées pendant ce mois serait de 120 heures) et ayant pris fin à la fin de la première semaine disons d'août de l'année t (le nombre d'heures travaillées en août serait donc encore une fois égal à 160 selon l'Enquête de 1981 sur l'activité, comparativement à 40 selon l'Enquête sur l'activité de 1986-1990).

l'Enquête sur l'activité de 1989 afin de les rendre comparables aux données de l'Enquête de 1981 sur l'activité et nous montrons que les résultats obtenus pour la sous-population choisie s'appliquent de façon générale à l'ensemble de la population active (section 3.3). Enfin, nous présentons diverses explications possibles des changements observés de la distribution du temps de travail (section 3.4).

3.2 Personnes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année

Le tableau 6 présente quatre mesures différentes de l'inégalité des gains annuels, des heures annuelles²³ et des salaires horaires de personnes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année. Cette sous-population représente approximativement 50 % des salariés au total²⁴. Chez les hommes comme chez les femmes, l'inégalité des salaires horaires n'a pratiquement pas changé entre les années 1981 et 1989; elle a varié de -3,0 % à 6,1 %, selon la mesure utilisée. En revanche, l'inégalité des heures annuelles s'est accrue considérablement au cours de la même période, soit de 17 % à 40 %, selon la mesure choisie. L'augmentation de l'inégalité des heures travaillées est associée à un déclin de la proportion de personnes travaillant un nombre «normal» d'heures à plein temps, c'est-à-dire effectuant entre 35 et 40 heures par semaine; cette proportion a diminué de 8 % dans le cas des hommes et de 6 % chez les femmes (tableau 7). De plus, en 1989, un plus grand nombre de personnes travaillaient de longues heures, comparativement à 1981.

Ces constatations nous incitent à croire que l'augmentation observée de l'inégalité des gains découle principalement de changements dans la répartition des heures travaillées. Cependant, l'inégalité croissante des heures travaillées peut avoir pour effet ou bien de diminuer ou bien d'augmenter l'inégalité des gains, selon que l'augmentation des heures travaillées a eu lieu surtout chez les travailleurs peu rémunérés (entraînant une diminution de l'inégalité) ou chez les travailleurs touchant

²³ Soulignons qu'étant donné la façon dont l'échantillon a été constitué, il ne peut y avoir de variation du nombre de semaines annuelles travaillées (chacun ayant travaillé pendant 52 semaines). Par conséquent, la variation des heures annuelles tient compte uniquement de la variation des heures hebdomadaires.

²⁴ De 1981 à 1989, les hommes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année représentaient entre 54 % et 59 % du total des salariés, tandis que les femmes dans la même situation représentaient entre 43 % et 44 % de l'ensemble des salariées. Dans l'ensemble, entre 49 % et 52 % des salariés avaient exercé un emploi à plein temps toute l'année pendant cette période.

un salaire élevé (entraînant une augmentation de l'inégalité)²⁵. Pour évaluer l'incidence de l'évolution des heures travaillées sur l'inégalité des gains, telle que mesurée par le coefficient de Gini, nous nous sommes d'abord demandés de combien ce coefficient aurait augmenté entre 1981 et 1989 si la distribution des heures avait évolué au cours de cette période et si les taux de salaire étaient restés aux niveaux de 1981²⁶. Le tableau 8 montre que si cela avait été le cas, l'inégalité des gains aurait augmenté; le coefficient de Gini serait passé de 0,237 à 0,248 chez les hommes et de 0,238 à 0,255 chez les femmes. Cette valeur hypothétique du coefficient de Gini en 1989 est de fait supérieure à sa valeur réelle en 1989 étant donné que les variations des salaires horaires ont eu tendance à **diminuer** l'inégalité des gains. Pour le démontrer, nous avons calculé ce qu'aurait été la valeur du coefficient de Gini en 1989, si la distribution des salaires avait varié au cours de la période de référence et si les heures travaillées étaient restées aux niveaux de 1981. Dans ces conditions, le coefficient de Gini aurait **diminué**, de 0,237 à 0,229 chez les hommes et de 0,238 à 0,237 chez les femmes. Ces résultats combinés confirment que l'augmentation de l'inégalité des gains observée chez les personnes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année découle de changements dans la distribution des heures travaillées.

Le fait que les mesures globales de l'inégalité ne rendent compte que d'une faible variation de la distribution des salaires horaires ne signifie pas nécessairement qu'il ne s'est produit aucun changement dans les salaires relatifs à d'autres niveaux. Comme on peut le voir dans le tableau 5, l'écart entre les gains selon l'âge a considérablement augmenté dans les années 80. Le même phénomène ressort nettement dans le cas des taux de salaire horaire (tableau 9). Entre 1981 et 1988,

²⁵La variation du coefficient de corrélation entre les heures annuelles et les salaires horaires indique que la distribution des heures travaillées a évolué de façon à entraîner une augmentation de l'inégalité des gains au cours de la période 1981-1989. Le coefficient de corrélation entre les heures travaillées et les salaires horaires a augmenté (est devenu moins négatif) entre les années 1981 et 1989, soit de 0,06 chez les hommes et de 0,10 chez les femmes. Autrement dit, dans la sous-population à l'étude, la tendance des travailleurs peu rémunérés à travailler de longues heures a diminué, de même que la tendance des travailleurs bien rémunérés à travailler moins d'heures, ce qui aurait pour effet d'accroître l'inégalité des gains.

²⁶ Nous avons réparti les travailleurs en 100 centiles. Pour chaque centile, nous avons calculé les taux de salaire horaire moyens, les heures totales travaillées et la rémunération totale. Nous avons déterminé ce qu'aurait été la valeur du coefficient de Gini en 1989 si les heures totales par centile auraient la valeur qu'elles avaient en 1989 et si les salaires horaires par centile étaient restés aux niveaux de 1981.

les salaires horaires réels des emplois à plein temps exercés par des hommes âgés de 17 à 24 ans ont **diminué** de 13 %, tandis que ceux des hommes âgés de 45 à 54 ans ont **augmenté** de 14 %²⁷.

Pourquoi l'écart salarial croissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés n'a-t-il pas entraîné d'augmentation substantielle de l'inégalité des salaires horaires? La réponse est que l'augmentation de l'inégalité entre les diverses catégories d'âge a été compensée en partie par une diminution de l'inégalité découlant de variations de la structure par âge de l'emploi (c'est-à-dire une population active plus âgée) et par une diminution de l'inégalité à l'intérieur des diverses catégories d'âge (tableau 10). Si l'augmentation de l'écart salarial entre les groupes d'âge n'avait pas été compensée par de telles tendances, l'inégalité des salaires horaires aurait augmenté de 10 % chez les hommes et de 5 % chez les femmes entre les années 1981 et 1989.

3.3 Généralisation des résultats à l'ensemble des salariés

Pour vérifier si les résultats présentés ci-dessus s'appliquent à l'ensemble des salariés, nous avons recodé les données sur les heures annuelles tirées de l'Enquête de 1989 sur l'activité afin de les rendre comparables à celles de l'Enquête sur l'activité de 1981; un enquêté ayant déclaré une journée de travail au cours de tout mois donné est censé avoir exercé l'emploi en question pendant tout le mois.

²⁷ Cela peut être dû en partie à la hausse des niveaux d'instruction des travailleurs plus âgés. À mesure que les membres plus instruits de la génération du baby-boom avançaient en âge et remplaçaient les cohortes de travailleurs ayant un niveau d'instruction moins élevé, on peut supposer que les salaires de ces travailleurs sont plus élevés que ceux des jeunes travailleurs simplement en raison de leur plus haut niveau d'instruction, comparativement aux jeunes travailleurs. Nous avons mesuré l'importance de ce facteur dans les colonnes 2 et 4 du tableau 9. À cette fin, nous avons neutralisé l'effet du niveau d'instruction aux divers âges sur les salaires relatifs en ne permettant pas à cette valeur de varier. L'uniformisation s'est faite simplement en maintenant constante la distribution des travailleurs selon le niveau d'instruction. Cette distribution fixe correspond à celle de 1981 pour chaque catégorie d'âge; nous avons ensuite calculé le taux de salaire moyen de cette population «hypothétique». Dans ces conditions, au cours de la période 1981-1988, les salaires réels des emplois à plein temps chutent de 14 % chez les hommes de 17 à 24 ans et augmentent de 9 % chez les hommes de 45 à 54 ans.

Cet écart salarial croissant entre les groupes d'âge l'emporte nettement sur toute différence observée entre les catégories de niveau d'instruction, comme on peut le voir dans le bas du tableau 9. Que nous utilisions des données brutes ou des données normalisées pour représenter les changements de structure par âge des diverses catégories de niveau d'instruction, nous constatons qu'il n'y a pas de différence significative de l'évolution des salaires selon le niveau d'instruction. C'est l'inverse de ce qui s'est produit aux États-Unis où l'on a observé, pour toutes les années 80, que les personnes plus instruites ont bénéficié d'augmentations salariales plus importantes.

L'analyse des données relatives à l'ensemble des salariés nous mène aux mêmes résultats. Premièrement, que nous utilisions les données de l'Enquête sur la population active (tableau 11) ou les données de l'Enquête sur l'activité de 1981, 1986 et 1989 (tableau 12), la bipolarisation des heures hebdomadaires travaillées est évidente chez tous les travailleurs. Entre les années 1981 et 1989, la proportion d'heures associées à des emplois comprenant entre 35 et 40 heures par semaine a diminué de 11 % chez les hommes et de 7 % chez les femmes, ce qui signifie que plus de personnes travaillaient un très petit nombre d'heures et que plus de personnes travaillaient de très longues heures (tableau 12).

Deuxièmement, lorsque nous recodons les données sur les heures annuelles de l'Enquête sur l'activité de 1989 pour les rendre comparables à celles de l'Enquête de 1981 sur l'activité, nous constatons que la variation de l'inégalité des gains s'explique encore une fois principalement par des changements de distribution des heures annuelles travaillées (tableau 13). Dans le cas des hommes, la majeure partie de l'augmentation du coefficient de Gini des gains annuels, lequel est passé de 0,346 à 0,359, se serait produite si seule la distribution des heures avait changé entre 1981 et 1989; si les taux de salaire étaient restés stables aux niveaux de 1981 et que les heures travaillées avaient varié, le coefficient de Gini aurait progressé de 0,346 à 0,357. Par conséquent, pour la sous-population des hommes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année comme pour l'ensemble des hommes salariés, la croissance de l'inégalité des gains est surtout attribuable à l'augmentation de l'inégalité des heures travaillées.

Chez l'ensemble des femmes salariées, l'inégalité des gains a légèrement diminué entre les années 1981 et 1989. Le déclin du coefficient de Gini (lequel est passé de 0,412 à 0,400) se serait produit en totalité si seule la distribution des heures avait changé entre 1981 et 1989. Aussi, à l'inverse de ce qui s'est passé dans le cas des femmes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année, les changements de distribution des heures ont eu tendance à **diminuer** l'inégalité des gains chez l'ensemble des femmes salariées. Ce résultat n'est guère surprenant. On peut l'attribuer au fait qu'au cours de cette période, les heures annuelles effectuées par les femmes ayant travaillé à temps partiel ont augmenté beaucoup plus rapidement que les heures des femmes ayant travaillé à plein temps²⁸.

²⁸ Les données recodées de l'Enquête sur l'activité révèlent qu'entre 1981 et 1989, les heures annuelles moyennes des femmes ayant exercé au moins un emploi à temps partiel ont augmenté de 29 %, comparativement à 6 % chez les femmes qui ont uniquement travaillé à plein temps. Par conséquent, le taux de croissance des

Par conséquent, l'écart entre les gains des femmes ayant travaillé à temps partiel et les femmes ayant travaillé à plein temps s'est atténué, ce qui a eu pour effet de réduire l'inégalité des gains. Ce résultat explique pourquoi, dans les années 80, l'inégalité des gains a augmenté chez les femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année et non pas pour l'ensemble des femmes salariées (figure 1).

Troisièmement, rappelons que l'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés a beaucoup augmenté dans l'ensemble de la population active (tableau 9). Cependant, comme pour la sous-population que nous venons d'étudier, cette hausse de l'inégalité entre les groupes d'âge masque d'importants changements de la structure par âge de la population active.

Ainsi, dans la sous-population des travailleurs ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année comme chez tous les travailleurs, nous observons les tendances suivantes. Premièrement, la bipolarisation de la distribution des heures hebdomadaires travaillées s'est accentuée pendant les années 80. Deuxièmement, au niveau d'agrégation général, la majeure partie de la hausse de l'inégalité des gains chez les hommes est causée par des variations de la distribution des heures annuelles. Chez les femmes, les variations de la distribution des heures annuelles ont eu pour effet d'accroître l'inégalité des gains dans la sous-population des femmes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année et de diminuer l'inégalité des gains chez l'ensemble des femmes salariées. Troisièmement, l'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés a augmenté. La hausse correspondante de l'inégalité des salaires horaires observée entre les divers groupes d'âge a été compensée en partie par les changements de structure de la population active et les variations de l'inégalité des salaires horaires à l'intérieur des divers groupes d'âge.

3.4 Analyse

Les études récentes menées aux États-Unis brossent un tableau différent de la situation. Burtless [1990] utilise une autre période de référence (1975-1987) et conclut que la hausse de l'inégalité des gains découle principalement de la dispersion croissante des taux horaires de salaire.

gains annuels des femmes ayant travaillé à temps partiel étaient de 30 % supérieurs à ceux des femmes ayant seulement travaillé à plein temps. Cela a eu pour effet de réduire l'inégalité des gains.

Dans son analyse, il tente de démontrer que la variance croissante des heures travaillées n'a joué qu'un rôle relativement mineur²⁹. Moffit [1990] parvient à une conclusion similaire.

Quels facteurs sont à l'origine de l'augmentation substantielle de l'inégalité des heures travaillées observée au Canada? Concentrons-nous d'abord sur les changements observés dans le bas de la distribution des heures. Par définition, une augmentation de la proportion de personnes travaillant un petit nombre d'heures **par semaine** ne peut qu'être associée à une hausse de l'emploi à temps partiel. De nombreux auteurs se sont penchés sur la question, y compris le Conseil économique du Canada [1991]. De nombreux facteurs peuvent expliquer une augmentation de la proportion de personnes travaillant un petit nombre d'heures **par année** (c'est-à-dire moins d'heures travaillées dans l'année ou moins d'heures par semaine). Le taux persistant de chômage élevé pourrait en être un. L'évolution des habitudes d'embauche des entreprises pourrait être un autre facteur. Dans les années 80, les entreprises ont eu tendance à assouplir la gestion de leurs effectifs. Ce comportement a pu inciter les travailleurs «clés» à travailler de plus longues heures et a pu avoir pour effet d'augmenter le nombre des travailleurs temporaires, à temps partiel ou à contrat. Le déclin du ratio de l'emploi à la population chez les travailleurs plus âgés peut aussi expliquer la diminution de leur nombre d'heures annuelles travaillées.

Et pourtant, les données ne reflètent qu'une faible variation dans le bas de la distribution des heures. Le mouvement semble surtout se caractériser par un déplacement du milieu vers le haut. Et que penser du nombre croissant de Canadiens qui travaillent de **longues heures**? La première étape d'une étude sur la question consisterait à chercher à savoir qui ils sont : leur profession, leur branche d'activité, leur âge, leur niveau de gains, et ainsi de suite. On pourrait formuler l'hypothèse selon laquelle les pressions exercées sur les entreprises pour produire plus avec moins de travailleurs permanents ont quelque chose à voir dans la bipolarisation observée. Certains travailleurs à plein temps travailleraient de plus longues heures. Les travailleurs seraient aussi plus nombreux à travailler une partie de l'année. Bien sûr, ce sont là pures spéculations. Les réponses détaillées à ces questions exigent plus amples recherches.

²⁹ Il souligne cependant que certaines estimations seraient nécessaires et pourraient avoir pour résultat d'attribuer aux heures travaillées une partie de la variance attribuée aux taux de salaire horaire.

Nos résultats démontrent pourtant clairement que, contrairement aux États-Unis, des variations de **quantité (heures travaillées)** expliquent une large part de l'augmentation de l'inégalité des gains observée dans les années 80 au Canada. Des variations de **prix (taux horaires de salaire)** ont aussi été observées, mais surtout en fonction de l'âge. Les salaires relatifs et réels des jeunes travailleurs ont considérablement diminué. S'il n'y avait eu aucun changement de la structure par âge de la population active, la progression de l'inégalité des gains aurait été encore plus forte.

Dans la réaffectation des gains qui est en train de se produire, il se pourrait que les entreprises, les travailleurs et les institutions du Canada soient davantage favorables à un changement d'heures de travail que de taux salariaux, comparativement aux États-Unis. La structure des taux de salaire sur le marché du travail canadien est sans doute plus rigide qu'aux États-Unis. Des facteurs extra-économiques sont probablement aussi à l'origine de ce genre de réaction. Quoi qu'il en soit, toute étude de la hausse de l'inégalité des gains doit tenir compte aussi bien des facteurs qui influent sur les heures de travail que des facteurs qui influent sur les taux horaires de salaire.

Conclusion

L'inégalité des gains s'est accentuée au Canada dans les années 80, chez les hommes et les femmes ayant travaillé à plein temps toute l'année. Elle a augmenté pendant la récession de 1981-1982 et n'est jamais revenue par la suite au niveau de 1981, même pendant la reprise des années 80. Nous sommes donc portés à croire que des changements structurels ont eu lieu au cours de cette période.

Tout au long des années 70 et des années 80, les gains réels des travailleurs du quintile inférieur ont nettement chuté. Une large part de ce déclin est associé à une baisse des salaires relatifs et réels des jeunes travailleurs. Toutefois, l'inégalité des gains a davantage augmenté à l'intérieur de catégories d'âge et de niveau d'instruction comparables qu'entre ces diverses catégories. À l'inverse de ce qui s'est produit aux États-Unis, dans les années 80, il n'y a pas eu de hausse significative de l'avantage salarial des travailleurs canadiens ayant un plus haut niveau d'instruction. Cela est peut-être dû en partie à l'augmentation très rapide de l'offre de diplômés des collèges et des universités, laquelle s'est accrue de 6 % par année dans les années 80. L'augmentation de l'inégalité des gains s'est accompagnée d'une diminution de la proportion de personnes dont le traitement ou le salaire les situent dans la «classe moyenne».

Toute tentative d'explication de ces tendances devrait mettre l'accent sur les groupes les plus touchés. Pourquoi les salaires réels des jeunes travailleurs ont-ils diminué à la fin des années 70 et dans les années proches de la récession de 1981-1982. Pourquoi n'ont-ils pas remonté en période d'expansion économique, quand l'offre de main-d'oeuvre jeune était en baisse? Un certain nombre d'explications possibles ont été avancées dans cette étude, plusieurs fondées sur ce qui a été observé dans d'autres pays industrialisés. Actuellement, il n'existe pas de consensus au sujet des causes possibles.

On peut également se demander pourquoi l'inégalité des gains a augmenté à l'intérieur de catégories d'âge et de niveau d'instruction similaires. Là encore, les explications possibles ne manquent pas, mais on n'est pas parvenu à une réponse définitive. Le phénomène qui a probablement le plus retenu l'attention dans les études américaines et pour lequel on a trouvé l'explication la plus évidente est la hausse de l'avantage salarial des travailleurs très instruits. L'hypothèse est fondée à la fois sur des facteurs d'offre et de demande (Levy et Murnane [1992] et est on ne peut plus conforme aux descriptions fournies d'une évolution vers une économie de «connaissances» ou de «qualifications» liées au progrès technologique. Or, comme nous l'avons déjà souligné, une telle hausse de l'avantage salarial des travailleurs plus instruits n'a pas été observée au Canada, du moins dans les années 80. Peut-être que le phénomène en question s'est produit également au Canada, mais que l'offre relative de travailleurs très instruits a égalé la demande croissante (Freeman et Needles [1991], ce qui aurait eu pour effet de maintenir stables les gains relatifs de même que le taux de chômage de ces travailleurs. Une telle conclusion n'est encore qu'une hypothèse et reste à être confirmée par d'autres études.

Comme nous l'avons démontré dans cette étude, à un niveau élevé d'agrégation, la bipolarisation croissante des heures tant hebdomadaires qu'annuelles explique une bonne part de la hausse de l'inégalité des gains dans les années 80. Le déclin observé au «centre» de la distribution des heures travaillées a donné lieu à un déclin de la «classe moyenne» du point de vue des gains. Le phénomène est particulièrement évident chez les hommes, tant chez l'ensemble des travailleurs de sexe masculin que dans la sous-population des hommes ayant exercé un emploi à plein temps toute l'année. S'il est vrai que l'augmentation de l'emploi à temps partiel a pu jouer un certain rôle, ce n'est certes pas le facteur le plus important. L'augmentation de la proportion de travailleurs à plein temps

travaillant de longues heures a été déterminante. Ces constatations vont à l'encontre des tendances signalées aux États-Unis, les auteurs des études sur la question (du moins jusqu'à ce jour) ayant plutôt remarqué que les variations des heures travaillées n'ont exercé qu'une incidence mineure sur la croissance de l'inégalité des gains.

Une fois de plus, il n'y a pas d'explications définitives. Les données confirment la tendance maintes fois analysée des entreprises à se tourner vers un «noyau» de travailleurs à plein temps, dont on suppose qu'un grand nombre travaillent de plus longues heures, ainsi que la tendance à la hausse du nombre de personnes travaillant à temps partiel, une partie de l'année ou à contrat, lesquelles travaillent sans doute un moins grand nombre d'heures par année. Les entreprises seraient ainsi davantage en mesure de répondre aux fluctuations de la demande et de faire bénéficier en priorité leurs travailleurs principaux des initiatives de formation et des possibilités de promotion. Ce genre de comportement pourrait avoir un effet à la hausse sur l'inégalité des gains et la segmentation du marché du travail. Ce ne sont là que des hypothèses et nous avons fourni d'autres explications possibles dans l'étude.

Que nous réserve l'avenir? Les données nous portent à croire qu'un grand nombre des tendances se sont accentuées dans les années proches de la récession de 1981-1982. À la suite du déclin de la demande et de l'intensification de la concurrence dans les années qui ont immédiatement précédé et suivi les deux récessions que nous avons connues, il est possible que des changements structurels se soient produits dans le marché du travail (autrement dit, des tendances qui ne se sont pas inversées avec l'évolution du cycle économique). Par exemple, on pense que les tendances relatives aux régimes de travail se modifient dans les entreprises en réaction aux pressions exercées par la concurrence à la suite de la récession de 1990-1992. La bipolarisation des heures travaillées pourrait donc continuer à progresser, bien que nous ne disposions pas encore de données pour le confirmer. Il nous faudra attendre ces données supplémentaires avant de pouvoir déterminer si les tendances observées se poursuivront dans les années 90.

Cependant, il se peut que les sources actuelles de données ne nous fournissent pas de réponses satisfaisantes. Si les changements technologiques et l'évolution des qualifications en demande qui en découle expliquent pour une bonne part ce qui est en train de se passer, alors les sources existantes de données ne sont pas à la hauteur. De même, si une partie de la hausse de l'inégalité des gains à

l'intérieur des catégories observées découle de l'évolution des pratiques des entreprises en matière de ressources humaines, les données dont nous disposons à l'heure actuelle ne conviennent pas. Il faudrait mener auprès des entreprises une enquête qui mette l'accent sur les méthodes de gestion des ressources humaines et sur la demande de main-d'oeuvre et qui permette de recueillir des données sur la rémunération du personnel et autres aspects liés à la situation des travailleurs dans les entreprises.

Bibliographie

- Beach, C.M. and G.A. Slotsve (1993) 'Polarization of Earnings in the Canadian Labour Market', Bell Canada Papers on Economic and Public Policy.
- Betcherman, G. and R. Morissette (1993) 'Recent Youth Labour Market Experiences in Canada', Paper Prepared for the Canadian Employment Research Forum workshop on Youth Labour Adjustment, Vancouver, June 25, 1993.
- Binder, D.A. and M.S. Kovacevic (1993) 'Estimating Some Measures of Income Inequality from Survey Data : An Application of the Estimating Equation Approach', Methodology Branch, Statistics Canada, Mimeo.
- Blackburn, M.E., Bloom, D.E. and R.B. Freeman (1990) 'The Declining Economic Position of Less Skilled American Men' in Gary Burtless ed. A Future of Lousy Jobs ?, Washington, DC : The Brookings Institution.
- Blank and Hanratty (1991) 'Responding to Need : A Comparison of Social Safety Net in the United States and Canada' Paper Presented at NBER Conference on US and Canadian Labour Markets, National Bureau of Economic Research.
- Bluestone, B. and B. Harrison (1982) The Deindustrialization of America, NY : Basic Books.
- Bluestone, B. and B. Harrison (1986) 'The Great American Job Machine : The Proliferation of Low Wage Employment in the U.S. Economy', Study Prepared for the Joint Economic Committee.
- Bound, J. and G. Johnson (1992) 'Changes in the Structure of Wages in the 1980s : An Evaluation of Alternative Explanations', American Economic Review 82 : 371-392.
- Burtless, G. (1990) 'Earnings Inequality Over the Business and Demographic Cycles', in Gary Burtless ed. A Future of Lousy Jobs ?, Washington, DC : The Brookings Institution.
- Danziger, S. and P. Gotschalk (1993), 'Uneven Tides : Rising Inequality in America', Russell Sage Foundation, New York.
- Davis, S.J. (1992) 'Cross-Country Patterns of Change in Relative Wages', National Bureau of Economic Research Working Paper no. 4085.
- Doiron, D.J. and G.F. Barrett (1992) 'Inequality in Male and Female Earnings : The Role of Hours and Wages', Center for Research on Economic and Social Policy, University of British Columbia, Discussion Paper no. 92-36.

- Economic Council of Canada (1990) Good Jobs, Bad Jobs : Employment in the Service Economy. Ottawa: Supply and Services Canada.
- Economic Council of Canada (1991) Employment in the Service Economy. Ottawa : Supply and Services Canada.
- Foster, J.E. and M.C. Wolfson (1992) 'Polarization and the Decline of the Middle Class : Canada and the U.S', Vanderbilt University and Statistics Canada, mimeo.
- Freeman, R.B. and K. Needels (1991) 'Skill Differentials in Canada in an Era of Rising Labor Market Inequality', National Bureau of Economic Research Working Paper no. 3827.
- Gottschalk, P. and M. Joyce (1992) 'Is Earnings Inequality Also Rising in Other Industrialized Countries', Mimeo.
- Gower, D. (1986) 'Characteristics of Persons With Long Workweeks', The Labour Force, Statistics Canada Catalogue 71-001, September.
- Hanratty and Blank (1992) 'Down and Out in North America : Recent Trends in Poverty Rates in the United States and Canada', Quarterly Journal of Economics, February 1992.
- Harrison, B. and B. Bluestone (1988) The Great U-Turn : Corporate Restructuring and the Polarizing of America. N.Y.: Basic Books.
- Karoly, L.A. (1992) 'Changes in the Distribution of Individual Earnings in the United States : 1967-1986', Review of Economic and Statistics, February, 74(1) : 107-115.
- Katz, L.F. and K.M. Murphy (1992) 'Changes in Relative Wages, 1963-1987 : Supply and Demand Factors', Quarterly Journal of Economics, 107(1) : 35-78.
- Kuttner, R. (1983), 'The Declining Middle', The Atlantic Monthly, July.
- Leckie, M., (1988), 'The Declining Middle and Technological Change : Trends in the Distribution of Employment Income, 1971-84', Economic Council of Canada Discussion Paper #342.
- Levy, F. and R.J. Murnane (1992) 'U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality : A Review of Recent Trends and Proposed Explanations', Journal of Economic Literature, Vol. XXX, September : 1333-1381.
- Love, R. and S. Poulin (1991) 'Family Income Inequality in the 1980s' Perspectives on Labour and Income, Statistics Canada, Cat. 75-001E, Autumn 1991 : 51-57.

- Macphail, F. (1993) 'Has the Great U-Turn Gone Full Circle ? : Recent Trends in Earnings Inequality in Canada 1981-89', Dalhousie University, Mimeo.
- Mincer, J. (1991) 'Human Capital, Technology and the Wage Structure : What Do Time Series Show?', National Bureau of Economic Research Working Paper no. 3581.
- Moffitt, R.A. (1990) 'The Distribution of Earnings and the Welfare State', in Gary Burtless ed. A Future of Lousy Jobs ?, Washington, DC : The Brookings Institution.
- Myles, J., Picot, G. and T. Wannell (1988) 'Wages and Jobs in the 1980s : Changing Youth Wages and the Declining Middle', Analytical Studies Branch Research Paper No. 17, Statistics Canada, Ottawa.
- Organization for Economic Co-operation and Development (1993) 'Earnings Inequality : Changes in the 1980s', Employment Outlook.
- Phillips, K. (1993) Boiling Point : Democrats, Republicans and the Decline of Middle-Class Prosperity, Random House, New York.
- Picot, G., Myles, J. and T. Wannell (1990) 'Good Jobs/Bad Jobs and the Declining Middle : 1967-1986', Statistics Canada, Analytical Studies Branch Research Paper Series no. 28.
- Reich, R.B. (1991) The Work of Nations : Preparing Ourselves For 21st Century Capitalism. Alfred A. Knopf, New York, 331 p.
- Van Cleef, D. (1985) 'Persons Working Long Hours', The Labour Force, Statistics Canada Catalogue 71-001, May.
- Wolfson, M.C. (1986) 'Stasis Amid Change : Income Inequality in Canada, 1965-1983', Review of Income and Wealth, December, 32(4) : 337-369.
- 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, October 1989, revised version, Statistics Canada, Ottawa, mimeo.
-

Tableau 1 : Variation en pourcentage des gains annuels réels au quintile inférieur, intermédiaire et supérieur¹ : 1973, 1981 et 1989

Variation en % entre 19__ et 19__ :	73 81	81 89	73 89
I, Ensemble des salariés			
Hommes			
Quintile inférieur	-8,6 %	-8,4 %	-16,3 %
Quintile intermédiaire	4,7 %	-3,1 %	1,4 %
Quintile supérieur	3,4 %	4,3 %	7,9 %
Femmes			
Quintile inférieur	17,4 %	16,1 %	36,2 %
Quintile intermédiaire	16,6 %	9,9 %	28,0 %
Quintile supérieur	17,9 %	8,8 %	28,2 %
II, Travailleurs à plein temps toute l'année²			
Hommes			
Quintile inférieur	1,6 %	-8,4 %	-7,0 %
Quintile intermédiaire	7,4 %	-0,1 %	7,2 %
Quintile supérieur	3,6 %	5,5 %	9,3 %
Femmes			
Quintile inférieur	0,2 %	-3,0 %	-2,9 %
Quintile intermédiaire	14,1 %	3,4 %	18,0 %
Quintile supérieur	16,7 %	7,8 %	25,9 %

1. Les chiffres présentés dans ce tableau correspondent à la variation en pourcentage des gains annuels moyens des personnes dans un quintile donné. Ces gains annuels moyens sont exprimés en dollars constants de 1986, l'indice de déflation étant l'indice des prix à la consommation.

2. Les travailleurs à plein temps toute l'année sont les personnes qui avaient travaillé au moins 48 semaines et principalement à plein temps au cours de l'année de référence.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs.

Tableau 2 : Pourcentage de travailleurs à plein temps toute l'année¹ par tranche de gains, 1973, 1981 and 1989

	1973	1981	1989	1981 vs 1973	1989 vs 1981	1989 vs 1973	Sorties nettes (-) de la classe moyenne 1973 - 1989
Hommes							
Tranche de gains (en \$ de 1989)							
1) <= 17 662 \$	10,4	10,9	13,4	0,5	2,5	3,0	
2) 17 662 - 22 429	9,4	9,3	9,9	-0,1	0,6	0,5	
3) 22 429 - 26 487	10,6	10,6	9,8	0,0	-0,8	-0,8 ----	
4) 26 487 - 29 531	9,5	8,9	6,8	-0,6	-2,1	-2,7	
5) 29 531 - 32 574	9,9	10,1	9,9	0,2	-0,2	0,0	
6) 32 574 - 35 989	10,4	9,1	8,5	-1,3	-0,6	-1,9	-5,6 %
7) 35 989 - 40 385	10,2	11,3	10,4	1,1	-0,9	0,2	
8) 40 385 - 45 424	9,8	9,7	9,4	-0,1	-0,3	-0,4 ----	
9) 45 424 - 54 249	10,0	10,1	10,6	0,1	0,5	0,6	
10) > 54 249 \$	9,9	9,9	11,2	0,0	1,3	1,3	
Total	100,0	100,0	100,0	-	-	-	
Femmes							
Tranche de gains (en \$ de 1989)							
1) <= 11 986 \$	9,8	13,6	14,9	3,8	1,3	5,1	
2) 11 986 - 15 322	10,7	10,6	10,9	-0,1	0,3	0,2	
3) 15 322 - 17 176	8,5	7,8	6,2	-0,7	-1,6	-2,3 ----	
4) 17 176 - 19 438	12,3	10,1	8,4	-2,2	-1,7	-3,9	
5) 19 438 - 21 291	8,9	8,2	9,8	-0,7	1,6	0,9	
6) 21 291 - 23 479	9,8	10,2	8,0	0,4	-2,2	-1,8	- 8,5 %
7) 23 479 - 26 444	10,1	9,4	10,5	-0,7	1,1	0,4	
8) 26 444 - 30 189	10,3	9,6	9,2	-0,7	-0,4	-1,1	
9) 30 189 - 36 084	9,8	9,2	9,1	-0,6	-0,1	-0,7 ----	
10) > 36 084 \$	9,9	11,3	13,0	1,4	1,7	3,1	
Total	100,0	100,0	100,0	-	-	-	

1. Les travailleurs à plein temps toute l'année sont les personnes qui avaient travaillé au moins 48 semaines et principalement à plein temps au cours de l'année de référence.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs.

Tableau 3: Pourcentage de l'ensemble des salariés dans chaque tranche de gain, 1973, 1981 et 1989

	1973	1981	1989	1981 vs 1973	1989 vs 1981	1989 vs 1973	Sorties nettes (-) de la classe moyenne 1973 - 1989
Hommes							
Tranche de gains (en \$ de 1989)							
1) <= 6 560 \$	10,0	11,4	12,2	1,4	0,8	2,2	
2) 6 560 - 13 014	9,9	10,4	11,9	0,5	1,5	2,0	
3) 13 014 - 18 822	10,4	10,0	9,8	-0,4	-0,2	-0,6 ----	
4) 18 822 - 23 017	9,6	9,0	8,6	-0,6	-0,4	-1,0	
5) 23 017 - 26 889	10,0	9,0	7,4	-1,0	-1,6	-2,6	-9,1 %
6) 26 889 - 30 761	10,4	9,8	8,8	-0,6	-1,0	-1,6	
7) 30 761 - 34 633	9,6	8,6	7,3	-1,0	-1,3	-2,3	
8) 34 633 - 39 828	10,2	10,3	9,2	0,1	-1,1	-1,0 ----	
9) 39 828 - 48 540	10,1	10,5	12,1	0,4	1,6	2,0	
10) > 48 540 \$	9,8	10,9	12,7	1,1	1,8	2,9	
Total	100,0	100,0	100,0	-	-	-	
Femmes							
Tranche de gains (en \$ de 1989)							
1) <= 2 546 \$	9,8	9,5	9,1	-0,3	-0,4	-0,7	
2) 2 546 - 4 959	9,9	10,0	8,3	0,1	-1,7	-1,6	
3) 4 959 - 8 176	10,8	10,3	11,3	-0,5	1,0	0,5	
4) 8 176 - 11 795	9,8	10,4	10,2	0,6	-0,2	0,4	
5) 11 795 - 15 415	9,6	9,8	11,0	0,2	1,2	1,4	
6) 15 415 - 18 632	9,3	9,0	8,9	-0,3	-0,1	-0,4	
7) 18 632 - 22 252	10,8	10,4	11,5	-0,4	1,1	0,7	
8) 22 252 - 26 676	9,9	10,5	10,2	0,6	-0,3	0,3	
9) 26 676 - 33 512	10,0	9,7	9,2	-0,3	-0,5	-0,8	
10) > 33 512 \$	10,0	10,4	10,3	0,4	-0,1	0,3	
Total	100,0	100,0	100,0	-	-	-	

Source : Enquête sur les finances des consommateurs.

Tableau 4 : Décomposition de l'inégalité des gains annuels selon l'âge et le niveau d'instruction, 1981-1988

Décomposition utilisant : ____	(1) Carré du cv	(2) Indice de Theil Entropy	(3) Indice de Theil Bernouilli
I. Ensemble des salariés			
Hommes			
a) Inégalité en 1981 :	0,452	0,209	0,281
b) Inégalité en 1988 :	0,538	0,243	0,322
c) Variation de l'inégalité = b) - a) :	0,086	0,034	0,041
1) due à une variation des gains moyens entre les catégories d'âge/niveau d'instruction	0,021	0,013	0,023
2) due à une variation de l'inégalité à l'intérieur des catégories d'âge/niveau d'instruction	0,088	0,032	0,034
3) due à une variation de la structure de l'emploi selon l'âge et le niveau d'instruction	-0,023	-0,011	-0,016
Femmes			
a) Inégalité en 1981 :	0,559	0,277	0,378
b) Inégalité en 1988 :	0,613	0,290	0,386
c) Variation de l'inégalité = b) - a) :	0,054	0,013	0,008
1) due à une variation des gains moyens entre les catégories d'âge/niveau d'instruction	0,040	0,014	0,018
2) due à une variation de l'inégalité à l'intérieur des catégories d'âge/niveau d'instruction	0,035	0,009	0,003
3) due à une variation de la structure de l'emploi selon l'âge et le niveau d'instruction	-0,021	-0,010	-0,013
II, Travailleurs à plein temps toute l'année			
Hommes			
a) Inégalité en 1981 :	0,272	0,113	0,125
b) Inégalité en 1988 :	0,323	0,132	0,142
c) Variation de l'inégalité = b) - a) :	0,051	0,019	0,017
1) due à une variation des gains moyens entre les catégories d'âge/niveau d'instruction	0,001	0,003	0,005
2) due à une variation de l'inégalité à l'intérieur des catégories d'âge/niveau d'instruction	0,049	0,017	0,013
3) due à une variation de la structure de l'emploi selon l'âge et le niveau d'instruction	0,001	-0,001	-0,001
Femmes			
a) Inégalité en 1981 :	0,239	0,116	0,137
b) Inégalité en 1988 :	0,293	0,136	0,155
c) Variation de l'inégalité = b) - a) :	0,054	0,020	0,018
1) due à une variation des gains moyens entre les catégories d'âge/niveau d'instruction	0,013	0,005	0,005
2) due à une variation de l'inégalité à l'intérieur des catégories d'âge/niveau d'instruction	0,035	0,013	0,013
3) due à une variation de la structure de l'emploi selon l'âge et le niveau d'instruction	0,006	0,002	0,000

Tableau 5 : Variation en pourcentage¹ des gains réels entre 1981 et 1988, selon l'âge et le niveau d'instruction

	Hommes		Femmes	
	(1) Variation en % réelle	(2) Variation en %, même structure par âge et niveau d'instruction qu'en 1981	(3) Variation en % réelle	(4) Variation en %, même structure par âge et niveau d'instruction qu'en 1981
I. Ensemble des salariés				
Âge				
17-24	-18,1	-18,1	-10,7	-11,8
25-34	- 8,0	- 9,1	1,6	- 0,3
35-44	1,2	- 3,1	6,8	- 1,0
45-54	4,0	- 1,0	15,8	6,5
55-64	6,0	1,8	1,4	- 2,7
Niveau d'instruction				
Moins de 9 années de scolarité	0,1	- 0,4	- 6,3	- 7,4
Entre 9 et 13 années	- 1,6	- 6,2	2,4	- 2,4
Études postsecondaires partielles	- 3,6	- 8,5	- 4,3	- 7,3
Diplôme d'études postsecondaires	- 3,4	- 5,6	4,3	2,3
Diplôme universitaire	- 3,1	- 7,4	6,8	0,7
Total	0,2	- 5,8	6,7	- 2,0
II, Travailleurs à plein temps toute l'année				
Âge				
17-24	-12,0	-12,4	- 4,7	- 6,6
25-34	- 5,2	- 5,7	- 2,0	- 3,7
35-44	2,4	- 1,1	3,8	- 3,8
45-54	3,5	- 0,5	12,9	3,7
55-64	10,3	5,8	1,8	- 3,1
Niveau d'instruction				
Moins de 9 années de scolarité	2,3	2,5	- 6,4	- 6,8
Entre 9 et 13 années	0,1	- 2,3	0,2	- 2,5
Études postsecondaires partielles	0,6	- 3,4	- 2,5	- 4,9
Diplôme d'études postsecondaires	- 2,1	- 3,3	- 1,5	- 2,6
Diplôme universitaire	- 1,3	- 5,3	2,7	- 2,1
Total	2,1	- 2,5	4,5	- 3,0

1. Les chiffres présentés dans les colonnes 1 et 3 correspondent aux variations en pourcentage réelles des gains annuels réels. Les chiffres présentés dans les colonnes 2 et 4 correspondent aux variations en pourcentage des gains annuels réels qui auraient été observées si la répartition de l'emploi selon l'âge et le niveau d'instruction (en fonction des catégories utilisées dans ce tableau) serait restée en 1988 la même qu'en 1981.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs.

Tableau 6 : Inégalité des gains annuels, des heures annuelles et des salaires horaires des personnes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année, 1981, 1986 et 1989.

	Hommes				Femmes			
	(1) 1981	(2) 1986	(3) 1989	(4) [(3)-(1)]/(1)	(5) 1981	(6) 1986	(7) 1989	(8) [(7)-(5)]/(5)
I. Coefficient de variation								
Gains annuels	0,455	0,484	0,477	4,8 %	0,474	0,473	0,500	5,5 %
Heures annuelles	0,155	0,166	0,182	17,4 %	0,137	0,151	0,164	19,7 %
Salaires horaires	0,455	0,472	0,454	- 0,2 %	0,472	0,451	0,476	0,8 %
II, Coefficient de Gini								
Gains annuels	0,237	0,241	0,241	1,7 %	0,238	0,247	0,253	6,3 %
Heures annuelles	0,055	0,061	0,071	29,1 %	0,053	0,060	0,063	18,9 %
Salaires horaires	0,239	0,238	0,237	- 0,8 %	0,240	0,241	0,246	2,5 %
III, Indice de Theil-Entropy								
Gains annuels	0,094	0,101	0,099	5,3 %	0,096	0,102	0,109	13,5 %
Heures annuelles	0,010	0,012	0,014	40,0 %	0,008	0,010	0,011	37,5 %
Salaires horaires	0,095	0,097	0,094	- 1,1 %	0,098	0,095	0,101	3,1 %
IV, Indice de Theil-Bernouilli								
Gains annuels	0,098	0,104	0,100	2,0 %	0,096	0,108	0,111	15,6 %
Heures annuelles	0,009	0,010	0,012	33,3 %	0,008	0,009	0,010	25,0 %
Salaires horaires	0,100	0,101	0,097	- 3,0 %	0,099	0,102	0,105	6,1 %

Source : Enquête sur l'activité de 1981 et Enquête sur l'activité de 1986 et 1989.

Tableau 7 : Distribution des heures hebdomadaires travaillées par les personnes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année 1981, 1986 et 1989

	1981	1986	1989	1989 vs 1981
Hommes				
Heures par semaine				
1-19	0,0	0,0	0,0	0,0
20-34	1,4	1,5	2,0	0,6
35-40	82,1	79,3	73,7	-8,4
41-49	8,1	8,6	12,7	4,6
>= 50	8,4	10,6	11,6	3,2
Femmes				
Heures par semaine				
1-19	0,0	0,0	0,0	0,0
20-34	6,2	7,3	8,1	1,9
35-40	87,4	84,4	81,5	-5,9
41-49	3,6	4,2	6,6	3,0
>= 50	2,7	4,2	3,8	1,1

Source : Enquête sur l'activité de 1981 et Enquête sur l'activité de 1986 et 1989.

Tableau 8 : Coefficients normalisés de Gini des gains annuels des personnes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année, 1981 et 1989

	Hommes	Femmes
Coefficients de Gini :		
1) en 1981	0,237	0,238
2) en 1989	0,241	0,253
3) salaires horaires de 1981 et heures de 1989 ¹	0,248	0,255
4) salaires horaires de 1989 et heures de 1981 ¹	0,229	0,237

1. Pour calculer les coefficients de Gini à la ligne 3) (4), nous avons réduit à 100 centiles la distribution des gains et, pour chaque centile, nous avons calculé les gains totaux hypothétiques résultats de la multiplication des salaires horaires moyens du centile en 1981 (1989) par le total des heures travaillées du centile en 1989 (1981).

Source : Enquête sur l'activité de 1981 et Enquête sur l'activité de 1986 et 1989.

Tableau 9 : Variation en pourcentage¹ des salaires horaires réels des emplois à plein temps, selon l'âge et le niveau d'instruction, 1981-1988

	Hommes		Femmes	
	(1) Variation en % réelle	(2) Variation en %, même structure par âge et niveau d'instruction	(3) Variation en % réelle	(4) Variation en %, même structure par âge et niveau d'instruction
Âge				
17-24	-12,8	-13,8	- 9,6	-12,3
25-34	- 1,1	- 1,6	0,3	- 3,0
35-44	7,1	3,1	9,0	0,8
45-54	14,3	8,7	5,2	- 1,1
55-64	17,0	14,6	0,3	- 4,5
Niveau d'instruction				
Moins de 9 années de scolarité	2,9	2,2	- 2,3	- 3,2
Entre 9 et 13 années	1,0	- 1,4	- 3,0	- 6,2
Études postsecondaires partielles	5,5	4,0	- 0,9	- 4,2
Diplôme d'études postsecondaires	3,4	3,1	0,7	- 1,7
Diplôme universitaire	8,5	5,5	2,6	- 0,3
Total	5,6	1,4	4,2	- 4,1

1. Les chiffres présentés dans les colonnes 1 et 3 correspondent aux variations en pourcentage réelles des salaires horaires réels. Les chiffres présentés dans les colonnes 2 et 4 correspondent aux variations en pourcentage des salaires horaires réels qui auraient été observées si la répartition de l'emploi selon l'âge et le niveau d'instruction (en fonction des catégories utilisées dans ce tableau) serait restée en 1988 la même qu'en 1981.

Source : Enquête sur l'activité de 1981 et Enquête sur l'activité de 1986 et 1989.

Tableau 10 : Décomposition de l'inégalité des salaires horaires selon l'âge, personnes ayant exercé le même emploi à plein temps toute l'année, 1981-1989

Décomposition utilisant : ____	(1) Carré du cv	(2) Indice de Theil Entropy	(3) Indice de Theil Bernoulli
Hommes			
a) Inégalité en 1981 :	0,207	0,095	0,100
b) Inégalité en 1988 :	0,206	0,094	0,097
c) Variation de l'inégalité = b) - a) :	-0,001	-0,001	-0,003
1) due à une variation des gains moyens entre les catégories d'âge	0,024	0,010	0,010
2) due à une variation de l'inégalité à l'intérieur des catégories d'âge	-0,015	-0,007	-0,009
3) due à une variation de la structure de l'emploi selon l'âge	-0,010	-0,004	-0,004
Femmes			
a) Inégalité en 1981 :	0,223	0,098	0,099
b) Inégalité en 1988 :	0,226	0,101	0,105
c) Variation de l'inégalité = b) - a) :	0,003	0,003	0,006
1) due à une variation des gains moyens entre les catégories d'âge	0,011	0,005	0,005
2) due à une variation de l'inégalité à l'intérieur des catégories d'âge	-0,003	0,000	0,004
3) due à une variation de la structure de l'emploi selon l'âge	-0,005	-0,002	-0,003

Source : Enquête sur l'activité de 1981 et Enquête sur l'activité de 1986 et 1989.

Tableau 11 : Variation de la distribution des heures hebdomadaires travaillées¹, 1981-1989

	Hommes	Femmes
Heures par semaine		
1-19	0,7	-1,3
20-34	0,9	1,8
35-40	-4,4	-3,1
41-49	0,4	1,0
>= 50	2,3	1,7

1. Les chiffres présentés dans ce tableau correspondent aux variations du pourcentage de personnes travaillant dans des tranches d'heures données. Il s'agit des heures habituelles de travail pour l'ensemble des emplois des salariés.
Source : Enquête sur la population active.

Tableau 12 : Distribution des heures hebdomadaires travaillées par l'ensemble des salariés, 1981, 1986 et 1989

	1981	1986	1989	1989 vs 1981
Hommes				
Heures par semaine				
1-19	1,3	1,6	1,8	0,5
20-34	2,5	3,2	3,5	1,0
35-40	73,8	69,0	62,9	-10,9
41-49	8,8	9,5	13,1	4,3
>= 50	13,7	16,8	18,7	5,0
Femmes				
Heures par semaine				
1-19	4,6	5,3	5,4	0,8
20-34	11,6	13,5	14,2	2,6
35-40	74,4	69,5	67,0	- 7,4
41-49	4,3	5,1	7,1	2,8
>= 50	5,1	6,6	6,3	1,2

Source : Enquête sur l'activité de 1981 et Enquête sur l'activité de 1986 et 1989.

Tableau 13 : Coefficients normalisés de Gini des gains annuels de l'ensemble des salariés, 1981 et 1989

	Hommes	Femmes
Coefficients de Gini :		
1) en 1981	0,346	0,412
2) en 1989	0,359	0,400
3) salaires horaires de 1981 et heures de 1989 ¹	0,357	0,400
4) salaires horaires de 1989 et heures de 1981 ¹	0,347	0,412

1. Pour calculer les coefficients de Gini à la ligne 3) (4), nous avons réduit à 100 centiles la distribution des gains et, pour chaque centile, nous avons calculé les gains totaux hypothétiques résultats de la multiplication des salaires horaires moyens du centile en 1981 (1989) par le total des heures travaillées du centile en 1989 (1981).
Source : Enquête sur l'activité de 1981 et Enquête sur l'activité de 1986 et 1989.

Annexe A : Mesures d'inégalité¹, 1969-1991

Hommes

Ensemble des salariés				
Année	CV	TE	GINI	TB
1969	0,684	0,204	0,336	0,260
1971	0,724	0,213	0,340	0,269
1973	0,682	0,204	0,339	0,259
1975	0,701	0,212	0,344	0,270
1977	0,630	0,199	0,338	0,274
1979	0,622	0,196	0,336	0,272
1981	0,673	0,209	0,346	0,281
1983	0,767	0,262	0,387	0,355
1986	0,731	0,248	0,377	0,336
1988	0,734	0,243	0,373	0,322
1989	0,736	0,239	0,371	0,314
1990	0,733	0,249	0,381	0,332
1991	0,818	0,271	0,393	0,353

Travailleurs à plein temps toute l'année

Année	CV	TE	GINI	TB
1969	0,556	0,118	0,252	0,113
1971	0,602	0,130	0,260	0,131
1973	0,543	0,118	0,254	0,121
1975	0,556	0,121	0,255	0,123
1977	0,480	0,106	0,246	0,122
1979	0,477	0,107	0,248	0,123
1981	0,522	0,113	0,252	0,125
1983	0,577	0,132	0,270	0,143
1986	0,559	0,133	0,274	0,150
1988	0,568	0,132	0,273	0,142
1989	0,581	0,136	0,277	0,146
1990	0,564	0,138	0,281	0,153
1991	0,639	0,146	0,282	0,147

Femmes

Ensemble des salariées

Année	CV	TE	GINI	TB
1969	0,766	0,288	0,414	0,397
1971	0,792	0,281	0,404	0,381
1973	0,751	0,277	0,407	0,378
1975	0,734	0,268	0,398	0,371
1977	0,756	0,281	0,409	0,385
1979	0,742	0,274	0,405	0,378
1981	0,747	0,277	0,408	0,378
1983	0,837	0,316	0,433	0,425
1986	0,777	0,288	0,416	0,386
1988	0,783	0,290	0,417	0,386
1989	0,742	0,269	0,401	0,363
1990	0,774	0,282	0,410	0,371
1991	0,760	0,281	0,411	0,377

Travailleuses à plein temps toute l'année

Année	CV	TE	GINI	TB
1969	0,450	0,096	0,236	0,108
1971	0,541	0,115	0,250	0,125
1973	0,461	0,101	0,243	0,114
1975	0,446	0,093	0,230	0,106
1977	0,486	0,117	0,260	0,149
1979	0,469	0,107	0,251	0,126
1981	0,489	0,116	0,263	0,137
1983	0,565	0,136	0,279	0,155
1986	0,535	0,135	0,283	0,156
1988	0,541	0,136	0,285	0,155
1989	0,525	0,131	0,280	0,151
1990	0,526	0,128	0,275	0,145
1991	0,506	0,121	0,270	0,135

1. CV = coefficient de variation, TE = indice de Theil-Entropy, GINI = coefficient de Gini, TB = indice de Theil-Bernouilli.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs.

Annexe B : Mesures de bipolarisation, 1969-1991

Hommes

	Ensemble des salariés					Travailleurs à plein temps toute l'année			
	P75	P50	P25	MBFW		P75	P50	P25	MBFW
1969	36,5	61,7	78,6	0,260	1969	47,6	79,2	90,6	0,188
1971	35,9	62,0	79,4	0,260	1971	48,3	77,8	89,8	0,188
1973	34,4	60,6	78,6	0,272	1973	47,4	77,1	89,9	0,192
1975	34,7	60,0	78,1	0,272	1975	47,8	77,5	89,9	0,192
1977	33,9	58,1	77,5	0,276	1977	46,4	77,3	90,0	0,192
1979	33,0	58,4	77,4	0,280	1979	46,1	77,0	90,3	0,196
1981	31,8	56,6	76,1	0,292	1981	45,3	75,1	89,6	0,200
1983	26,9	50,5	70,4	0,344	1983	44,3	72,5	88,3	0,212
1986	25,6	49,7	71,7	0,340	1986	42,0	72,5	89,2	0,216
1988	27,9	52,1	72,7	0,328	1988	40,9	71,9	89,1	0,220
1989	27,5	52,3	73,4	0,324	1989	41,1	71,3	88,3	0,220
1990	26,8	51,1	70,6	0,336	1990	40,3	71,1	87,1	0,224
1991	25,4	48,4	68,5	0,356	1991	40,9	71,0	87,8	0,228

Femmes

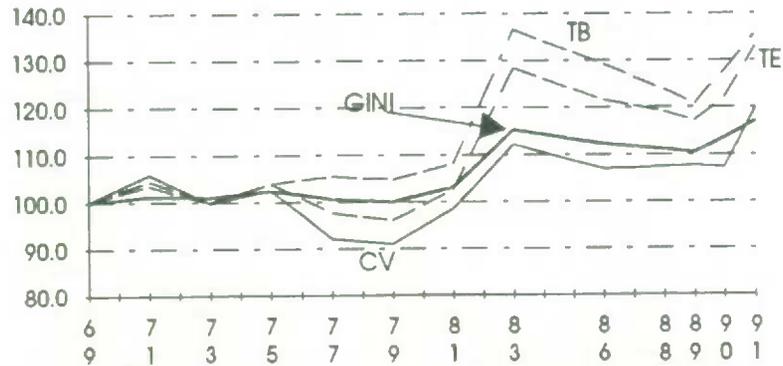
	Ensemble des salariées					Travailleuses à plein temps toute l'année			
	P75	P50	P25	MBFW		P75	P50	P25	MBFW
1969	19,3	41,7	64,6	0,408	1969	50,2	77,6	91,0	0,184
1971	22,8	45,8	67,0	0,376	1971	47,5	76,4	88,4	0,192
1973	21,3	43,2	65,5	0,396	1973	47,2	76,2	89,2	0,196
1975	23,1	44,8	66,9	0,380	1975	51,4	78,6	90,0	0,184
1977	21,3	42,8	65,5	0,396	1977	47,2	73,1	85,6	0,200
1979	21,3	43,9	66,2	0,392	1979	46,4	73,7	88,2	0,204
1981	20,9	43,1	65,3	0,400	1981	42,7	72,2	87,1	0,212
1983	19,0	37,5	58,0	0,460	1983	40,7	69,1	86,6	0,228
1986	20,4	40,0	63,1	0,424	1986	39,4	68,9	86,5	0,228
1988	20,6	43,0	64,8	0,408	1988	40,5	67,7	84,8	0,232
1989	21,9	45,4	67,1	0,388	1989	41,5	68,4	85,2	0,228
1990	20,9	42,7	65,4	0,408	1990	40,5	70,3	87,7	0,228
1991	20,9	42,7	65,4	0,420	1991	41,2	70,4	87,3	0,224

1. P75 = pourcentage de personnes gagnant entre 75 % et 125 % des gains médians,
P50 = pourcentage de personnes gagnant entre 50 % et 150 % des gains médians,
P25 = pourcentage de personnes gagnant entre 25 % et 175 % des gains médians,
MBFW = mesure de la bipolarisation de Foster-Wolfson = $2 * [2*(0,50 - \text{proportion50}) - \text{Gini}]$ ¹
(moyenne/médiane), où proportion50 représente la proportion des gains qui se situent dans la moitié inférieure de la distribution. Les autres variables se passent d'explications.

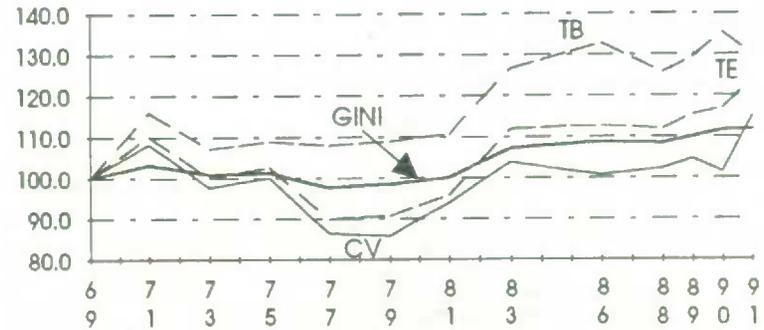
Source : Enquête sur les finances des consommateurs.

Figure 1: Indices uniformés de l'inégalité: 1969 - 1991 (1969 : 100)

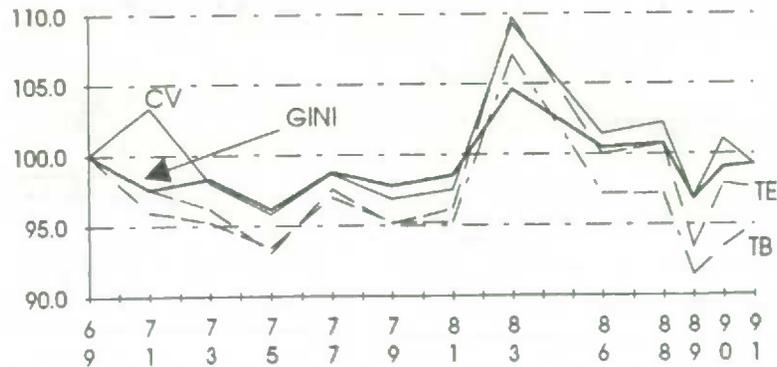
Hommes: Ensemble des salariés



Hommes: Travailleurs à plein temps toute l'année



Femmes: Ensemble des salariées



Femmes: Travailleuses à plein temps toute l'année

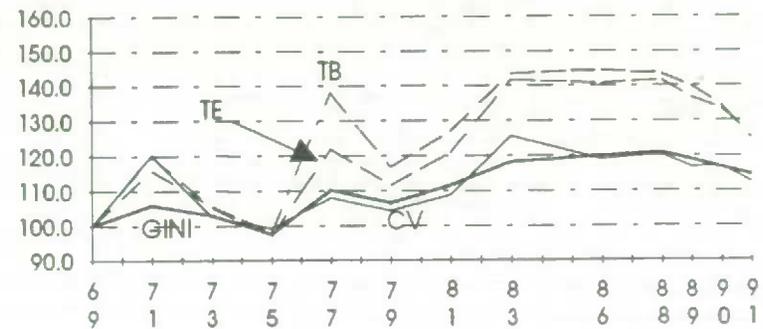


Figure 2: Gains annuels réels au quintile inférieur, Intermédiaire et supérieur (1969 : 100), 1969-1991

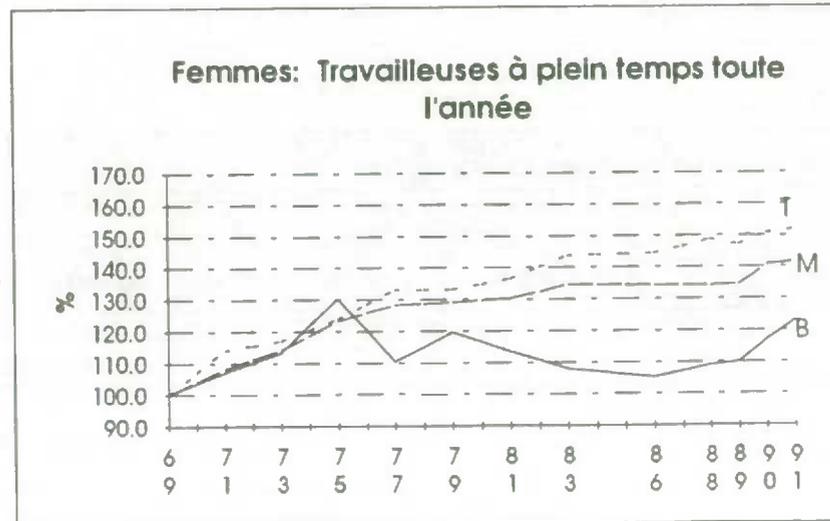
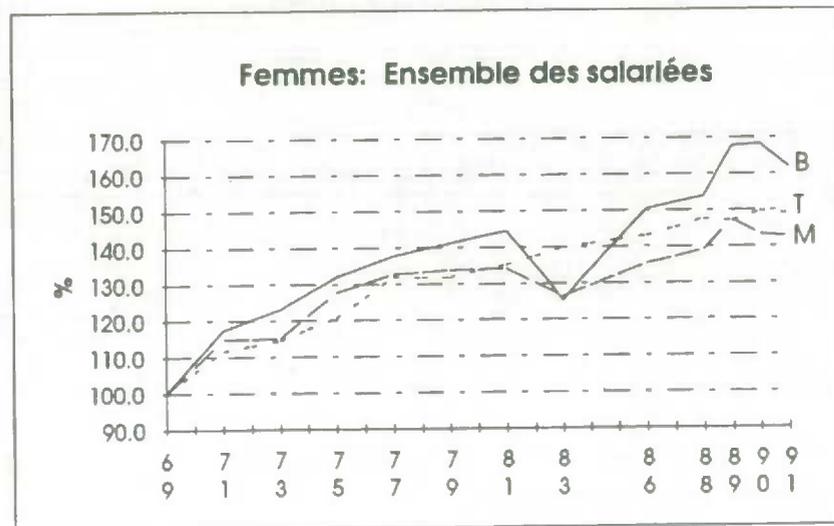
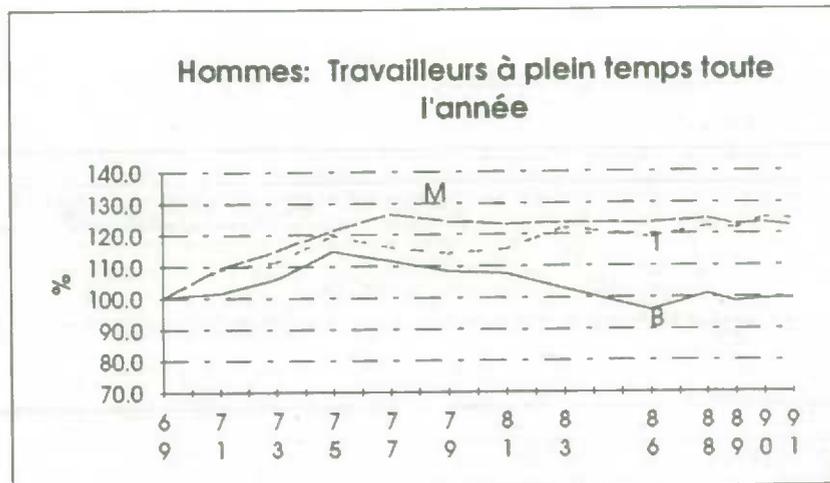
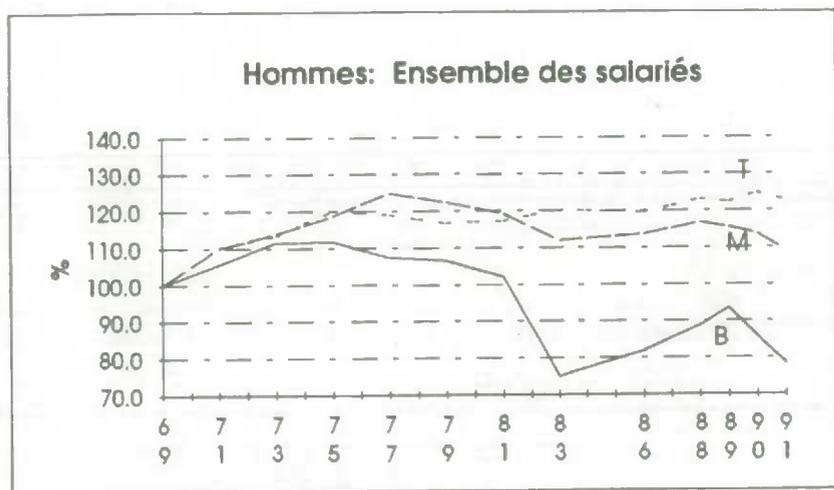


Figure 3: Proportion de personnes au milieu de la distribution des gains, 1969-1991

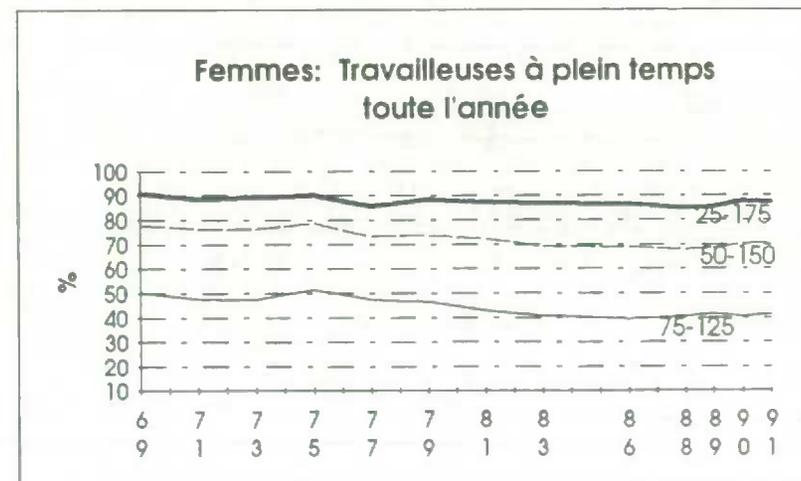
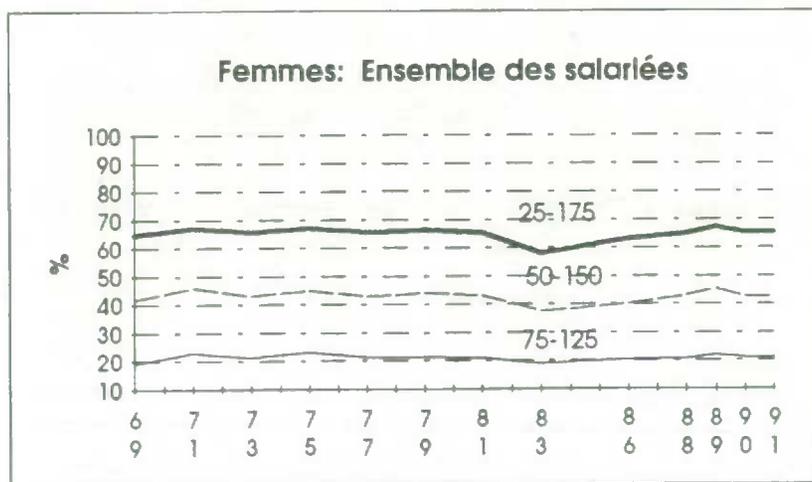
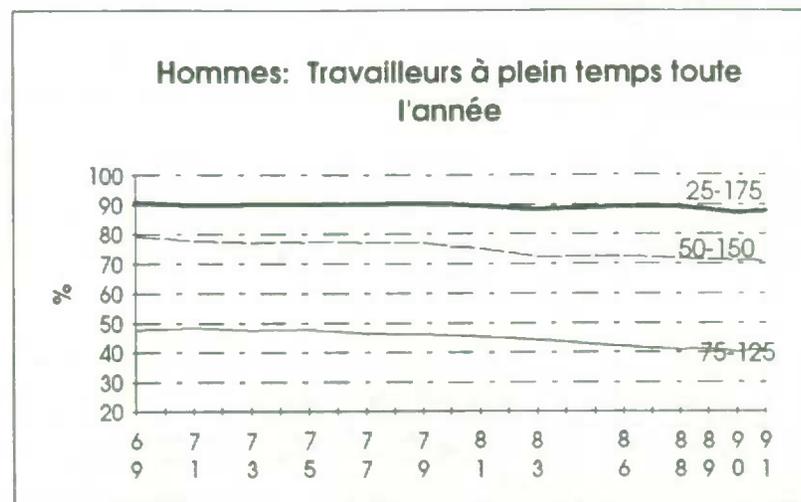
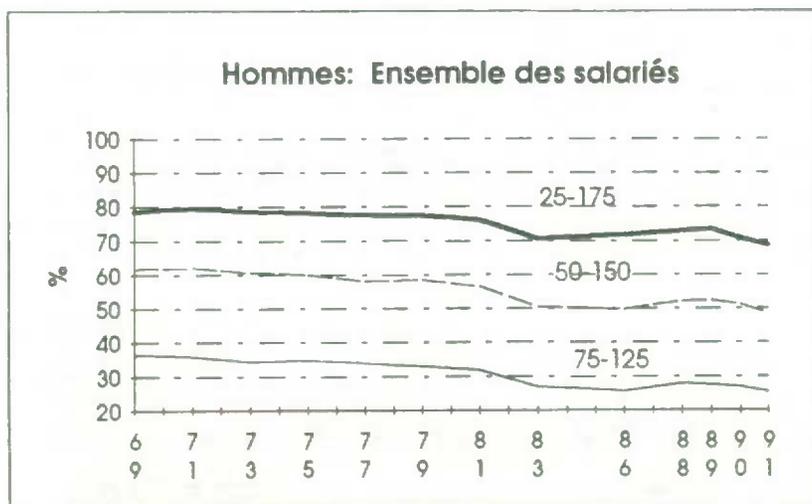


Figure 4: Coefficient de Gini (Gini) et mesure de la bipolarisation de Foster - Wolfson (MBFW), 1969 - 1991 (1969 = 100)

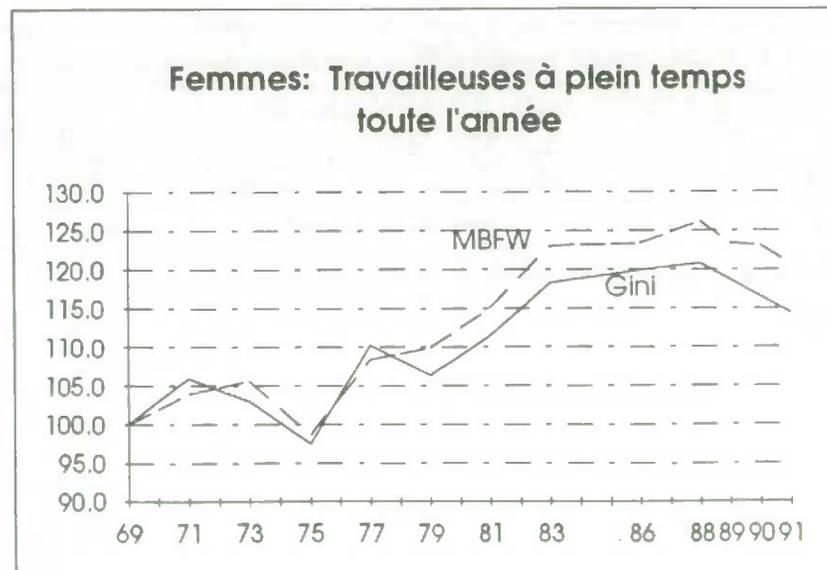
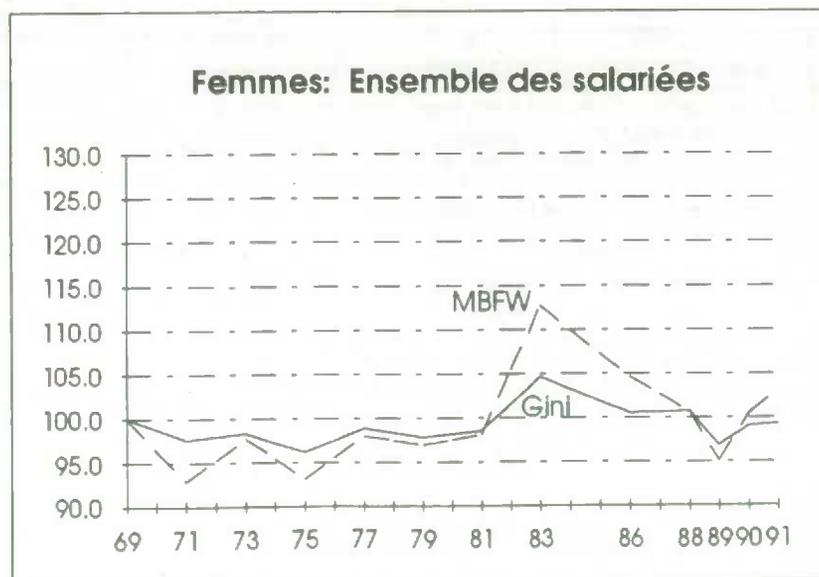
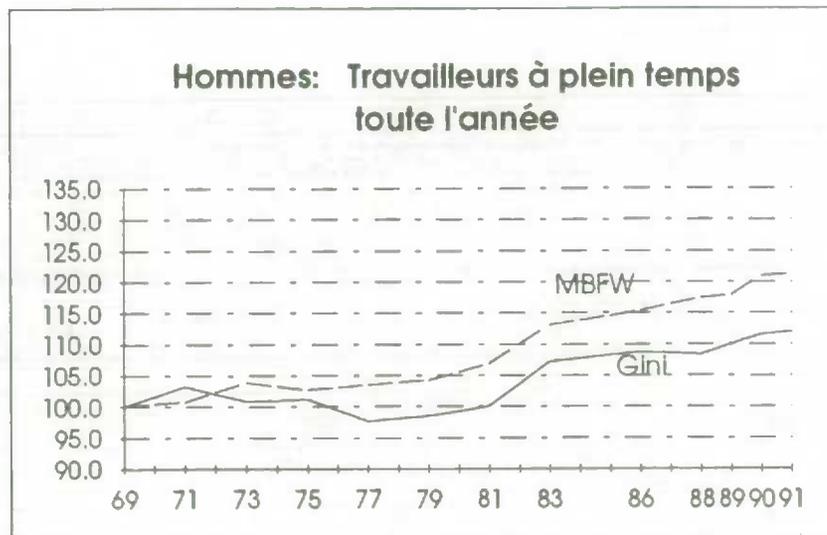
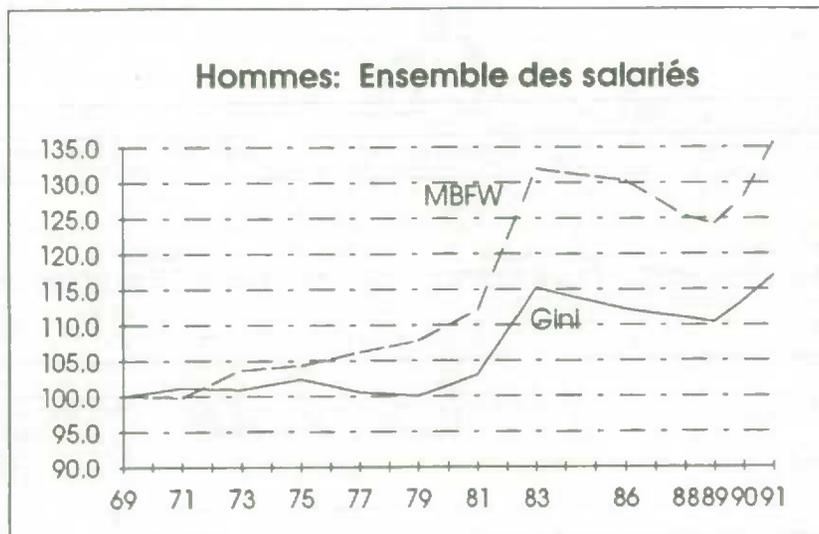


Figure 5: Gains annuels réels selon le groupe d'âge, 1969-1991 (1969 : 100)

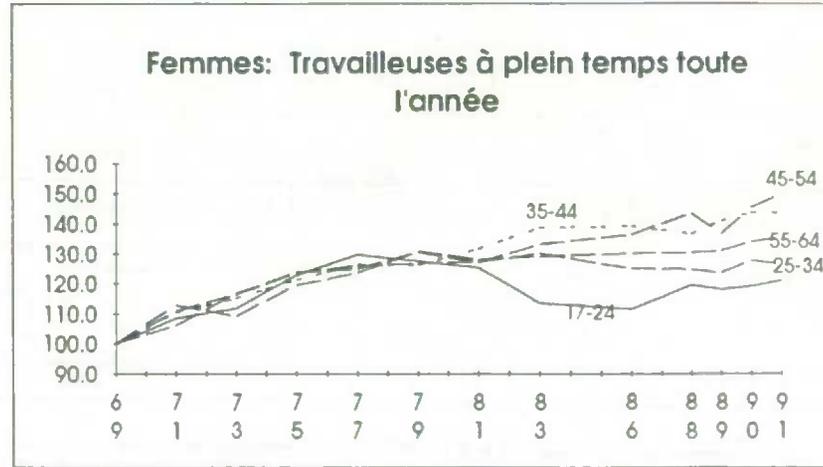
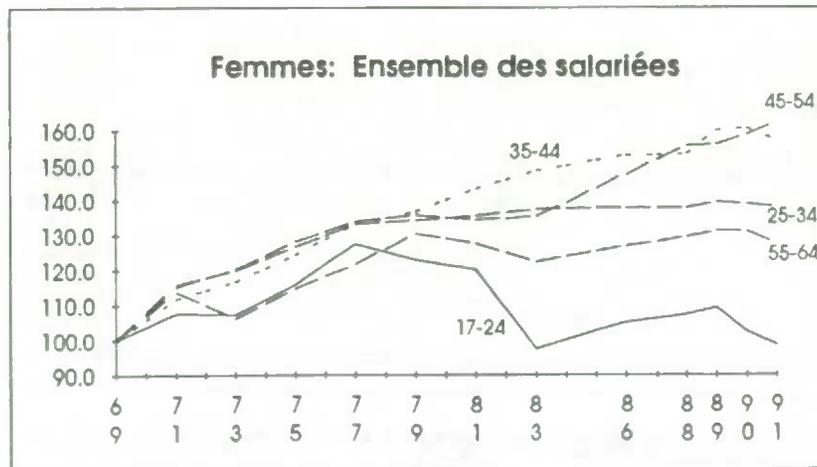
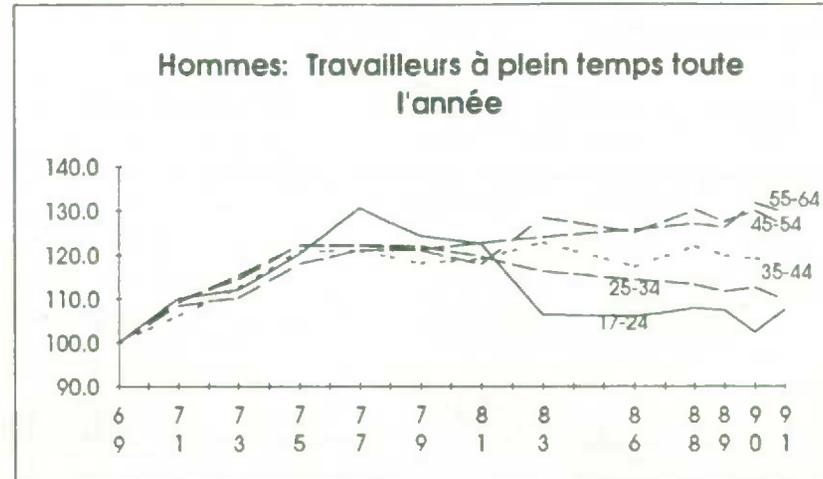
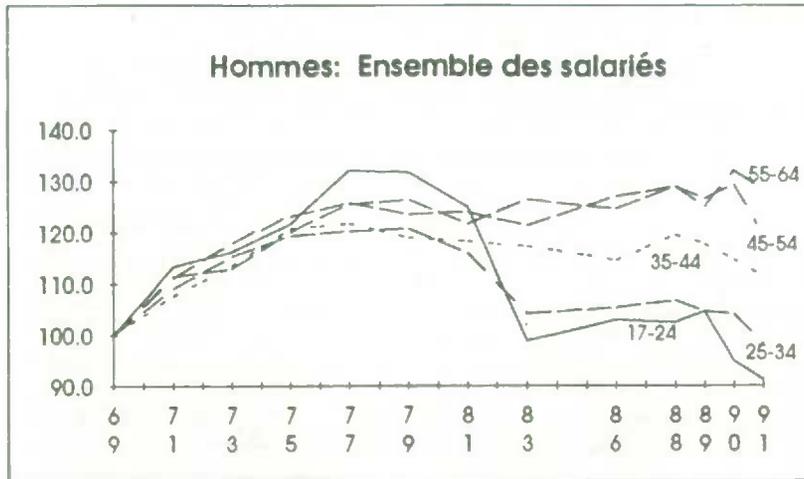
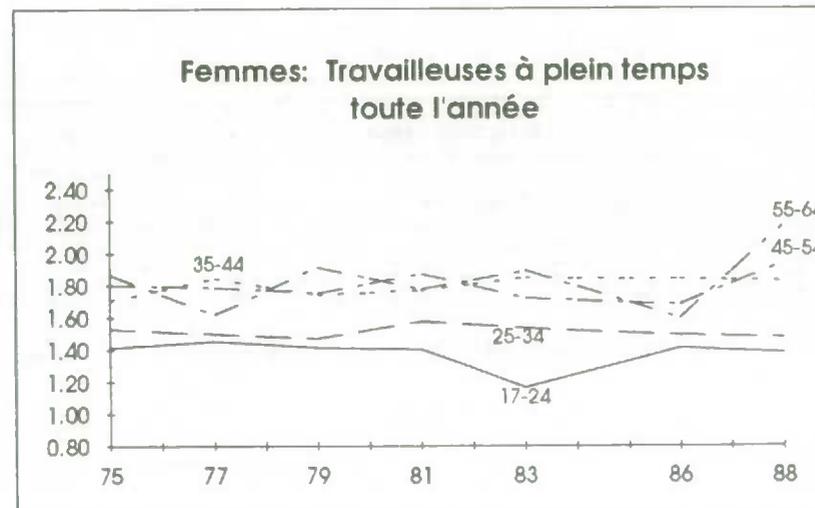
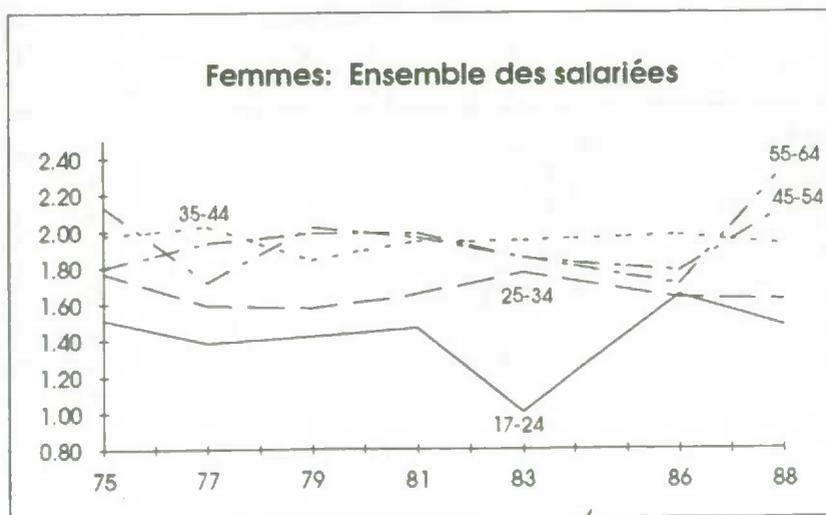
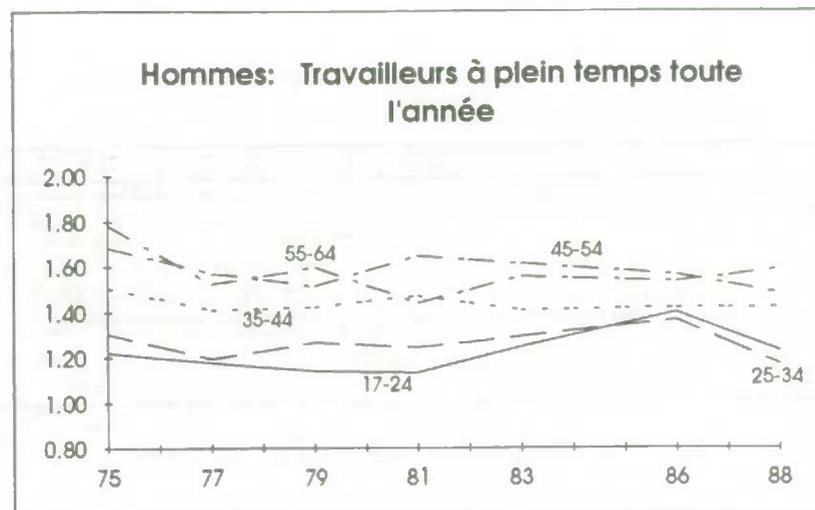
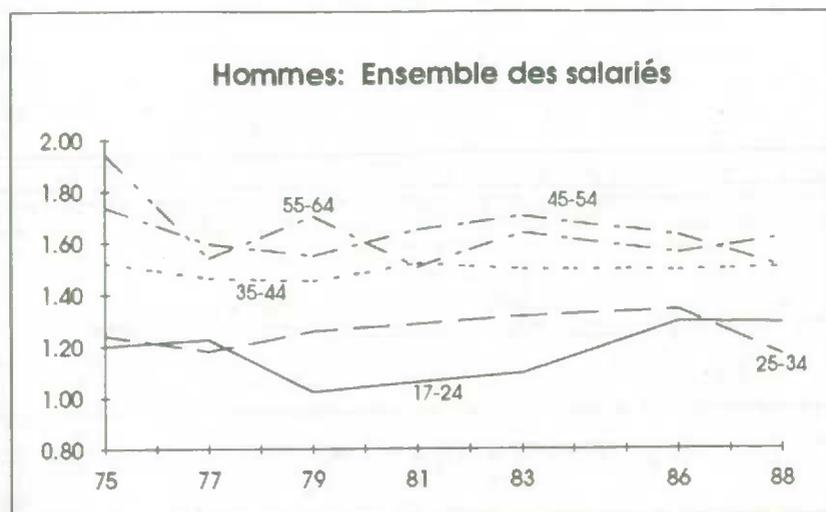


Figure 6: Ratio des gains des diplômés universitaires aux gains des diplômés du secondaire, selon l'âge, 1975-1988



DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N°

1. *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique, Lars Osberg*
2. *Chômage et formation, Garnett Picot*
3. *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie, Michael Wolfson*
4. *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence, Garnett Picot*
5. *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne, Garnett Picot et Ted Wannell*
6. *Système de statistiques relatives à la santé: proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé, Michael C. Wolfson*
7. *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada, Hans J. Adler et Michael C. Wolfson*
8. *Notes sur les groupements de société et l'impôt sur le revenu au Canada, Michael C. Wolfson*
9. *L'expansion de la classe moyenne: données canadiennes sur le débat sur la déqualification, John Myles*
10. *La montée des conglomérats, Jorge Niosi*
11. *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien: 1971 et 1976, K.E. Hamilton*
12. *Taux nets et bruts de concentration des terres, Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft*
13. *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981): une méthode d'analyse de la transition épidémiologique, Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski*

14. *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement, Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin*
15. *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec, Réjean Lachapelle*
16. *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles, Ray D. Bollman et Pamela Smith*
17. *Les salaires et les emplois au cours des années 1980: évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne, J. Myles, G. Picot et T. Wannell*
18. *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur, Ray D. Bollman*
19. *Répartitions des risques de mortalité: une analyse de tables de mortalité, Geoff Rowe*
20. *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures: vérification automatisée à l'aide des données sur les produits, John S. Crysdale*
21. *Consommation, revenus et retraite, A.L. Robb et J.B. Burbridge*
22. *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
23. *La Dynamique des marchés concurrentiels, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
 - A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
 - B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
 - C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada: méthodologie*
 - D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité: rôle de la rotation des entreprises et des usines*
 - E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
 - F. *À venir*
 - G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
 - H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*
24. *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données, Richard Johnson et Jane F. Gentleman*
25. *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada: mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*

26. *L'écart persistant: étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires, Ted Wannell*
27. *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées, Douglas F. Trant*
28. *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne: 1967-1986, Garnett Picot, John Myles, et Ted Wannell*
29. *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, Garnett Picot et Ted Wannell*
30. *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans, Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak*
31. *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix: la stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada, Theodore M. Horbulyk*
32. *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées, Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak*
33. *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger, Paul K. Gorecki*
34. *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé, Michael C. Wolfson*
35. *Emploi et taille des entreprises au Canada: les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?, René Morissette*
36. *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
37. *Efficienc e des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication, John R. Baldwin*
38. *Le vieillissement de la génération du baby boom: effets sur le secteur public du Canada, Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson*
39. *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs: données canadiennes récentes, Ted Wannell*
40. *Les petites collectivités du Canada atlantique: structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80, Garnett Picot et John Heath*
41. *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural, Brian B. Murphy*

42. *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada, John Baldwin et Richard Caves*
43. *Recours répétés à l'assurance-chômage, Miles Corak*
44. *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines, Michael C. Wolfson*
45. *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population: une approche fondée sur la microsimulation, Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton*
46. *Revenue de carrière et décès: une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada, Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak*
47. *La modélisation des profils d'emploi des canadiens au cours de leur existence, Miles Corak*
48. *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel, John Baldwin*
49. *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises: Observations du Canada, John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner*
50. *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut: Un premier essai, J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson*
51. *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée, J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman*
52. *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants, Paul K. Gorecki*
53. *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional, Miles Corak et Stephen Jones*
54. *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage, Miles Corak*
55. *Licenciements et travailleurs déplacés: Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement, Garnett Picot et Wendy Pyper*
56. *La durée du chômage en période d'expansion et de récession, Miles Corak*
57. *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada, René Morissette*
58. *L'appariement de données échantillonales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé, P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard*

59. *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie, John S. Crysedale*
60. *L'inégalité des gains au Canada: Le point sur la situation, R. Morissette, J. Myles et G. Picot*
61. *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990), J. Baldwin et M. Rafiquzzaman*
62. *Analyse générale sur l'assurance-chômage, ses facteurs dissuasifs et le marché du travail au Canada, M. Corak*
63. *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada, Gordon Betcherman, René Morissette*
64. *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis, John Baldwin, Timothy Dunne, John Haltiwanger*

Pour de plus amples renseignements, s'adresser au Président, Comité d'études des publications, Direction des études analytiques, Édifice, R.H. Coats, 24ième étage, Statistique Canada, Parc Tunney, Ottawa, Ontario, K1A 0T6, (613) 951-8213.

005

STATISTICS CANADA LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE STATISTIQUE CANADA



1010174293