



Documents de recherche

Direction des études analytiques

Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants

par Garnett Picot et John Myles

No. 82

**DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE**

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

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées.

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

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
24^e étage, Immeuble R.H. Coats
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-1804

Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants

par Garnett Picot* et John Myles**

No. 82

11F0019MPF No. 82

ISSN: 1200-5231

ISBN: 0-662-99192-3

24F Immeuble R.H. Coats, Ottawa, K1A 0T6

*Analyse des entreprises et du marché du travail

(613) 951-8214

Télécopieur: 1 (613) 951-5403

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

**Pepper Institute on Aging, Florida State University

Septembre 1995

Comme toujours, Wendy Pyper nous a offert un excellent soutien dans nos recherches, et le document s'est enrichi des suggestions très judicieuses de René Morissette.

Les auteurs assument seuls la responsabilité des opinions dans le présent document qui ne représente pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

Also available in English

RÉSUMÉ

La présente communication vise à expliquer un paradoxe. En effet, depuis les années 70, on a enregistré une tendance générale à la baisse dans les gains réels et relatifs des jeunes adultes âgés de moins de 35 ans. En dépit du fait que la plupart des jeunes enfants vivent au sein de ménages dirigés par des adultes de moins de 35 ans, on n'a noté aucune augmentation générale correspondante de la fréquence du faible revenu chez les enfants. Au contraire, la pauvreté infantine a suivi les fluctuations habituelles du cycle économique.

Nous démontrons que la stabilité relative des taux de pauvreté infantine par rapport au recul des gains du travail résulte de deux facteurs. Premièrement, le recul dans les revenus du travail des jeunes ménages avec enfants a été compensé par l'augmentation des paiements de transfert. Depuis les années 70, les transferts sociaux ont remplacé les gains comme principale source de revenu au sein des familles à faible revenu avec des enfants.

Deuxièmement, les changements dans le comportement procréateur et dans les caractéristiques d'activité sur le marché du travail des jeunes adultes ont nettement diminué le risque que de jeunes enfants grandissent dans des ménages à faible revenu. Les jeunes parents d'aujourd'hui possèdent une scolarité plus avancée, travaillent pendant de plus longues heures, ont moins d'enfants et retardent la naissance de ceux-ci jusqu'à ce que leurs gains soient plus intéressants. Même si de plus en plus d'enfants se retrouvent au sein de familles monoparentales, ce mouvement a été endigué par d'autres changements dans les comportements familiaux et dans ceux de la population active qui ont entraîné une réduction du risque de pauvreté infantine.

Par conséquent, la pression à la hausse sur le faible revenu chez les enfants originant du marché du travail a été compensée par les transferts sociaux d'un côté, et par les changements dans la formation de la famille ainsi que dans le comportement des jeunes adultes sur le marché du travail, de l'autre. Sauf en ce qui a trait aux variations cycliques, il en est résulté une stabilité relative dans la fréquence du faible revenu chez les enfants pendant les années 80, et au début des années 90. Il reste à voir si cette tendance compensatrice se maintiendra au cours de la dernière moitié des années 90.

Mots clés : pauvreté, pauvreté infantine, inégalité dans les gains, faible revenu.

Introduction

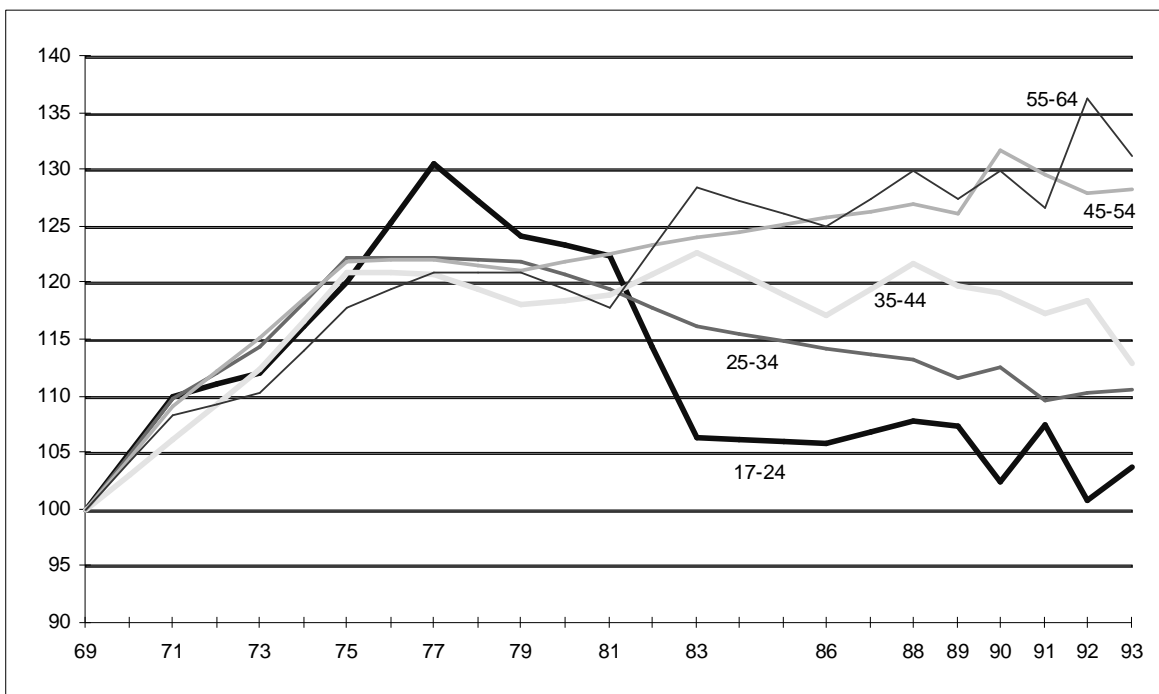
Les inégalités croissantes dans les gains du travail sont devenues un trait caractéristique de nombreux pays occidentaux dans les années 80 (OCDE, 1993; Freeman, 1994). Associé à ce mouvement, on a noté un net recul dans les gains des jeunes travailleurs (Davis, 1992). Au Canada, par exemple, les gains réels et relatifs des travailleurs âgés de moins de 35 ans ont diminué entre la fin des années 70 et 1986 et n'ont pas connu de reprise au cours de l'expansion économique qui a suivi (Myles, Picot et Wannell, 1988; Betcherman et Morissette, 1994; Morissette, Myles et Picot, 1994). La tendance était répandue, touchant les jeunes travailleurs de pratiquement toutes les industries et sans distinction de niveau de scolarité. Par contraste, un certain nombre d'adultes plus âgés (ceux qui n'avaient pas été touchés par le chômage) ont vu une modeste amélioration de leurs gains du travail.

La signification de ces transformations se trouve amplifiée par le fait que la restructuration de la vie économique des jeunes adultes semble se muer en une situation relativement permanente. Le recul dans les gains des jeunes adultes a commencé vers la fin des années 70 et s'est accéléré durant la récession de 1981 à 1984. En ce qui concerne les hommes, la tendance ne s'est pas inversée durant la reprise des années 80, et en réalité, elle s'est poursuivie pendant toute la décennie, quoique à un rythme plus lent. Les gains réels des jeunes femmes se sont quelque peu améliorés pendant la décennie, mais pour les deux sexes, l'écart des gains entre jeunes travailleurs et travailleurs plus âgés s'est creusé de façon substantielle (voir le Graphique 1). Cette situation s'est produite malgré un recul dans le nombre relatif de jeunes adultes faisant leur entrée sur le marché du travail et une amélioration marquée des niveaux de scolarité, des changements qui auraient dû *faire augmenter* les salaires et traitements des jeunes adultes. L'inégalité des gains au sein des groupes jeunes s'est aussi accentuée¹. Ainsi, parmi les travailleurs âgés de 35 ans et moins, les gains réels moyens ont chuté et l'inégalité découlant de ce recul moyen s'est accentuée.

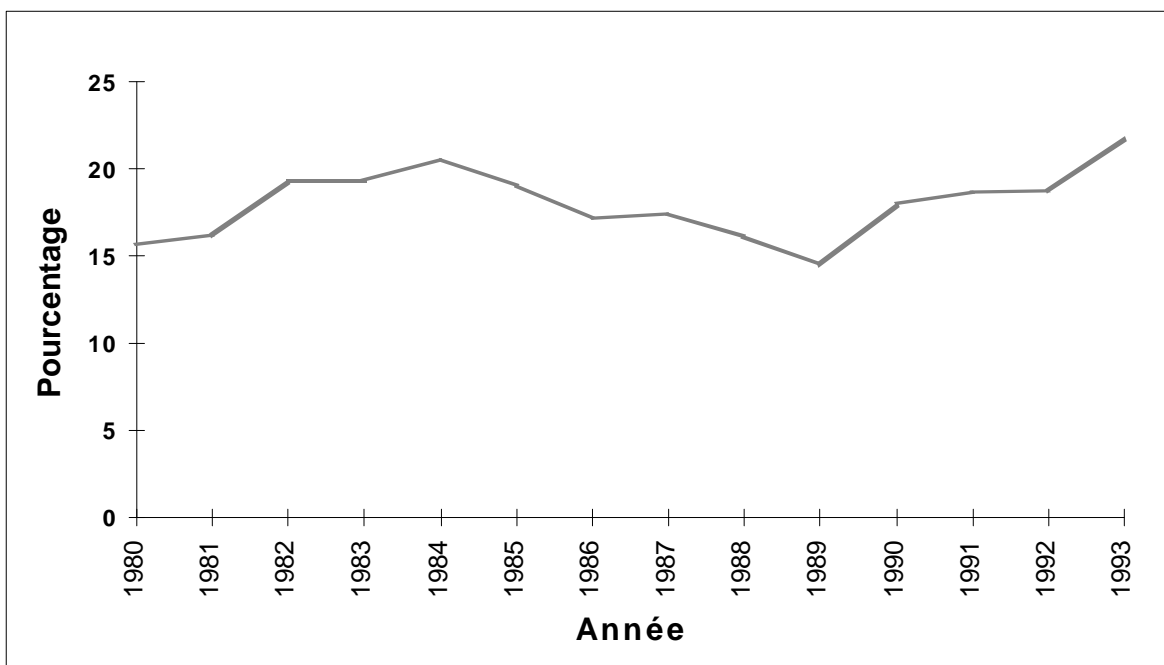
Étant donné que la majorité (60 %) des plus jeunes enfants (âgés de 0 à 6 ans) vit au sein de ménages où le plus haut salarié est âgé de moins de 35 ans, nous pourrions nous attendre à ce que le taux de pauvreté infantile connaisse une hausse puisque les gains des jeunes adultes reculent. Pourtant, malgré le fait que le pourcentage des enfants se situant au-dessous du seuil de faible revenu (SFR) établi par Statistique Canada a augmenté durant les récessions et reculé durant les expansions (voir le Graphique 2), nous ne décelons aucun signe d'une tendance générale à la hausse dans le pourcentage d'enfants à faible revenu au cours de cette période. Certains observateurs suggèrent que la valeur observée pour l'année 1993, qui se situe au-dessus des valeurs les plus élevées signalées au cours de la récession précédente de 1981-1982, pourrait être un signe d'une tendance à la hausse au cours des années 90. Toutefois, durant les années 80 et au début des années 90, la période qui nous intéresse dans le cas présent, aucune tendance de ce genre n'est évidente, et tout le mouvement semble être imputable au cycle économique.

¹ L'indice de concentration de Gini, un moyen couramment utilisé pour mesurer l'inégalité, a augmenté de façon plus ou moins continue de 0,427, en 1977, à 0,449, en 1989, pour les très jeunes hommes (âgés de 17 à 24 ans), et est passé de 0,270, en 1977, à 0,313, en 1989 pour les hommes âgés de 25 à 34 ans. L'inégalité parmi les jeunes femmes (âgées de 17 à 24 ans) s'est aussi creusée. L'inégalité parmi les femmes âgées de 25 à 34 ans a diminué surtout parce que les femmes qui travaillaient à temps partiel ont travaillé pendant un plus grand nombre d'heures vers la fin des années 80 par rapport au début de la période, ce qui a contribué à augmenter leurs gains et à faire diminuer l'inégalité.

Graphique 1 : Gains annuels réels indexés, selon l'âge, hommes travaillant à plein temps toute l'année



Graphique 2 : Taux de faible revenu chez les enfants (% au-dessous du seuil de faible revenu)



En utilisant une mesure quelque peu différente du faible revenu – la proportion d'enfants dans des familles ayant un revenu au-dessous de 50 % du revenu familial corrigé en fonction de la médiane – nous arrivons à des conclusions similaires². On a noté une légère augmentation de la proportion d'enfants âgés de 0 à 6 ans dans les familles à faible revenu entre 1981 et 1988 (celle-ci est passée de 14,8 % à 16,0 %), augmentation qui a été compensée par un recul chez les enfants âgés de 7 à 14 ans (de 14,3 % à 13,6 %). Dans l'ensemble, toutefois, les changements draconiens qui ont été enregistrés dans les gains des jeunes adultes au cours des deux dernières décennies ne se reflètent pas avec la même ampleur dans le taux de faible revenu chez les enfants.

La présente communication vise à élucider cet apparent paradoxe : une stabilité à long terme dans la fréquence du faible revenu chez les enfants en face d'un recul draconien des gains relatifs et réels et de l'accroissement de l'inégalité des gains parmi les jeunes travailleurs (de moins de 35 ans). Nous commençons par décrire les changements subis par le revenu familial, selon l'âge et le type de famille, depuis les années 70. Par la suite, nous évaluons la contribution de trois facteurs à la transformation des circonstances économiques des enfants : 1) recul des gains du travail; 2) paiements de transfert, et 3) mutation dans les caractéristiques des familles au sein desquelles vivent les enfants.

Variations dans les revenus des jeunes familles

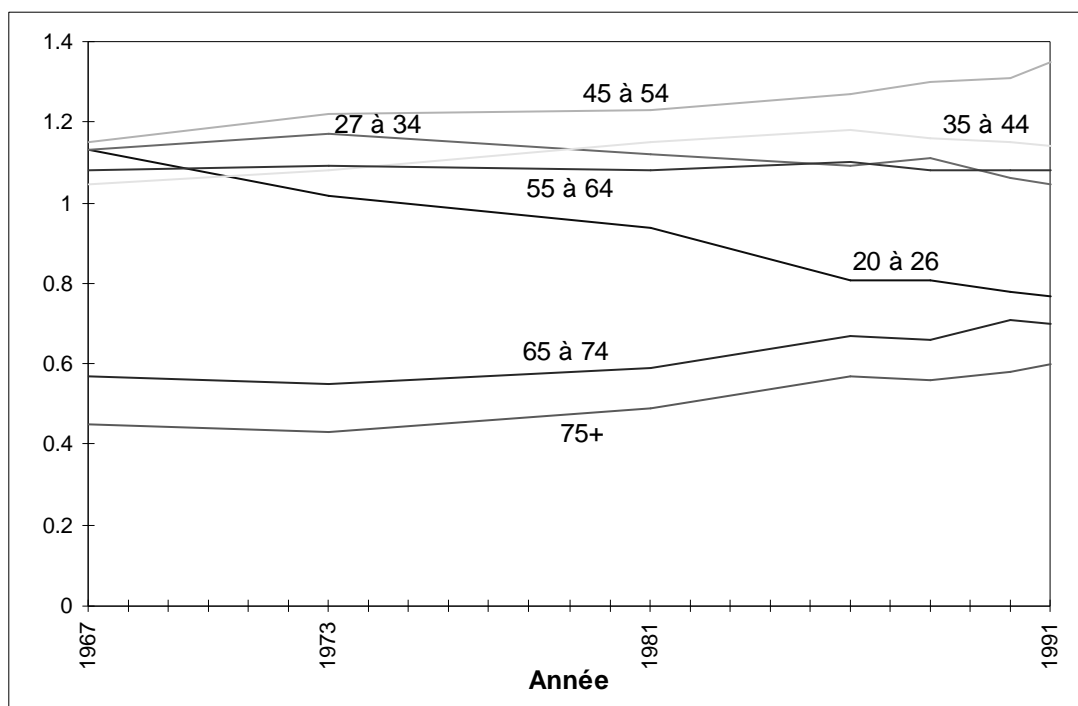
L'écart grandissant entre les gains des jeunes travailleurs et ceux des travailleurs plus âgés se reflète dans l'écart grandissant entre les revenus familiaux totaux des jeunes ménages et des ménages plus âgés. Par exemple, le revenu des familles dont le plus haut salarié est âgé de 20 à 26 ans était 1,13 fois le revenu corrigé en fonction de la médiane pour toutes les familles, en 1967, mais il a chuté à seulement 0,77 en 1991 (voir le Graphique 3)³. Dans le groupe d'âge de 27 à

² Il existe divers moyens de mesurer le faible revenu. Le revenu familial est d'abord corrigé en fonction de la taille et de la composition de la famille, puis un seuil est établi dans la distribution. Le seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada est utilisé depuis longtemps pour faire le graphique des familles à faible revenu au Canada. Essentiellement, le SFR établit le seuil à un niveau où les familles dépensent une plus grande part du revenu familial pour faire l'acquisition de biens nécessaires (60 %) que la famille canadienne moyenne (40 %). Une deuxième approche, qui est largement adoptée par les chercheurs (Wolfson et Evans, 1992; Sharif et Phipps, 1994), consiste à construire la distribution du revenu familial en se basant sur le revenu équivalents-adultes et à classer comme familles à «faible revenu» celles dont le revenu se situe au-dessous de 50 % du revenu équivalent à la médiane. Étant donné que le SFR n'est disponible que pour la distribution du revenu familial total, nous utilisons le seuil de «50 % de la médiane» dans le présent document. Toutefois, les deux méthodes donnent essentiellement les mêmes résultats (Sharif et Phipps, 1994).

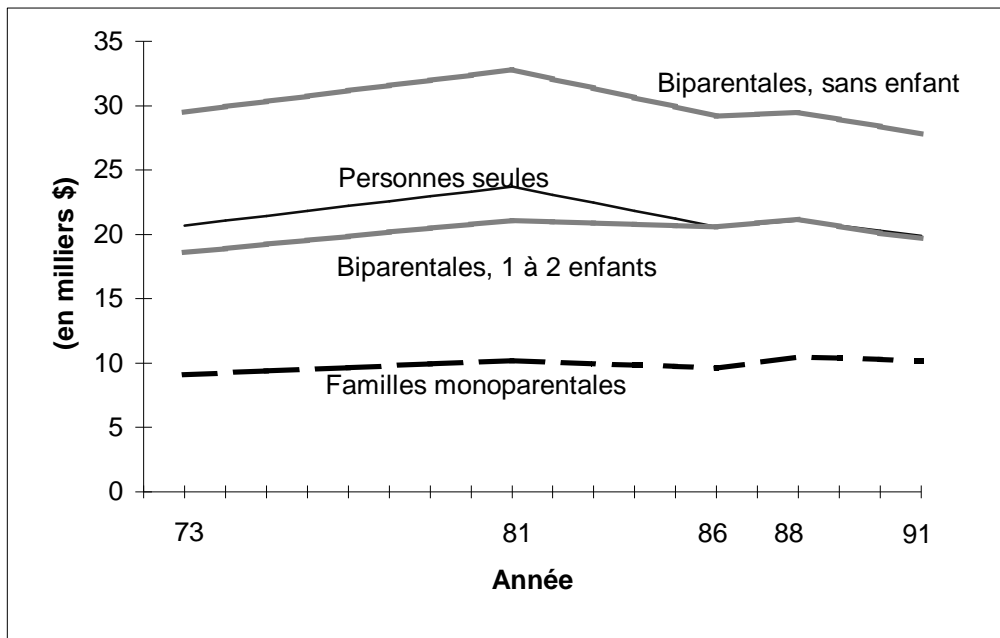
³ Ces données concernent des familles de recensement tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs, pour les années 1967, 1973, 1981, 1986, 1988 et 1991. Pour faire les ajustements concernant la taille de la famille et sa composition ainsi que les économies d'échelle, le revenu familial est corrigé au moyen d'échelles d'équivalence d'adultes. Ces échelles corrigent le revenu familial en fonction de la taille et de la composition de la famille et convertissent le revenu familial en une forme de revenu individuel, où le revenu est en fonction du nombre d'équivalents d'adultes dans la famille. Ces échelles d'équivalence permettent de tenir compte des économies d'échelle au sein des familles, et par conséquent, on donne un poids moins élevé à la deuxième personne qu'à la première, en faisant l'hypothèse qu'une grande partie des frais fixes seront assumés par la première personne et que, par conséquent, le revenu de la deuxième ne doit pas tenir compte de ces frais. Il existe un grand nombre de ces échelles d'équivalence, y compris celles qui sont implicites dans la construction du seuil de faible revenu de Statistique Canada. Dans le cas présent, nous adoptons l'échelle «à variante centrale» (**central variant**) proposée par Wolfson et Evans (1992:46-47). On attribue à la première personne un poids de 1,0 et à chaque personne additionnelle, un poids de 0,4. Le premier enfant et chaque enfant subséquent se voient attribuer un poids de 0,3, sauf dans les familles monoparentales où le premier enfant se voit attribuer un poids de 0,4.

35 ans, le revenu médian relatif a aussi chuté d'un sommet de 1,17, en 1973, à 1,05, en 1991. Les gagnantes ont été les familles dont les âges se situent entre 35 et 54 ans. Ainsi, le revenu familial médian relatif a connu une baisse chez les jeunes familles. Et, étant donné qu'il y a eu peu de changement dans le revenu médian au cours des années 80, cela signifie que le revenu médian réel a lui aussi connu une lente chute chez les jeunes familles.

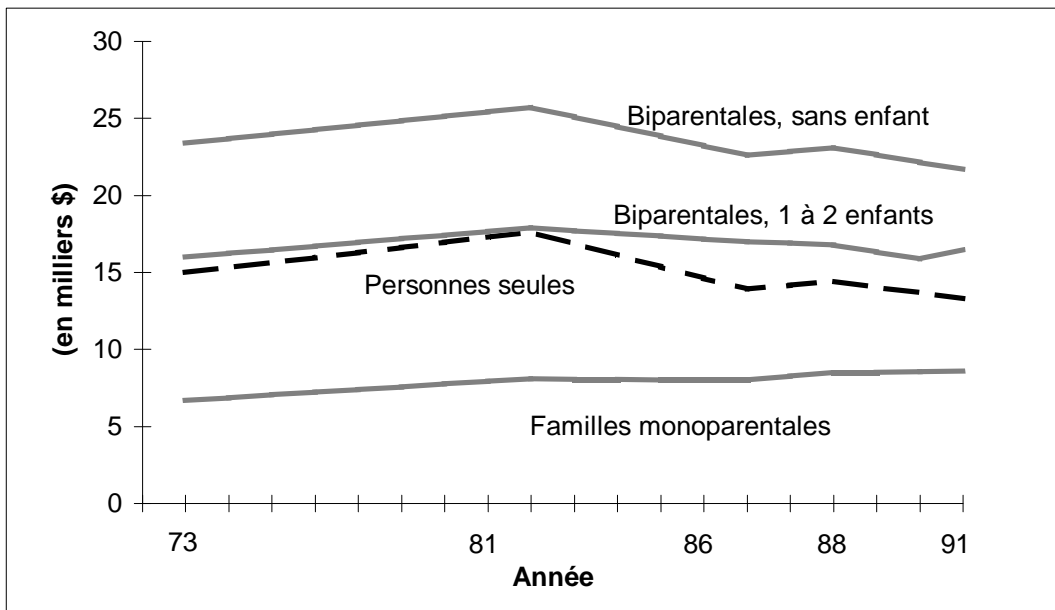
Graphique 3 : Changements dans le revenu médian relatif, selon l'âge de la famille, revenu familial total



Graphique 4 : Revenu disponible médian réel (corrige en fonction des équivalents adultes) familles âgées de 27 à 34 ans



Graphique 5 : Revenu disponible médian réel (corrige en fonction des équivalents adultes) familles âgées de 20 à 26 ans



Toutefois, ces résultats concernent tous les types de familles réunis, y compris celles avec et sans enfants. En procédant à la désagrégation par type de famille (voir les Graphiques 4 et 5), on voit que ce sont les jeunes ménages **sans** enfants qui ont ressenti le plus durement le recul des gains.

Nous nous concentrons d'abord sur les familles ayant la plus forte concentration de jeunes enfants, puis sur celles dont les plus haut salariés sont âgés de 27 à 34 ans. Le revenu familial médian réel est demeuré sensiblement le même pour les familles **avec** enfants, entre 1981 et 1988, qui sont les points culminants du cycle économique. Et cette assertion est vraie à la fois pour les familles biparentales et pour les familles monoparentales (voir le Graphique 3). Au sein des familles biparentales **sans** enfants, toutefois, le revenu familial médian réel a chuté de 10 %, et de 11 % chez les personnes seules. Des tendances semblables ont été observées au sein des jeunes familles âgées de 20 à 26 ans (voir le Graphique 4). Ainsi, le recul des gains pour les jeunes adultes s'est surtout traduit par une baisse de revenu pour les familles sans enfants.

Plusieurs raisons expliquent pourquoi les jeunes familles avec des enfants n'ont pas subi les pires répercussions de la détérioration plus généralisée des conditions du marché pour les jeunes adultes. Premièrement, le système de transfert fiscal est conçu pour protéger les familles *avec des enfants*. Le crédit d'impôt pour enfants (maintenant appelé prestation fiscale pour enfant) et l'aide sociale, par exemple, sont justifiés par les faibles gains des parents. Dans la section suivante, nous examinons le rôle du système de transfert fiscal pour la période de 1973 à 1991. Deuxièmement, en partie en réaction aux circonstances nouvelles, les jeunes adultes ont moins d'enfants et ils les ont plus tard. Par ailleurs, il y a de plus en plus de couples à deux salariés et les jeunes adultes jouissent d'un niveau de scolarité plus élevé que par le passé. Ces facteurs, et d'autres changements démographiques qui ont une influence sur les faibles taux de revenu, sont étudiés dans la section trois.

Les impôts, les transferts et le faible revenu chez les enfants

Dans la présente section, nous étudions le lien qui pourrait exister entre le système de transfert fiscal et la fréquence du faible revenu chez les enfants. En particulier, nous nous concentrons sur le rôle fluctuant qu'a joué le système de transfert fiscal au cours des années 70, 80 et au début des années 90. Tout d'abord, quelques commentaires au sujet de la méthodologie. Dans le cadre de la présente analyse, chaque individu de l'échantillon tiré de l'Enquête sur les finances des consommateurs, la source des données utilisées ici, se voit attribuer le revenu corrigé en fonction des équivalents adultes (CEA) de la famille à laquelle il ou elle appartient⁴. Le revenu CEA est essentiellement une mesure individuelle du revenu familial qui a été corrigé pour tenir compte des économies d'échelle réalisées dans les grandes familles (voir la note de bas de page no 3). Après avoir calculé le revenu corrigé en fonction des équivalents adultes, nous comparons les revenus

⁴ Les familles économiques sont utilisées dans la présente section. Cela signifie que les revenus des personnes qui se trouvent à l'extérieur de la famille immédiate, mais qui lui sont apparentées par mariage ou par le sang, sont inclus. Il s'agit d'une méthode assez prudente pour mesurer les fluctuations des conditions économiques des Canadiens dans le temps, étant donné que, si davantage de parents choisissent de vivre ensemble à la fin des années 80 ou 90 qu'ils ne le faisaient au début des années 70, en raison de la détérioration des conditions économiques, il ne serait pas possible de tenir compte de ce fait autrement dans notre analyse. Si nous utilisions les familles de recensement (immédiates), certains parents du ménage seraient considérés comme des personnes seules parce qu'ils ne sont pas vus comme ayant accès aux ressources économiques des autres parents du ménage. Mais, il en va différemment au sein des familles économiques que nous utilisons ici. Par conséquent, les répercussions des changements de comportement en rapport avec le recul des revenus du travail des jeunes sur les conditions de vie de ces derniers (dans la mesure où la détérioration des conditions de vie comprend la situation où, plutôt que de vivre dans son propre appartement, quelqu'un vit avec un autre groupe de personnes apparentées, à l'extérieur de la famille immédiate), pourraient être sous-évaluées.

médians et le taux de faible revenu en nous fondant sur deux distributions différentes des revenus : premièrement, la distribution des revenus du travail de toute provenance (avant les transferts et les impôts) et, deuxièmement, la distribution obtenue au moyen du revenu disponible final (après transferts et impôts). Les différences dans la fréquence du faible revenu observées à partir des revenus avant les impôts ou les transferts et des revenus après les impôts ou les transferts, et, de façon encore plus importante, de quelle façon ces différences varient dans le temps, constituent un indicateur des effets du système de transfert fiscal.

Le revenu (du travail) avant les transferts ou les impôts comprend les salaires et traitements, la solde des militaires, le revenu d'un travail autonome (agricole ou non agricole), le revenu de placements, le revenu de pension de retraite privée et tout autre gain monétaire. La composition des paiements de transfert varie chaque année, en fonction des programmes gouvernementaux, mais après 1990, ceux-ci comprennent les allocations familiales et les allocations aux jeunes, les prestations de sécurité de la vieillesse, le supplément de revenu garanti, le RPC, le RRQ, les prestations d'assurance-chômage, l'aide sociale, les crédits d'impôt provinciaux, les crédits d'impôt pour enfants, les crédits pour la taxe fédérale sur les ventes, les crédits d'impôt pour la taxe fédérale sur les produits et services, et tout autre paiement de transfert. Les impôts payés sont les impôts sur le revenu.

Il est bien connu que l'Enquête sur les finances des consommateurs sous-estime les revenus provenant des paiements de transfert, en particulier ceux qui proviennent des prestations de l'assurance-chômage et de l'aide sociale. Toutefois, ce niveau de sous-estimation est constant. Entre 75 % et 80 % des paiements de transfert sont signalés dans le fichier de l'Enquête sur les finances des consommateurs et, en ce qui concerne les années qui nous intéressent le plus, soit 1973, 1981, 1986 et 1988, les comparaisons avec les données provenant d'autres sources indiquent que l'Enquête a signalé environ 77 % de tous les paiements de transfert. Par conséquent, notre évaluation des effets des paiements de transfert est modeste parce que nous sous-estimons leurs répercussions sur le revenu familial, mais par contre, elle est constante dans le temps. Ce dernier point est d'une importance cruciale dans l'analyse qui suit. Les impôts à payer signalés dans l'Enquête sur les finances des consommateurs constituent 98 % des montants indiqués par Revenu Canada⁵.

La comparaison entre le taux de faible revenu, selon que l'on se base sur le revenu avant les transferts ou après les transferts, vise à traduire la signification nouvelle du système de transfert fiscal pour la période qui s'étend de 1973 à 1991. Il s'agit d'une décomposition de l'histoire, et non d'une analyse des causes des répercussions du système de transfert sur la pauvreté. En l'absence de prestations pour enfants, par exemple, les jeunes parents auraient pu augmenter leurs heures de travail pour contrebalancer les salaires inférieurs.

L'une des critiques qui est fréquemment faite au sujet des paiements de transfert est que ces derniers freinent la sélection que fait le marché du travail ainsi que d'autres comportements qui

⁵ Après que les chiffres fournis par Revenu Canada ont été corrigés pour que les deux sources soient comparables sur le plan conceptuel. Dans l'Enquête sur les finances des consommateurs, les impôts individuels à payer sont estimés au moyen d'un algorithme qui ne fait que remplir un formulaire de déclaration de revenus pour chaque personne en se basant sur les renseignements disponibles dans l'Enquête.

auraient rendu les transferts sociaux inutiles. Il est difficile d'évaluer le bien-fondé de ces remarques parce que le monde réel offre rarement les expériences naturelles qui seraient nécessaires pour les mettre à l'épreuve. Rebecca Blank et ses collègues (Blank, 1994) ont publié récemment une série d'études comparatives qui font référence à cette question. Ils arrivent à la conclusion que les effets de contre-incitation au travail qui résultent des mesures de protection sociale sont tout simplement trop minimes pour entraîner les importants changements qui sont survenus dans l'emploi et les gains aux cours des deux dernières décennies. Dans une analyse de la pauvreté au Canada et aux États-Unis, Hanratty et Blank (1992) ont conclu que les réactions comportementales aux transferts sociaux comptent vraisemblablement pour une très petite partie des différences observées entre les deux pays. Même si l'existence de ces effets de contre-incitation au travail est bien réelle, la vraie question consiste à déterminer si ces effets sont suffisamment importants pour produire le genre de changements que l'on a enregistrés dans les gains et dont il a été question précédemment. Étant donné que nous n'avons pas l'intention d'incorporer les réactions comportementales dans l'analyse, nous reviendrons sur ce point dans la conclusion.

Finalement, il convient de noter que des changements survenus au cours d'une certaine période peuvent avoir une signification quelque peu différente sur le plan analytique. Par exemple, pour les changements survenus entre 1981 et 1991, les tendances à long terme se confondent avec les effets à court terme de la récession qui a commencé en 1990. La pauvreté infantine, par exemple, a l'habitude d'augmenter durant la récession et de reculer durant la reprise. Pour cette raison, nous accordons une attention particulière aux changements qui se sont produits entre les points culminants du cycle économique, plus précisément entre 1981 et 1988 (et entre 1973 et 1981). Cela ne signifie pas pour autant que nous négligeons les changements survenus entre les sommets et les creux du cycle économique (p. ex., entre 1988 et 1991). Les effets de la récession sont tout à fait réels, et souvent substantiels, particulièrement dans la vie d'un jeune enfant. Le but consiste plutôt à séparer les tendances à long terme des fluctuations cycliques à court terme.

Résultats

Les paiements de transfert sont devenus une source de plus en plus importante de revenu pour les jeunes en général, et pour les jeunes familles avec des enfants, en particulier. La part relative des gains et des transferts dans le «revenu d'ensemble» des familles à faible revenu avec des enfants s'est essentiellement inversée entre 1973 et 1991 (voir le Graphique 6). Dans les familles avec de jeunes enfants (âgés de 0 à 6 ans) et dont le revenu est de moins de la moitié du revenu médian, la part du revenu disponible provenant des paiements de transfert est passée de 36 % en 1973, à 45 % en 1981, à 56 % en 1988, et à 63 % en 1991 (voir le Tableau 1). Les transferts ont constitué le tiers des revenus de ces familles en 1973, et les deux-tiers en 1991. La dépendance par rapport aux gains du travail a connu une baisse correspondante, les gains sont passés des deux-tiers du pourcentage total du revenu disponible en 1973, au tiers en 1991. Des changements similaires ont été observés dans les familles avec des enfants plus âgés⁶.

⁶ Si on se concentre sur toutes les familles avec de jeunes enfants (et non seulement sur celles à faible revenu), on trouve que, en 1973, les familles avec des enfants âgés de 0 à 6 ans dépendaient des transferts pour 6,6 % de leur revenu disponible, pour 8,5 %, en 1981, et pour 11,0 % en 1988.

Les changements dans les niveaux de revenu en provenance des transferts et du travail racontent la même histoire que les changements dans les parts des revenus. En dollars constants (1991), les gains du travail moyens ont chuté de 3 400 \$ à 2 600 \$, entre 1973 et 1991, dans les familles à faible revenu avec des enfants âgés de 0 à 6 ans (voir le Tableau 2), tandis que les transferts ont augmenté de 1 900 \$ à 4 600 \$. Une tendance semblable se dessine avec les enfants plus âgés. Pour les enfants les plus jeunes, les transferts ont augmenté plus rapidement que les gains ont chuté, ce qui a eu pour résultat que le «degré de faiblesse du revenu familial» – c'est-à-dire la différence entre le revenu total moyen dans les familles à faible revenu et 50 % du revenu médian – a reculé légèrement (voir le Tableau 2). Le revenu total moyen, en pourcentage de notre mesure du faible revenu, est passé de 70 % à 83 % durant cette période. Chez les enfants plus âgés, le «degré de pauvreté» est resté constant durant la période.

La plus grande partie de cette augmentation dans les paiements de transfert a été associée à l'augmentation des gains provenant des crédits d'impôt pour enfants et de l'aide sociale (voir le Tableau 3). Par exemple, chez les enfants âgés de 0 à 6 ans dans les familles à faible revenu, la part du revenu provenant de l'aide sociale (bien-être) est passée de 17 % en 1973, à 30 % en 1991. Les crédits d'impôt pour enfants, qui n'existaient pas en 1973, ont contribué pour 10 % au revenu familial en 1991. L'augmentation des prestations d'assurance-chômage n'a eu qu'une très faible influence sur l'augmentation générale.

L'importance de plus en plus significative des paiements de transfert peut être décrite en comparant le taux de faible revenu chez les enfants en se basant sur les gains du travail (avant les impôts et les transferts) avec le taux de faible revenu observé après que les impôts et les transferts sont inclus (c'est-à-dire, le revenu disponible)⁷. Les changements dans l'écart qui existe entre ces deux mesures de fréquence du faible revenu chez les enfants reflètent le rôle de plus en plus important que joue le système de transfert fiscal.

⁷ Ce qui revient à calculer la proportion de jeunes enfants dans des familles dont les revenus se situent au-dessous de 50 % du revenu médian total, où le revenu est défini d'abord comme le revenu avant les impôts et les transferts, et ensuite, comme le revenu après les impôts et les transferts.

Tableau 1 : Sources du revenu familial disponible (corrigé en fonction des équivalents adultes) pour les individus dans les familles ayant un revenu au-dessous de 50 % du revenu disponible médian, 1973 à 1991

Âge des individus	Année	Total	Distribution des pourcentages							Impôt
			Salaires et traitements	Autres formes de rémunérations	Total des rémunérations	Prestations d'assurance chômage	Autres paiements de transfert	Total des paiements de transfert		
0 à 6 ans	1973	100,0 %	65,4 %	3,0 %	68,4 %	6,7 %	29,2 %	35,9 %	-4,3 %	
	1981	100,0 %	53,6 %	4,3 %	57,9 %	8,2 %	36,6 %	44,8 %	-2,8 %	
	1988	100,0 %	41,9 %	5,0 %	46,9 %	7,9 %	47,9 %	55,8 %	-2,8 %	
7 à 14 ans	1991	100,0 %	35,4 %	3,7 %	39,1 %	8,9 %	54,2 %	63,1 %	-2,2 %	
	1973	100,0 %	63,7 %	3,3 %	67,0 %	4,8 %	32,5 %	37,2 %	-4,3 %	
	1981	100,0 %	50,6 %	5,3 %	55,9 %	6,2 %	40,8 %	47,0 %	-2,9 %	
15 à 19 ans	1988	100,0 %	38,6 %	5,6 %	44,2 %	7,3 %	50,7 %	58,0 %	-2,2 %	
	1991	100,0 %	36,8 %	6,8 %	43,6 %	7,3 %	52,3 %	59,6 %	-3,2 %	
	1973	100,0 %	66,5 %	3,5 %	70,0 %	3,9 %	30,4 %	34,3 %	-4,3 %	
20 à 24 ans	1981	100,0 %	56,6 %	5,8 %	62,4 %	6,8 %	33,6 %	40,4 %	-2,8 %	
	1988	100,0 %	50,2 %	4,9 %	55,1 %	6,6 %	40,3 %	46,9 %	-2,0 %	
	1991	100,0 %	48,1 %	4,6 %	52,7 %	7,5 %	42,5 %	50,0 %	-2,7 %	
25 à 34 ans	1973	100,0 %	77,3 %	3,9 %	81,2 %	6,2 %	16,7 %	22,9 %	-4,2 %	
	1981	100,0 %	60,9 %	5,0 %	65,9 %	8,9 %	27,6 %	36,5 %	-2,4 %	
	1988	100,0 %	59,9 %	5,4 %	65,3 %	7,3 %	29,4 %	36,7 %	-2,0 %	
	1991	100,0 %	59,6 %	4,1 %	63,7 %	8,8 %	30,1 %	38,9 %	-2,8 %	
	1973	100,0 %	71,3 %	3,5 %	74,8 %	7,2 %	24,0 %	31,2 %	-6,0 %	
	1981	100,0 %	55,5 %	5,0 %	60,5 %	10,6 %	32,0 %	42,6 %	-3,0 %	
	1988	100,0 %	48,5 %	4,5 %	53,0 %	10,0 %	39,7 %	49,7 %	-2,7 %	
	1991	100,0 %	44,9 %	4,4 %	49,3 %	10,3 %	43,7 %	54,0 %	-3,3 %	

Graphique 6 : Source du revenu familial disponible enfants âgés de 0 à 14 ans dans des familles ayant un revenu au-dessous de 50 % du revenu médian

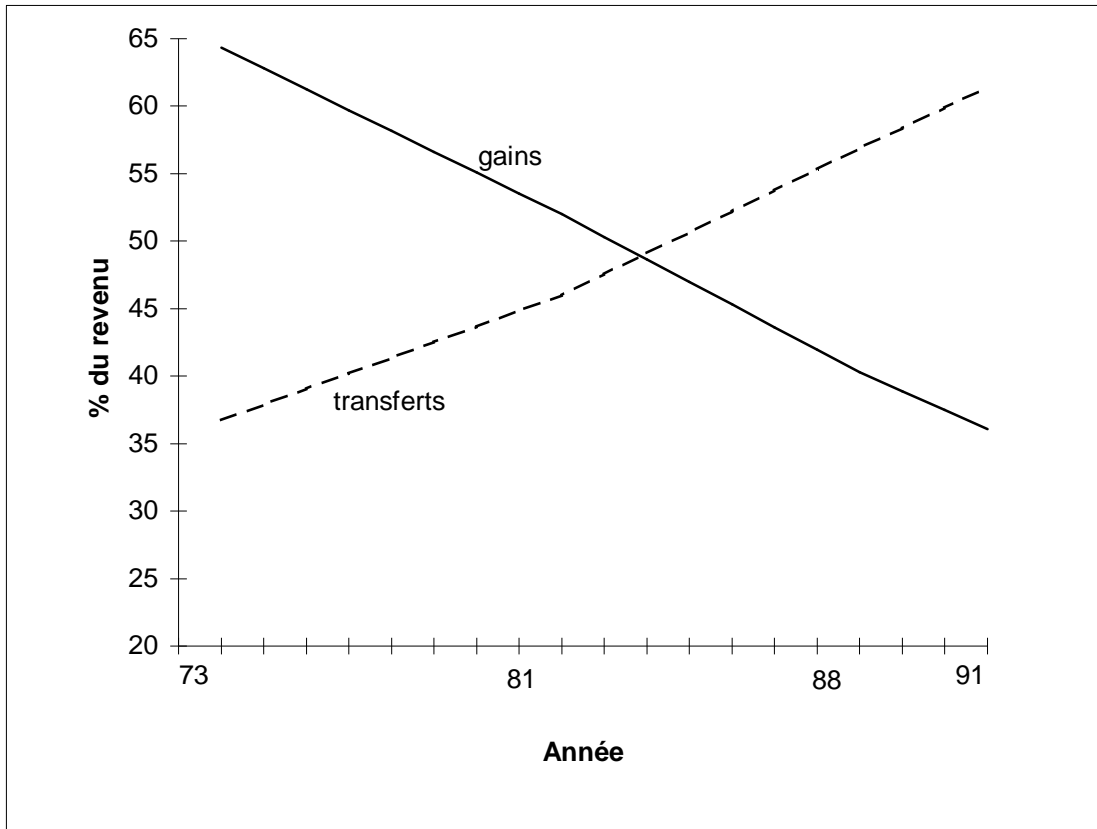


Tableau 2 : Changement dans les gains et les paiements de transfert dans les familles à faible revenu avec des enfants, 1973 à 1991

A. Enfants de 0 à 6 ans dans des familles ayant un revenu inférieur à 50 % du revenu médian

	1973	81	88	91
Gains moyens				
- en dollars constants (en milliers)	3,4	3,7	3,2	2,6
- en % de 50 % du revenu médian	44%	40%	34%	29%
Revenu provenant de paiements de transfert				
- en dollars constants (en milliers)	1,9	3,1	4,3	4,6
- en % de 50 % du revenu médian	25%	33%	46%	51%
Revenu total moyen en % de 50 % du revenu médian (c.-à-d., degré de faible revenu)	70%	76%	85%	83%
50 % du revenu médian (en milliers) (corrigé en fonction des équivalents adultes)	7,7	9,2	9,3	9,0

B. Enfants de 7 à 14 ans dans des familles ayant un revenu inférieur à 50 % du revenu médian

	1973	81	88	91
Gains moyens				
- en dollars constants (en milliers)	3,5	3,6	3,1	2,7
- en % de 50 % du revenu médian	44%	35%	28%	26%
Revenu provenant de paiements de transfert				
- en dollars constants (en milliers)	2,1	3,3	4,6	4,4
- en % de 50 % du revenu médian	27%	32%	41%	42%
Revenu total moyen en % de 50 % du revenu médian (c.-à-d., degré de faible revenu)	70%	69%	71%	70%
50 % du revenu médian (en milliers) (corrigé en fonction des équivalents adultes)	7,9	10,3	11,1	10,5

Tableau 3 : Sources du revenu familial disponible (corrigé en fonction des équivalents adultes) pour les individus dans les familles ayant un revenu au-dessous de 50 % du revenu disponible médian, 1973 à 1991

Âge des individus	Année	Assurance-chômage	Aide sociale	Allocation familiales et pour les jeunes	Crédit d'impôt pour les enfants	Autres crédits d'impôt ⁸	Autres transferts ⁹	Total des transferts
Distribution des pourcentages								
0 à 6 ans	73	6,7	16,7	8,4	0,0	2,1	1,9	35,9
	81	8,2	18,9	7,8	5,8	1,9	2,3	44,8
	88	7,9	27,4	6,6	9,1	2,9	1,9	55,8
	91	8,9	30,0	7,8	10,8	3,8	1,8	63,1
7 à 14 ans	73	4,8	18,5	9,7	0,0	1,6	2,7	37,2
	81	6,2	19,3	9,9	6,5	1,9	3,4	47,0
	88	7,3	25,9	7,9	9,6	3,6	3,8	58,0
	91	7,3	26,9	8,2	10,0	4,5	2,8	59,6

⁸ Crédit d'impôt pour la taxe fédérale sur les ventes, crédit d'impôt pour la taxe sur les produits et services, tout autre paiement de transfert.

⁹ Prestations de sécurité de la vieillesse, supplément de revenu garanti, RPC/RRQ, crédits d'impôt provinciaux.

Le Graphique 1 en appendice présente des exemples détaillés du revenu avant les transferts et les impôts et après les transferts et les impôts, selon l'âge. L'importance des faibles revenus, en se basant sur un revenu du travail (avant les impôts et les transferts), s'est nettement accrue chez les jeunes enfants (âgés de 0 à 6 ans), mais de façon beaucoup plus modeste après les impôts et les transferts. La fréquence du faible revenu, en se basant sur un revenu avant transferts, est passée d'environ 20 % à 24 %, entre 1981 et 1988, puis à 28 %, en 1991 chez les plus jeunes enfants, ce qui représente une augmentation de 8 points. Après impôts et transferts, néanmoins, le taux **réel** de faible revenu s'est accru de seulement un peu plus de un point entre 1981 et 1988 (passant de 14,8 % à 16,0 %) et d'un autre demi-point (à 16,5 %) lorsque la récession des années 90 s'est installée (voir le Graphique 7). Des tendances similaires ont été observées pour les enfants plus âgés. La proportion des enfants âgés de 7 à 14 ans se situant au-dessous de 50 % du revenu médian s'est accrue de 1,4 point, entre 1981 et 1988, en se basant sur le revenu du travail seul, mais en réalité a chuté de 0,7 point, une fois que les impôts et les transferts ont été inclus.

Ces tendances indiquent deux choses. D'abord, que la fréquence du faible revenu est beaucoup moins grande après les transferts qu'avant, comme on pouvait s'y attendre. La redistribution du revenu influe vraiment sur les taux de faible revenu. Ensuite, cette redistribution a pris de l'ampleur au cours des années 80 alors que les gains du travail sont devenus une partie moins importante du revenu familial au sein des familles à faible revenu. L'écart entre le taux de faible revenu avant et après les transferts s'est accru.

Comme on pouvait s'y attendre, la fréquence du faible revenu chez les jeunes âgés de 20 à 35 ans a aussi nettement augmenté par rapport au revenu du travail au cours des années 80, passant de 16 % à presque 21 % pour les jeunes de 20 à 24 ans, et de 14 % à 17 % pour le groupe âgé de 25 à 34 ans. Mais le taux réel de faible revenu (après les transferts et les impôts) a augmenté de façon significative seulement pour le groupe de 20 à 24 ans (voir le Tableau 1 en appendice). L'expansion du système de paiements de transfert a remplacé le recul dans les gains du travail pour le groupe de bas-salariés de 25 à 34 ans.

Au sein du groupe plus âgé, la fréquence du faible revenu a cru seulement un peu ou est restée stable sur la base des revenus avant transferts. Après les transferts et les impôts, cependant, les taux de pauvreté ont réellement reculé au sein de la population âgée de 45 ans et plus.

En résumé, le recul relatif des gains chez les jeunes adultes et l'augmentation de l'inégalité des gains en général durant les années 80 a entraîné une augmentation du pourcentage d'enfants exposés au risque de faible revenu. Ce risque s'accompagnait d'un accroissement du rôle joué par les paiements de transfert. Les dépenses publiques en protection sociale pour la population autre que les personnes âgées sont passées de 5,7 % du PIB, en 1980, à 7,6 %, en 1990 (OCDE, 1994). Le résultat combiné a été une plus ou moins stable fréquence du faible revenu chez les enfants et les jeunes adultes (sauf pour le groupe de 20 à 24 ans).

Exposition au risque de faible revenu : variations dans les caractéristiques démographiques et du travail dans les familles

Dans la présente section, nous tenterons de démontrer que les transferts ne sont pas les seuls responsables de la stabilité relative dans la fréquence du faible revenu chez les enfants canadiens. Les enfants d'aujourd'hui vivent dans des types de familles très différents de ceux où vivaient leurs prédécesseurs, il y a dix ou vingt ans. L'effet cumulatif de ces changements a réduit considérablement le risque de pauvreté chez les enfants.

Les enfants sont pauvres parce qu'ils vivent au sein de familles pauvres. Des changements dans la fréquence du faible revenu peuvent se produire par suite de changements survenus dans les caractéristiques des ménages au sein desquels ils vivent, ou par suite de changements dans le risque de pauvreté lié à ces caractéristiques, ou les deux. Par exemple, le risque de faible revenu est habituellement plus élevé chez les enfants dont les parents ont un niveau de scolarité assez bas parce que ces derniers sont susceptibles de gagner un salaire moindre. Ainsi, un changement dans la composition de la scolarité des familles avec des enfants peut modifier la fréquence totale de faible revenu. Toutefois, le risque de faible revenu associé à un certain niveau de scolarité peut aussi changer avec le temps, tout comme l'écart des salaires entre adultes possédant un niveau de scolarité plus ou moins élevé peut se creuser ou se réduire. Cela aussi aurait tendance à influencer le niveau de faible revenu. Dans la présente section, nous essaierons d'évaluer les répercussions sur le faible revenu de ces deux types de changement. Nous mettrons l'accent sur la variation dans la composition des familles avec des enfants.

Nous avons des raisons de penser que la variation dans la structure familiale (composition) a eu une influence significative sur le faible revenu chez les enfants. Les caractéristiques démographiques et du marché du travail de la population canadienne ont changé de façon substantielle depuis les années 70. Ces changements sont aussi évidents dans les variations des caractéristiques des ménages où résident les enfants (voir les Tableaux 4 et 5). Au sein du groupe des 0 à 6 ans, par exemple, un certain nombre de changements sont survenus qui tendraient à réduire la possibilité de faible revenu chez les enfants.

Ces changements comprennent notamment:

1. La proportion d'enfants vivant dans des familles où le plus haut salarié possède au moins un niveau de scolarité post-secondaire est passée de 25 %, en 1973, à plus de 40 %, en 1991, ce qui a accru le pouvoir de gagner de meilleurs salaires dans ces familles.
2. La part des enfants dans des familles comportant deux adultes salariés ou plus a augmenté dramatiquement, passant de 38 % à 62 % au cours de la période, ce qui a encore contribué à accroître le pouvoir de gagner de meilleurs salaires dans ces familles.
3. Le nombre d'enfants par famille a chuté (la proportion de familles comportant deux enfants ou moins s'est accrue, passant de 60 % à 70 %), ce qui a entraîné une diminution du risque de faible revenu étant donné que les ressources de la famille doivent être partagées entre un moins grand nombre de personnes.

4. L'âge auquel les familles ont des enfants s'est élevé (la proportion d'enfants dans des familles où le plus haut salarié est âgé de moins de 26 ans a chuté de 18 % à 11 %), ce qui tendrait à faire augmenter le revenu familial, étant donné que les familles plus âgées ont généralement des gains plus élevés.

Tous ces changements auraient tendance à réduire la possibilité de faible revenu chez les enfants.

Bien sûr, l'existence d'un changement de premier plan dans les familles tendrait à faire monter la fréquence de faible revenu chez les enfants; il s'agit de l'augmentation de la proportion d'enfants dans des familles monoparentales, qui est passée d'environ 5 %, en 1973, à 11 % en 1991¹⁰.

À la lumière de ces changements et de leur association bien connue avec le faible revenu (Sharif et Phipps, 1994), notre objectif dans la présente section est d'estimer leurs effets sur la fréquence du faible revenu chez les enfants. Nous utilisons une approche répandue qui consiste à décomposer le changement total dans les variables dépendantes (la probabilité qu'un enfant dispose d'un revenu familial au-dessous de 50 % du revenu médian) en deux composantes : la première composante qui est due aux changements dans la distribution des enfants au sein de types de ménages, et la deuxième composante qui est due aux changements survenus dans le risque relatif de faible revenu dans les ménages définis par un ensemble particulier de caractéristiques. Entre autres choses, nous démontrons que, même si pendant la période qui s'étend de 1973 à 1991, la fréquence réelle de faible revenu chez les enfants âgés de 0 à 6 ans a très peu changé, ce modeste changement en masquait deux autres beaucoup plus importants : une augmentation de 4,7 points parce que la possibilité de faible revenu s'est accrue **au sein** de certains types de familles (possédant un ensemble donné de caractéristiques), et un recul de 3,8 points attribuable aux changements survenus dans la distribution d'enfants **au sein de** certains types de familles. Pour simplifier, disons que, même si en moyenne le risque de faible revenu chez les enfants dans des familles possédant certaines caractéristiques s'est accru pendant la période, cette tendance a été contrebalancée par le fait que plus d'enfants vivaient dans des ménages comportant deux salariés, qu'un moins grand nombre d'entre eux avaient des frères et soeurs ayant besoin aussi des ressources et ainsi de suite.

Martin Dooley (1993) a réalisé une étude similaire en utilisant des familles plutôt que des individus comme unité d'analyse et il arrive à des conclusions quelque peu différentes. Ses résultats indiquent que les effets d'intra-groupes et les effets d'intergroupes tendaient tous deux à réduire la pauvreté entre 1973 et 1990. Ces différences reflètent celles de l'unité d'analyse (familles par rapport à individus), des variables («facteurs de risque») incluses et de la méthodologie suivie¹¹.

¹⁰ Il ne faut pas oublier que nous utilisons les familles économiques qui incluent les familles immédiates et les autres personnes apparentées. Si une mère célibataire retournait vivre chez ses parents, l'enfant serait considéré comme vivant au sein d'un ménage comportant deux adultes ou plus (dans la famille économique), et non un seul. Dans le cadre de nos travaux, il ne s'agirait pas d'une famille monoparentale, puisque nous nous intéressons aux ressources économiques dont dispose l'enfant. Lorsque les parents célibataires sont définis au sein d'une famille «de recensement», où seuls les vrais parents sont inclus dans la famille, la part des enfants dans des familles monoparentales se situe autour de 14 %, en 1991, et non de 11 %, tel qu'indiqué ici.

¹¹ Notre analyse diffère de celle de Dooley par un certain nombre de points. Premièrement, notre unité d'observation est l'individu, et non la famille; nous considérons le revenu familial corrigé en fonction des équivalents adultes (CEA) des individus, et non le revenu familial total disponible des différents types de familles. Deuxièmement, Dooley a utilisé le seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada comme indicateur de faible revenu. Nous utilisons la proportion d'enfants au-

Gottschalk et Danziger (1993) ont aussi étudié cette question à l'aide d'une méthodologie de décomposition de la régression et de données américaines, et sont arrivés à la conclusion que les variations dans les caractéristiques des femmes et le moins grand nombre d'enfants par famille ont eu un effet réducteur sur la pauvreté enfantine, tandis que les effets d'«intra-groupe» et le nombre croissant de parents célibataires tendaient à accroître la pauvreté chez les enfants blancs.

L'approche utilisée

Nous utilisons une analyse de régression logistique, où la variable dépendante prend la valeur de 1, si l'enfant vit au sein d'une famille dont le revenu se situe au-dessous de 50 % du revenu médian. Le revenu est le revenu familial disponible corrigé en fonction des équivalents adultes (CEA) (après impôts et transferts). L'unité d'analyse est l'individu, et les caractéristiques familiales, y compris le revenu, sont associées avec chaque individu. Les poids de l'échantillon sont utilisés dans les régressions logistiques. Des régressions séparées sont exécutées pour les enfants âgés de 0 à 6 ans, et pour ceux âgés de 7 à 14 ans, étant donné que les tendances des revenus et les variations démographiques diffèrent quelque peu pour ces populations d'enfants.

dessous de la moitié du revenu médian (revenu disponible CEA) comme indicateur de faible revenu, en partie pour nous permettre de calculer le «faible revenu» en nous basant sur les revenus avant les transferts et après les transferts. Finalement, nous avons incorporé des variables quelque peu différentes, en particulier le nombre de salariés dans la famille, ce qui est exclu de la présente analyse. Il est vraisemblable que l'inclusion de cette variable, et l'augmentation remarquable de la part des enfants dans des familles à deux salariés, compte pour beaucoup dans les différences de résultats que nous avons obtenus.

Tableau 4 : Distribution des enfants selon un certain nombre de variables démographiques ou du marché du travail - enfants âgés de 0 à 6 ans

	1973	1981	1988	1991
Âge de la famille*	%	%	%	%
<26	17,8	17,0	12,6	10,7
27 à 34	47,2	52,8	50,5	49,5
35 à 44	28,3	25,9	32,0	34,6
45 à 54	5,7	3,3	3,8	3,7
55 +	1,0	1,1	1,0	1,5
Scolarité du plus haut salarié				
Élémentaire	25,9	13,3	7,9	6,7
Secondaire	48,2	49,2	48,4	52,0
Collég./Partie du post-sec.	16,2	22,8	26,2	23,9
Dipl. univ.	9,6	14,7	17,5	17,4
Nombre de salariés adultes				
0	4,1	4,2	5,5	8,3
1	57,9	43,1	31,0	29,7
2 +	38,1	52,7	63,4	62,0
Nombre d'enfants dans la famille				
1	19,7	24,7	24,7	24,3
2	40,2	47,3	48,3	46,3
3	23,4	20,8	19,5	21,2
4 +	16,6	7,3	7,5	8,3
Type de famille				
Monoparentale	5,5	6,4	9,3	10,7
Biparentale	94,5	93,6	90,7	89,3

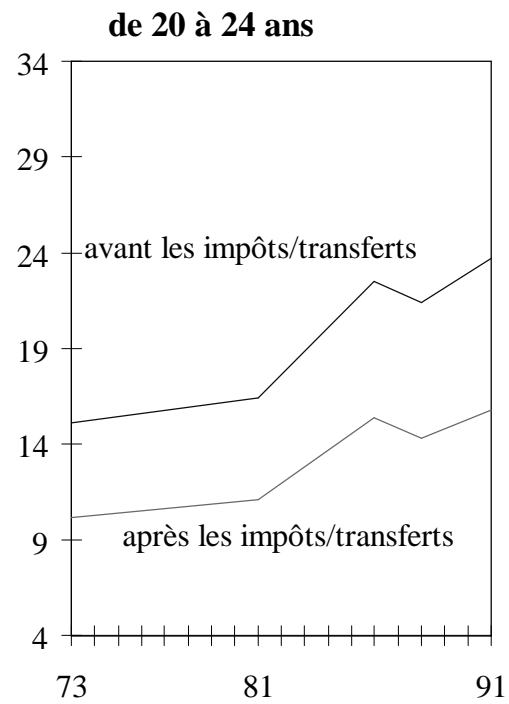
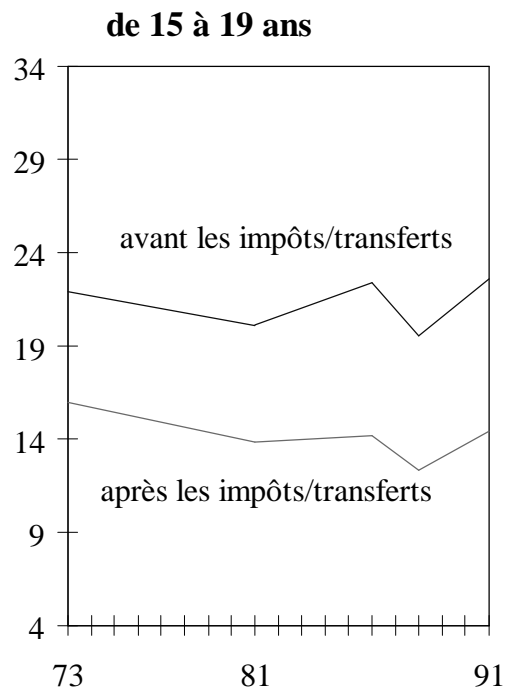
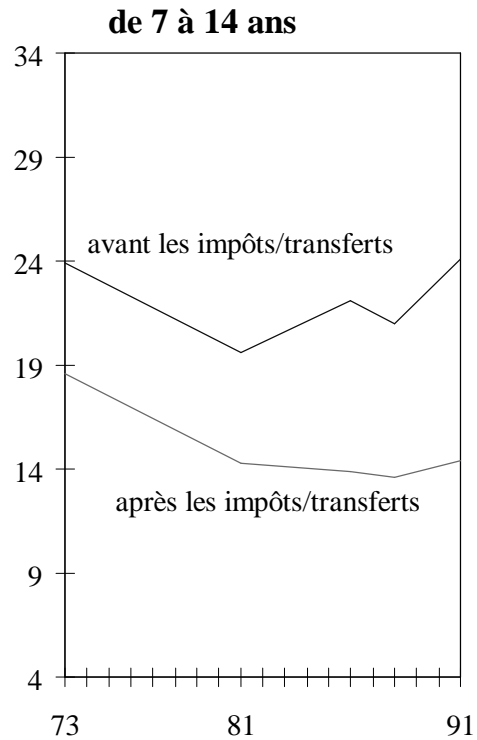
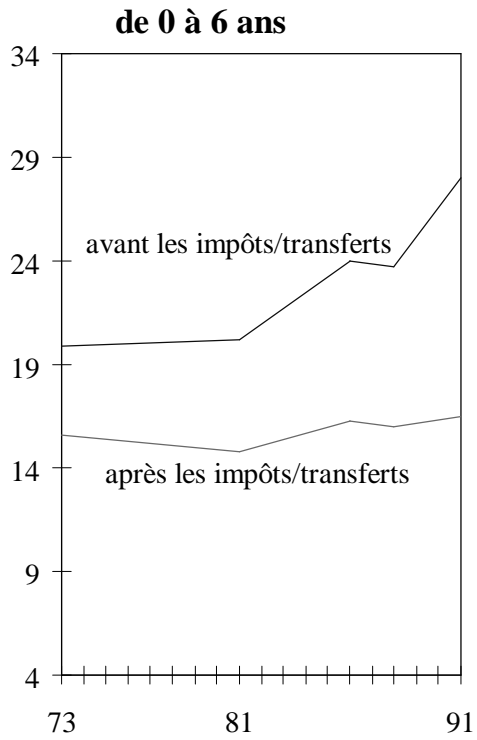
* déterminé par l'âge du plus haut salarié dans la famille

Tableau 5: Distribution des enfants selon un certain nombre de variables démographiques ou du marché du travail – enfants âgés de 7 à 14 ans

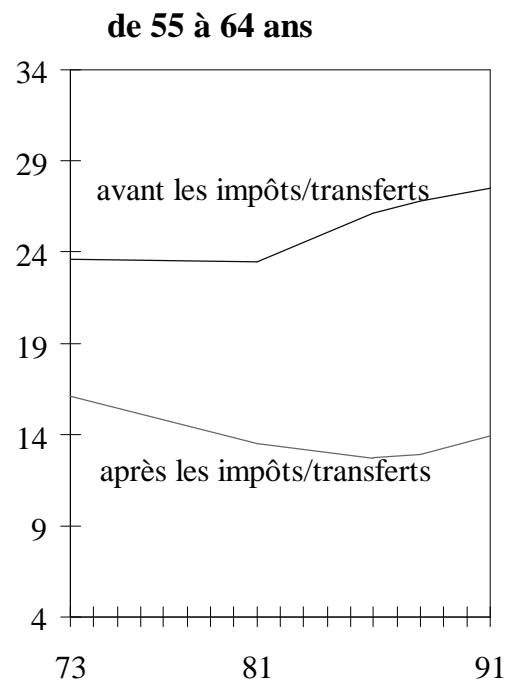
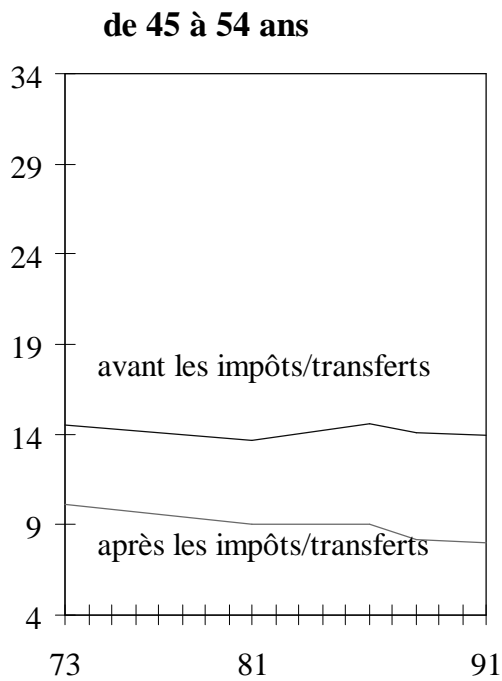
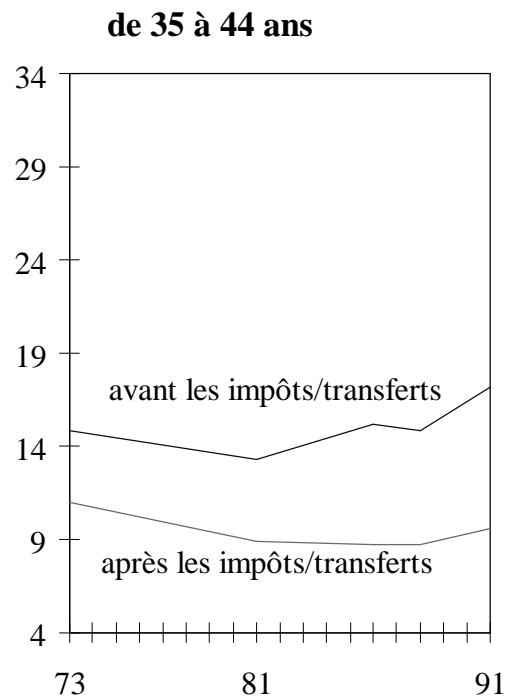
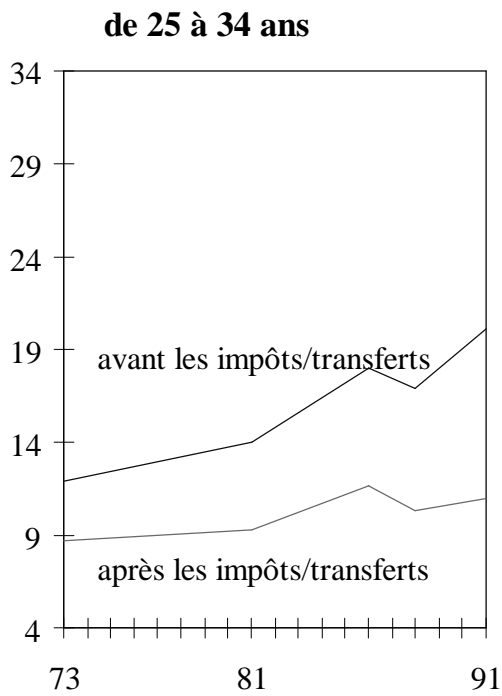
	1973	1981	1988	1991
Âge de la famille*	%	%	%	%
<26	2,9	2,7	1,6	1,7
27 à 34	15,9	21,9	21,0	20,9
35 à 44	52,8	54,0	60,5	58,9
45 à 54	24,0	18,2	14,6	16,5
55 +	4,5	3,2	2,3	2,1
Scolarité du plus haut salarié				
Élémentaire	34,7	23,2	12,7	9,3
Secondaire	45,2	45,8	45,3	53,8
Collég./Partie du post-sec.	12,8	18,5	24,2	20,4
Dip. univ.	7,3	12,6	17,7	16,6
Nombre de salariés adultes				
0	4,6	4,3	5,1	6,1
1	41,4	31,6	25,5	25,1
2 +	54,1	64,1	69,4	68,8
Nombre d'enfants dans la famille				
1	15,5	24,4	24,2	9,0
2	31,3	42,3	45,7	45,0
3	25,9	23,2	21,8	22,0
4 +	27,3	10,2	8,4	9,0
Type de famille				
Monoparentale	4,0	7,8	9,9	11,0
Biparentale	96,0	92,2	90,2	89,0

*déterminé par l'âge du plus haut salarié de la famille.

Graphique 7 : Proportion des individus dont le revenu familial se situe au-dessous de 50 % du revenu médian, selon l'âge



Graphique 7 (suite) : Proportion des individus dont le revenu familial se situe au-dessous de 50 % du revenu médian, selon l'âge



Les variables indépendantes représentant la composition du marché du travail et la composition démographique des familles des enfants comprennent ce qui suit

1. cinq variables fictives pour l'âge de la famille, où l'âge est défini par celui du plus haut salarié (moins de 26, 27 à 34, 35 à 44, 45 à 54, plus de 55);
2. cinq variables fictives pour le type de famille et le nombre de salariés adultes combinés (1) monoparentale/0 salarié; 2) monoparentale/1 salarié; 3) biparentale/0 salarié; 4) biparentale/ 1 salarié; 5) biparentale/ 2 salariés adultes ou plus);
3. quatre variables fictives pour le nombre d'enfants dans la famille économique (1, 2, 3, 4 ou plus);
4. quatre variables fictives pour le niveau de scolarité de l'adulte le plus haut salarié (élémentaire, secondaire, une partie du post-secondaire ou du collégial terminée, diplôme universitaire).

D'autres termes d'interaction ont été envisagés, en particulier entre la variable monoparentale\biparentale et la scolarité et l'âge, mais comme elles se sont révélées non significatives, elles ont été abandonnées.

Essentiellement, le changement dans la position de faible revenu des enfants a été décomposé entre celui qui est dû à la composition des enfants **parmi** les groupes démographiques pendant la période, et celui qui est dû aux changements dans la probabilité d'avoir un faible revenu **à l'intérieur** de groupes démographiques particuliers (c.-à-d., en contrôlant les changements démographiques).

Le modèle logistique est donc le suivant:

$$Y = \frac{1}{1 + e^{-\beta x}};$$

où $Y = 1$ si le revenu familial d'un enfant est inférieur à 50 % du revenu familial médian, 0 autrement

Après transformation de la manière habituelle, l'équation que nous estimons est la suivante

$$L = \beta X + u$$

où $L = \ln\left(\frac{P}{1-P}\right)$ est le logit, $P = \Pr\{Y=1|X\}$, X est un vecteur de variables indépendantes. β est le vecteur des coefficients associés.

En utilisant les données pour l'année 1981, nous obtenons $L_{81} = \beta_{81} X_{81} + u$, puis nous calculons \bar{P}_{81} , la probabilité moyenne globale qu'un enfant dispose de moins de 50 % du revenu familial médian en 1981. Ce calcul est effectué de la manière décrite dans la note de bas de page ci-après, afin de faire en sorte qu'il corresponde à la probabilité moyenne globale, (c'est-à-dire la proportion) observée dans les données brutes¹².

Pour décomposer le changement total de P pendant la période de 1981 à 1988, entre les changements survenus dans la composition de la famille (c.-à-d., les changements aux variables indépendantes) et les changements dans le risque d'appartenir à une famille à faible revenu selon un ensemble donné de caractéristiques (c.-à-d., les changements dans les coefficients), nous

1. modifions la composition des familles (variables indépendantes), en gardant la valeur des coefficients fixée à leur valeur de 1981.

Donc, $L^* = \beta_{81} X_{88}$. Nous calculons L^* , et nous calculons \bar{P}^* tel que décrit dans la note de bas de page.

Puis, $\bar{P}^* - \bar{P}_{81} =$ le changement de \bar{P} entre 1981 et 1988, dû aux changements dans la composition des familles avec des enfants.

2. Nous modifions ensuite les coefficients, faisant passer leurs valeurs de 1981 à celles de 1988, pour obtenir ce qui suit :

$L_{88} = \beta_{88} X_{88}$, et nous calculons \bar{P}_{88} .

Puis $\bar{P}_{88} - \bar{P}^* =$ changement de P dû aux changements dans le risque d'appartenir à une famille à faible revenu, en fonction d'un

¹² Pour calculer la probabilité moyenne estimée qu'un enfant ait un revenu familial inférieur à la moitié du revenu médian, il suffirait simplement d'estimer la probabilité aux valeurs moyennes des variables. Toutefois, étant donné que nous utilisons une fonction non linéaire, le résultat ne correspond pas habituellement avec la moyenne de l'échantillon dérivée des données brutes. Par conséquent, pour estimer la probabilité moyenne, nous estimons la probabilité pour chaque enfant faisant partie de l'échantillon dont le revenu familial se situe au-dessous de la moitié du revenu médian en nous basant sur l'équation de régression et ensuite, en faisant la moyenne de ces probabilités pour tous les individus de l'échantillon (en utilisant les coefficients de pondération de l'échantillon). Ainsi, la probabilité estimée au moyen de l'équation de régression correspond à la moyenne de l'échantillon dérivée des données brutes.

$$\text{Donc, } \bar{P}_{81} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i \hat{P}_{i,81}}{\sum_{i=1}^n w_i}$$

où w_i représente le coefficient de pondération associé avec l'individu i , n représente le nombre d'observations, et où $\hat{P}_{i,81}$ est la probabilité estimée pour l'individu i pour l'année 1981, laquelle se calcule comme suit :

$$\hat{P}_{i,81} = \frac{1}{1 + e^{-\beta_{81} X_{i,81}}}$$

ensemble donné de caractéristiques familiales (c.-à-d., le changement dans les coefficients)

Le résultat est différent selon que l'on commence par modifier les coefficients ou les valeurs des variables, aussi l'opération est-elle effectuée des deux manières, et on utilise la valeur moyenne des deux résultats. Par ailleurs, l'avertissement habituel associé à l'interprétation de ces résultats s'applique ici. Il n'existe aucun lien comportemental explicite entre les deux facteurs de base (changements démographiques et position du revenu des enfants au sein des groupes démographiques) dans le modèle, même si, dans la réalité, il en existe presque sûrement. Dans une certaine mesure, les changements à la position économique des familles et les changements dans la composition des familles sont déterminés conjointement. Idéalement, on aimerait estimer l'effet des changements exogènes dans les circonstances démographiques et du marché du travail sur la possibilité de faible revenu, mais il existe une certaine part d'endogénéité dans le modèle. Si les conditions économiques des jeunes familles possédant un faible niveau de scolarité se détérioraient, cela pourrait bien influencer leur probabilité d'avoir des enfants, et par conséquent, la composition démographique des enfants. En outre, le recul des gains du travail des jeunes peut avoir incité un grand nombre de deuxièmes salariés dans les jeunes familles à faire leur entrée sur le marché du travail. Ces relations ne sont pas l'objet de la présente analyse. Par conséquent, les résultats nous fournissent une décomposition de l'histoire dans un sens comptable. Ils estiment l'influence directe, et non l'influence indirecte, de ces facteurs sur le faible revenu chez les enfants durant cette période. Nous croyons que ces estimations contribuent à faire comprendre les changements qui sont survenus dans le faible revenu au cours des deux dernières décennies. Cette approche et ses résultats sont intéressants pour les responsables de l'élaboration des politiques qui se préoccupent des répercussions des changements économiques et démographiques, peu importe leur origine.

Les résultats

Le Tableau 2 en appendice donne les résultats de la régression logistique pour 1973, 1981, 1988 et 1991 basée sur le revenu disponible (après les impôts ou les transferts), pour les enfants âgés de 0 à 6 ans et de 7 à 14 ans. Plutôt que de faire référence directement aux coefficients, qu'il est difficile d'interpréter de façon intuitive, les probabilités réelles¹³ et les probabilités relatives¹⁴ sont aussi indiquées dans l'appendice pour les années 1973, 1981, 1988 et 1991. Ces probabilités sont intéressantes à plusieurs égards. Elles démontrent l'énorme différence dans le risque de faible revenu pour les enfants qui font partie de différents types de familles, et de quelle façon cet écart dans le risque de pauvreté s'est rétréci entre certains types de familles au cours des vingt dernières années. Mais, étant donné que ce fait ne constitue pas l'objet central de notre analyse, nous l'avons relégué à l'Appendice B, où les lecteurs que le sujet intéresse pourront se reporter.

¹³ Évaluées aux valeurs moyennes des variables.

¹⁴ Relatives au groupe de référence avec la plus faible probabilité.

Résultats de la décomposition pour la période de 1973 à 1991

Au cours de la période de 1973 à 1991, on a enregistré très peu de changements dans la fréquence réelle de faible revenu, comme nous l'avons déjà souligné. Par exemple, chez les enfants âgés de 0 à 6 ans, la proportion réelle ayant un faible revenu a légèrement augmenté de 0,9 %. Mais ce faible changement masquait deux autres changements plus importants : une augmentation de 4,7 points parce que la possibilité de faire partie d'un groupe à faible revenu s'est accrue **au sein des** types de familles définis par les variables de l'équation, et un **recul** de 3,8 points parce que la combinaison des enfants **au sein des** types de familles a changé, comme nous l'avons décrit précédemment, entre 1973 et 1991. Il y avait davantage d'enfants au sein de ménages à deux salariés, ils avaient moins de frères et soeurs, et ainsi de suite. Autrement dit, même si la proportion totale des enfants dans les familles à faible revenu a peu changé au cours de la période, si la composition démographique des enfants est constante, le taux semble connaître une hausse. Et cette hausse se produit après que l'on ait tenu compte du rôle croissant que joue le système des paiements de transfert, dont nous avons déjà parlé, puisque nous utilisons le revenu après impôts et transferts dans le cadre de la présente analyse. Comme nous l'avons déjà souligné, ces deux effets ne sont pas indépendants, et il est difficile de les départager. Mais les changements démographiques ou du marché du travail dans les familles ont eu tendance à imprimer une pression à la baisse importante sur le faible revenu chez les enfants.

À première vue, ce résultat semble aller à l'encontre de l'opinion généralement reçue, puisqu'il est bien connu que la proportion des enfants faisant partie de familles monoparentales a augmenté et que ce fait devrait influencer à la hausse la fréquence du faible revenu. Mais la structure familiale a connu d'autres changements qui ont tendance à endiguer les effets du nombre croissant de familles monoparentales. Ces changements comprennent notamment la tendance vers un nombre croissant de familles à deux salariés et la diminution du nombre d'enfants par famille. Même s'il y a eu une augmentation du nombre de familles monoparentales, ce qui aurait dû placer une pression à la hausse sur la pauvreté infantile, cet effet est relativement minime par rapport aux autres changements survenus dans les caractéristiques des ménages où vivent les enfants.

Les résultats qui concernent les enfants âgés de 7 à 14 ans sont plus prononcés (voir le Tableau 6). Même si le taux réel a chuté de 4,2 points, ce recul a été attribué dans une large mesure aux changements démographiques qui ont imprimé une pression à la baisse de l'ordre de 7,0 points à la proportion des enfants faisant partie des familles à faible revenu. Par contraste, le risque de faible revenu au sein de types de familles s'est accru de 2,8 points pour ce groupe.

Tableau 6 : Décomposition des changements dans la probabilité de vivre dans une famille à faible revenu, pour les enfants âgés de 0 à 6 ans et de 7 à 14 ans, 1973 et 1991 et 1981 et 1988, revenu disponible

	Probabilité de famille à faible revenu**		Changement dans la probabilité	Changements* dûs aux changements dans les coeff. β	Changements* dûs aux changements dans les valeurs des variables (composition)
Enfants âgés de :	1973	1991			
0 à 6	0,156	0,165	+0,009	+0,047	-0,038
7 à 14	0,186	0,144	-0,042	+0,028	-0,070
	1981	1988			
0 à 6	0,148	0,160	+0,012	+0,024	-0,012
7 à 14	0,143	0,136	-0,007	+0,015	-0,021

* l'ordre dans lequel les β et les X sont modifiés, de 1973 à 1991, a de l'importance. Ces valeurs représentent la moyenne des deux façons de procéder, c'est-à-dire, lorsque les β sont modifiés en premier, puis les X et lorsque ce sont les X qui sont modifiés en premier, puis les β .

** au-dessous de 50 % du revenu médian

Résultats pour la période de 1981 à 1988

La période entre 1981 et 1988 est particulièrement intéressante, à plusieurs égards. Premièrement, un grand nombre des changements aux conditions «démographiques» sont survenus au cours des années 70. Les variations démographiques peuvent plus difficilement être mises en corrélation avec la fréquence du faible revenu au cours des années 80. En particulier, les principaux changements relatifs au niveau de scolarité atteint, au nombre d'enfants et au nombre d'adultes salariés au sein des familles avec des enfants se sont produits avant 1981 (voir les Tableaux 4 et 5). Ces tendances se sont poursuivies jusque dans les années 80 (Morissette, Myles et Picot, 1994). Finalement, les changements survenus entre 1988 et 1991 sont influencés par la récession qui a commencé en 1990 et, par conséquent, toute tendance à long terme sous-jacente se confond avec les fluctuations du cycle économique. En nous concentrant sur 1981 et 1988, qui représentent plus ou moins les points culminants du cycle économique, nous pouvons considérer des tendances à plus long terme qui ne sont pas influencées de façon significative par les variations du cycle économique.

Chez les enfants de 0 à 6 ans, la proportion réelle au-dessous de la moitié du revenu médian s'est accrue entre 1981 et 1988, passant de 14,8 % à 16,0, ce qui représente une augmentation de 1,2. Comme auparavant, ce changement de faible importance résultait de deux mouvements contraires. Les changements dans la démographie avaient tendance à réduire ce résultat de 1,2, alors que les changements dans les coefficients étaient associés à une augmentation de 2,4 points. Des tendances similaires sont visibles pour le groupe âgé de 7 à 14 ans; le recul de 0,7 point résultait d'une combinaison du recul de 2,1 points dû aux changements démographiques, et de l'augmentation de 1,5 point due aux changements dans la probabilité de faible revenu au sein des groupes. Ainsi, les deux facteurs ont joué un rôle presque égal au cours de cette période. Les effets démographiques ont été considérablement moins importants qu'au cours de la période de 1973 à 1981, mais néanmoins significatifs. Au cours des années 1980, les variations dans le profil démographique et dans la participation au marché du travail des familles ont eu tendance à réduire la fréquence du faible revenu chez les enfants.

Sommaire et discussion

Les inégalités croissantes dans les gains du travail figurent parmi les plus importants faits nouveaux des deux dernières décennies. En dépit des changements draconiens survenus dans la distribution des revenus du travail, toutefois, la distribution du revenu familial total est restée remarquablement stable (Love et Poulin 1991; Statistique Canada, 1993). De même, tandis que les jeunes adultes supportaient tout le poids du recul des gains à la limite inférieure du marché du travail, la fréquence des faibles revenus chez les jeunes parents et leurs enfants a continué à suivre les hauts et les bas du cycle économique plutôt que la tendance à long terme vers des gains inférieurs pour ce groupe d'âge.

Notre analyse a permis de mettre en relief deux raisons pour expliquer cette stabilité. Comme dans les analyses précédentes (Dooley, 1993; Hanratty et Blank, 1992), nous avons documenté l'importance croissante des transferts sociaux dans la stabilisation des conditions économiques des jeunes familles et de leurs enfants. Si on se base sur le seul revenu du travail, les enfants et leurs parents risquaient davantage de vivre dans une famille à faible revenu vers la fin des années 80, qu'en 1973 ou en 1981.

Mais les transferts n'expliquent pas tout. Les enfants aujourd'hui vivent dans des types de familles très différents de ceux dans lesquels vivaient leur prédécesseurs d'il y a dix ou vingt ans. Leurs parents ont moins d'enfants et les ont à un âge beaucoup plus tardif; les parents ont aussi un niveau de scolarité plus avancé et travaillent collectivement pendant un plus grand nombre d'heures parce qu'il y a plus de chances pour que les mères fassent partie de la population active. Plutôt que de perdre l'éthique du travail, les jeunes familles canadiennes travaillent plus fort pour conserver leur niveau de vie. Ces changements démographiques et dans la disponibilité de main-d'oeuvre sont, dans une large mesure, responsables de l'apparente stabilité observée dans les revenus médians et dans les taux de faible revenu chez les jeunes familles. En considérant les changements démographiques comme constants, le risque de faible revenu entre 1973 et 1991 s'est accru respectivement de 4,7 et de 2,8 points chez les enfants âgés de 0 à 6 ans, et de 7 à 14 ans. Et puisque ces chiffres sont basés sur un revenu après impôts et transferts, l'effet des transferts croissants a déjà été pris en compte dans ce résultat. Les variations démographiques

ont imprimé une substantielle pression à la baisse sur le taux global de faible revenu chez les enfants. Alors qu'on a fait grand cas de l'augmentation du nombre de familles monoparentales et de ses conséquences sur la pauvreté enfantine, d'autres changements dans les comportements des jeunes adultes ont plus que contrebalancé cette évolution.

Pour être en mesure de tirer des conclusions en rapport avec les politiques à partir de ces résultats, il faut toutefois faire des hypothèses concernant les relations de cause à effet. Comme nous l'avons déjà souligné, notre analyse est une relation descriptive de l'histoire et non des causes ou des comportements. Et nous insistons encore sur le fait que nous ne tenons pas directement compte des effets possibles de contre-incitation au travail. Les critiques conservateurs des dépenses relatives aux programmes sociaux, tels que Charles Murray (1984), avancent souvent qu'en facilitant l'accès aux transferts sociaux on crée une *cause* majeure de faibles gains et de pauvreté enfantine. En offrant une solution de rechange au marché du travail, argumentent-ils, l'État-providence incite les individus et les familles à réduire leur participation au marché du travail et encourage leur dépendance vis-à-vis de l'État. L'argument contre-factuel pertinent, dans ce cas, n'est pas seulement le profil historique réel du faible revenu généré par les gains du travail, mais ce qui *serait* arrivé en l'absence des transferts sociaux. Selon l'hypothèse retenue, en l'absence des transferts sociaux qui servent de contre-incitation au travail, la participation au marché du travail serait plus grande, et la pauvreté d'avant les transferts serait de beaucoup inférieure aux niveaux que nous signalons dans les présentes.

Mais la question centrale n'est pas de déterminer si les contre-incitations au travail existent - il est presque certain qu'elles existent - mais plutôt si elles sont suffisamment importantes pour expliquer le recul des gains du travail et l'augmentation éventuelle du faible revenu dont il est fait état dans le présent travail. Nous avançons que l'importance des contre-incitations au travail est trop minime pour jouer un rôle prépondérant dans les faits que nous présentons ici. Un certain nombre de raisons expliquent notre raisonnement. Hum et Simpson (1991), dans leur étude de l'élasticité de l'offre de main-d'oeuvre, indiquent que les réactions de cette dernière aux changements dans le système de transfert fiscal sont assez négligeables. Qui plus est, la possibilité que les très grands changements dans les inégalités des gains du travail au cours des années 80 puissent s'expliquer par des contre-incitations croissantes dans le système de transfert fiscal a été étudiée aux États-Unis, et rejetée dans une large mesure (Moffit, 1990). Et le recul dans les gains des jeunes, qui constitue une partie importante des faits rapportés dans les présentes, a été observé dans la plupart des pays occidentaux (Davis, 1992) dont le système de sécurité sociale diffère radicalement du nôtre et joue un rôle incitatif fort différent. Les résultats des travaux comparatifs les plus récents entre les mesures de protection sociale et la flexibilité du marché du travail (Blank, 1994) concluent que s'il existe un arbitrage entre les deux il est minime. Le fait qu'un grand nombre de programmes, tels que l'assurance-chômage, ont été modifiés de manière à être moins généreux (plutôt que le contraire) envers les individus au cours des années 80 (Sargeant, 1995) est une autre raison de penser que les contre-incitations croissantes ont relativement peu d'effet. Par conséquent, on pourrait s'attendre à ce que les contre-incitations diminuent plutôt que d'augmenter, au moins dans le cadre du programme d'assurance-chômage. Par contre, les contre-incitations au travail associées au système d'aide sociale (bien-être) pourraient avoir augmenté au Canada, au cours des années 1980, puisque les règles se sont assouplies dans certaines provinces.

Après presque une décennie de recherche, les explications entourant la croissance des inégalités et le recul des gains dans la limite inférieure du marché du travail ne se concentrent pas sur les effets des paiements de transfert, mais se tournent plutôt du côté de la demande du marché du travail et mettent l'accent sur les fluctuations des tendances commerciales et sur les nouvelles technologies. Nos résultats indiquent qu'au Canada, les ménages et les gouvernements ont réagi à la restructuration du marché du travail qui s'est ensuivie. Au cours des années 80, les transferts sociaux aux ménages non constitués de personnes âgées ont augmenté de 5,5 % à 7,6 % du PIB (OCDE, 1994). Les jeunes familles canadiennes travaillent un plus grand nombre d'heures, ont moins d'enfants et les ont à un âge plus tardif que par le passé. Les variations dans les conditions du marché du travail ont suscité des ajustements dans les structures familiales qui ont entraîné à leur tour une augmentation des paiements de transfert. L'effet net a été des taux «de faible revenu» stables chez les enfants. Il reste à voir si ces ajustements compensatoires se poursuivront sur le marché du travail de la fin des années 90.

Tableau 1 (appendice) : Variations dans les conditions économiques des Canadiens selon le groupe d'âge; revenu familial des individus corrigé en fonction des équivalents adultes

Groupe d'âge	Caractéristiques	1973	1981	1986	1988	1991		
0 à 6	Nombre de personnes (en milliers)	2 452	2 442	2 497	2 519	2 643		
	Revenu avant impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	16,9	20,2	20,1	20,8	19,5		
	Indice (année de base = 1973)	100	120	119	123	115		
	Revenu médian relatif	0,93	0,90	0,90	0,89	0,88		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	19,9	20,2	24,0	23,7	28,0		
	Revenu après impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	15,4	18,3	18,2	18,7	18,0		
	Indice (année de base = 1973)	100	119	118	121	117		
	Revenu médian relatif	0,91	0,88	0,88	0,87	0,87		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	15,6	14,8	16,3	16,0	16,5		
	7 à 14	Nombre de personnes (en milliers)	3 448	2 865	2 772	2 820	2 909	
		Revenu avant impôts et transferts						
		Revenu médian (1991 \$ 000)	15,8	20,6	21,5	22,2	21,0	
Indice (année de base = 1973)		100	130	136	141	133		
Revenu médian relatif		0,87	0,92	0,96	0,95	0,95		
% au-dessous de 50 % du rev. méd.		23,9	19,6	22,1	21,0	24,1		
Revenu après impôts et transferts								
Revenu médian (1991 \$ 000)		14,6	18,9	19,1	19,6	18,9		
Indice (année de base = 1973)		100	130	131	135	130		
Revenu médian relatif		0,86	0,91	0,92	0,92	0,92		
% au-dessous de 50 % du rev. méd.		18,6	14,3	13,9	13,6	14,4		
15 à 19		Nombre de personnes (en milliers)	1 969	2 179	1 857	1 822	1 788	
		Revenu avant impôts et transferts						
		Revenu médian (1991 \$ 000)	17,1	22,2	22,8	24,3	22,2	
	Indice (année de base = 1973)	100	129	133	142	130		
	Revenu médian relatif	0,94	0,99	1,02	1,04	1,01		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	21,9	20,1	22,4	19,5	22,6		
	Revenu après impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	16,2	20,4	20,8	21,4	20,2		
	Indice (année de base = 1973)	100	126	128	132	124		
	Revenu médian relatif	0,96	0,98	1,00	1,00	0,98		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	16,0	13,8	14,2	12,3	14,4		

Tableau 1 (appendice) (suite) : Variations dans les conditions économiques des Canadiens selon le groupe d'âge; revenu familial des individus corrigé en fonction des équivalents adultes

Groupe d'âge	Caractéristiques	1973	1981	1986	1988	1991		
20 à 24	Nombre de personnes (en milliers)	1 809	2 287	2 135	1 982	1 913		
	Revenu avant impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	20,5	24,9	22,6	24,6	22,0		
	Indice (année de base = 1973)	100	121	110	120	107		
	Revenu médian relatif	1,12	1,11	1,00	1,05	1,00		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	15,1	16,4	22,5	21,4	23,7		
	Revenu après impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	18,9	22,6	20,6	22,1	20,6		
	Indice (année de base = 1973)	100	120	109	117	109		
	Revenu médian relatif	1,11	1,09	1,00	1,04	1,00		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	10,2	11,1	15,4	14,3	15,8		
	25 à 34	Nombre de personnes (en milliers)	3 053	4 169	4 478	4 581	4 624	
		Revenu avant impôts et transferts						
		Revenu médian (1991 \$ 000)	21,7	25,1	24,6	25,6	23,6	
Indice (année de base = 1973)		100	115	113	118	109		
Revenu médian relatif		1,19	1,12	1,09	1,09	1,07		
% au-dessous de 50 % du rev. méd.		11,9	14,0	18,0	16,9	20,1		
Revenu après impôts et transferts								
Revenu médian (1991 \$ 000)		19,2	22,2	21,7	22,2	21,1		
Indice (année de base = 1973)		100	116	113	116	110		
Revenu médian relatif		1,13	1,07	1,05	1,04	1,03		
% au-dessous de 50 % du rev. méd.		8,7	9,3	11,7	10,3	11,0		
35 à 44		Nombre de personnes (en milliers)	2 441	3 034	3 671	3 919	4 294	
		Revenu avant impôts et transferts						
		Revenu médian (1991 \$ 000)	19,6	25,8	26,2	27,2	25,8	
	Indice (année de base = 1973)	100	132	134	139	132		
	Revenu médian relatif	1,07	1,15	1,17	1,16	1,17		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	14,8	13,3	15,2	14,8	17,2		
	Revenu après impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	17,6	22,7	22,5	23,0	22,3		
	Indice (année de base = 1973)	100	129	128	131	127		
	Revenu médian relatif	1,04	1,09	1,08	1,08	1,08		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	11,0	8,9	8,7	8,7	9,6		

Tableau 1 (appendice) (suite) : Variations dans les conditions économiques des Canadiens selon le groupe d'âge; revenu familial des individus corrigé en fonction des équivalents adultes

Groupe d'âge	Caractéristiques	1973	1981	1986	1988	1991		
45 à 54	Nombre de personnes (en milliers)	2 240	2 454	2 536	2 678	3 027		
	Revenu avant impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	22,4	27,7	28,5	30,1	29,7		
	Indice (année de base = 1973)	100	124	127	134	133		
	Revenu médian relatif	1,23	1,24	1,27	1,29	1,35		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	14,5	13,7	14,6	14,1	14,0		
	Revenu après impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	20,1	24,8	24,6	26,0	25,6		
	Indice (année de base = 1973)	100	123	122	129	127		
	Revenu médian relatif	1,19	1,19	1,19	1,21	1,24		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	10,1	9,0	9,0	8,2	8,0		
	55 à 64	Nombre de personnes (en milliers)	1 710	2 161	2 303	2 318	2 347	
		Revenu avant impôts et transferts						
		Revenu médian (1991 \$ 000)	20,1	24,0	23,4	23,5	22,4	
Indice (année de base = 1973)		100	119	116	117	111		
Revenu médian relatif		1,11	1,07	1,04	1,00	1,01		
% au-dessous de 50 % du rev. méd.		23,6	23,5	26,1	26,8	27,5		
Revenu après impôts et transferts								
Revenu médian (1991 \$ 000)		19,1	22,7	22,5	22,6	21,9		
Indice (année de base = 1973)		100	119	118	118	115		
Revenu médian relatif		1,13	1,09	1,09	1,06	1,06		
% au-dessous de 50 % du rev. méd.		16,1	13,5	12,7	12,9	13,9		
65 à 74		Nombre de personnes (en milliers)	1 109	1 438	1 607	1 726	1 837	
		Revenu avant impôts et transferts						
		Revenu médian (1991 \$ 000)	6,7	8,7	7,7	8,2	8,8	
	Indice (année de base = 1973)	100	129	115	122	131		
	Revenu médian relatif	0,37	0,39	0,34	0,35	0,40		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	56,4	56,2	60,1	59,7	56,3		
	Revenu après impôts et transferts							
	Revenu médian (1991 \$ 000)	13,0	16,2	16,8	17,4	18,1		
	Indice (année de base = 1973)	100	125	129	134	139		
	Revenu médian relatif	0,77	0,78	0,81	0,81	0,88		
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	23,1	16,6	8,5	9,3	4,7		

Tableau 1 (appendice) (suite) : Variations dans les conditions économiques des Canadiens selon le groupe d'âge; revenu familial des individus corrigé en fonction des équivalents adultes

Groupe d'âge	Caractéristiques	1973	1981	1986	1988	1991
Total: tous âges	Nombre de personnes (en milliers)	20 805	23 814	24 807	25 347	26 495
	Revenu avant impôts et transferts					
	Revenu médian (1991 \$ 000)	18,2	22,4	22,4	23,4	22,1
	Indice (année de base = 1973)	100	123	123	129	121
	Revenu médian relatif	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	21,5	21,1	24,4	23,8	25,6
	Revenu après impôts et transferts					
	Revenu médian (1991 \$ 000)	16,9	20,8	20,7	21,4	20,6
	Indice (année de base = 1973)	100	123	122	126	122
	Revenu médian relatif	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	% au-dessous de 50 % du rev. méd.	14,3	12,3	12,1	11,5	11,5

Tableau 2 (appendice) : Résultats de la régression logistique de la probabilité qu'un enfant vive dans une famille dont le revenu est au-dessous de 50 % du revenu disponible médian

de 0 à 6 ans

	coefficient		coefficient		coefficient		coefficient	
	1973	t	1981	t	1988	t	1991	t
coord. à l'origine	-2,438	-19,97	-1,469	-14,92	-1,008	-8,93	-0,947	-8,91
<u>Scolarité</u>								
élémentaire	0,832	11,45	1,093	13,54	0,765	6,87	0,554	5,12
secondaire								
coll./partie univ.	-0,623	-5,13	-0,642	-6,80	-0,422	-4,86	-0,577	-6,91
dipl. univ.	-1,625	-7,29	-0,732	-5,97	-0,817	-6,60	-0,829	-7,53
<u>Âge de la famille</u>								
<= 26								
27 à 34	-0,700	-7,14	-0,722	-8,40	-1,097	-11,40	-0,604	-6,35
35 à 44	-0,659	-6,14	-0,704	-7,02	-1,717	-15,26	-0,886	-8,36
45 à 54	-0,149 *	-1,03	-0,221 *	-1,34	-1,237	-6,24	-0,538	-2,78
55 +	0,073 *	0,25	-0,187 *	-0,67	-2,371	-5,92	-2,181	-6,27
<u>Nombre de salariés/type de famille</u>								
mono/ aucun sal.	4,852	18,18	4,397	17,43	4,108	18,31	2,478	21,60
mono/ 1 salarié	2,120	15,02	1,363	11,71	1,633	14,78	1,482	14,25
bipar./aucun sal.	3,638	14,04	3,809	13,24	3,870	13,08	2,524	17,41
bipar./ 1 salarié								
bipar./ 2+ sal.	-0,791	-9,91	-1,214	-16,87	-1,362	-17,54	-1,409	-18,70
<u>Nombre d'enfants</u>								
1								
2	0,501	4,18	0,141 *	1,55	0,425	4,23	0,015 *	0,18
3	1,075	8,40	0,713	7,14	1,307	11,62	0,533	5,54
4 ou plus	2,168	16,84	1,302	10,84	2,001	14,93	1,156	9,77
Taille de l'échantillon	10 078		11 704		10 559		11 310	
Modèle chi carré	2 577,63		2 868,48		3 522,35		3 218,81	

* - non significatif

Tableau 2 (appendice) (suite) : Résultats de la régression logistique de la probabilité qu'un enfant vive dans une famille dont le revenu est au-dessous de 50 % du revenu disponible médian

de 7 à 14 ans

	coefficient		coefficient		coefficient		coefficient	
	1973	t	1981	t	1988	t	1991	t
coord. à l'origine	-1,909	-11,68	-1,034	-6,34	-0,703	-3,30	-0,458	-2,14
<u>Scolarité</u>								
élémentaire	0,854	15,57	0,872	1,93	0,726	8,18	0,513	5,58
secondaire								
coll./partie univ.	-0,658	-6,23	-0,773	-7,84	-0,559	-6,34	-0,674	-7,61
dipl. univ.	-2,575	-9,57	-1,247	-8,62	-1,327	-10,06	-1,027	-8,94
<u>Âge de la famille</u>								
<= 26								
27 à 34	-0,841	-5,49	-0,940	-6,13	-1,071	-5,23	-1,100	-5,30
35 à 44	-0,679	-4,80	-1,253	-8,52	-1,452	-7,24	-1,177	-5,81
45 à 54	-0,397	-2,74	-0,878	-5,61	-1,157	-5,42	-1,220	-5,65
55 +	0,014 *	0,08	-0,543	-2,66	-1,226	-4,45	-0,693	-2,59
<u>Nombre de salariés/type de famille</u>								
mono/ aucun sal.	3,890	15,78	3,967	18,35	3,951	18,81	2,740	20,38
mono/ 1 salarié	0,989	7,24	0,857	8,37	0,844	7,90	0,421	4,12
bipar./ aucun sal.	3,593	19,25	3,667	16,90	3,360	17,83	2,496	15,22
bipar./ 1 salarié								
bipar./ 2+ sal.	-0,929	-16,89	-1,361	-20,53	-1,179	-15,36	-1,332	-18,60
<u>Nombre d'enfants</u>								
1								
2	0,267	2,58	0,294	3,26	0,217	2,27	0,109 *	1,26
3	0,812	7,89	0,821	8,66	0,807	7,62	0,554	5,83
4 ou plus	1,841	18,72	1,436	13,57	1,665	13,97	1,338	12,32
Taille de l'échantillon	14 175		13 734		11 821		12 450	
Modèle chi carré	3 696,33		3 446,87		3 026,36		2 894,87	

* - non significatif

Appendice B : La probabilité qu'un enfant vive dans une famille à faible revenu en 1973, 1981, 1988 et 1991

Pour faciliter l'interprétation, les probabilités réelles qu'un enfant vive dans une famille à faible revenu, selon les caractéristiques de la famille, sont calculées ci-après. Pour toute variable donnée (p. ex., la scolarité), le changement dans les probabilités, à tous les niveaux de scolarité, est calculé à la valeur moyenne des autres variables de l'équation. Les probabilités relatives (c'est-à-dire relatives à un certain groupe de référence) sont aussi indiquées, et ce qui est peut-être encore plus intéressant, les changements dans les probabilités relatives dans le temps.

Nous nous intéressons à ces probabilités pour deux raisons. Premièrement, parce qu'elles présentent de l'information sur l'association entre le fait de vivre dans un type particulier de famille et le risque d'avoir un faible revenu. Elles indiquent aussi comment cette association a changé avec le temps. Deuxièmement, le changement souvent draconien survenu dans la composition démographique des familles, que nous avons souligné dans le texte principal, aura une influence sur le taux de faible revenu seulement s'il y a une variation significative dans ce taux au sein des groupes démographiques. Il est clair qu'il en existe une.

- Par exemple, en 1991, un enfant dans une famille dont le plus haut salarié possédait une formation de niveau élémentaire avait 3,4 à 4,0 fois plus de chances de se retrouver dans une famille à faible revenu qu'un enfant vivant dans une famille dont le chef avait un diplôme universitaire, si nous contrôlons les autres variables.(voir le Tableau 3 (appendice))
- Les enfants vivant dans des familles (biparentales) à un seul salarié avaient 3,5 fois plus de chances d'avoir un faible revenu que ceux qui vivaient dans une famille semblable à deux salariés (en contrôlant les autres variables).
- La probabilité d'avoir un faible revenu était de 1,4 à 2,8 fois plus élevée dans les familles monoparentales à un seul salarié que dans les familles biparentales à un seul salarié.
- En 1991, les enfants vivant dans des familles comportant 4 enfants ou plus avaient 2,4 à 3,1 fois plus de chances d'avoir un faible revenu que ceux qui étaient enfant unique (en contrôlant les autres variables).

Les différences sont d'une très grande importance. Par conséquent, tout changement survenu dans la composition démographique au sein de ces groupes pourrait avoir un effet phénoménal sur la proportion totale d'enfants ayant un faible revenu.

Tableau 3 (appendice) : Probabilités relatives qu'un enfant vive dans une famille dont le revenu disponible est au-dessous de 50 % du revenu disponible médian; estimées à partir d'un modèle de régression logistique; enfants âgés de 0 à 6 ans

	1973		1981		1988		1991	
	probabilité (1)	probabilité relative (2)	probabilité (1)	probabilité relative (2)	probabilité (1)	probabilité relative (2)	probabilité (1)	probabilité relative (2)
<u>Scolarité</u>								
élémentaire	0,202	9,515	0,259	4,855	0,204	4,078	0,194	3,409
secondaire	0,099	4,672	0,105	1,965	0,107	2,130	0,121	2,135
coll ./ part. univ.	0,056	2,626	0,058	1,088	0,073	1,450	0,072	1,267
dipl. univ.	0,021	1,000	0,053	1,000	0,050	1,000	0,057	1,000
<u>Âge de la famille</u>								
<= 26	0,151	1,791	0,157	1,863	0,242	4,464	0,173	2,179
27 à 34	0,081	0,963	0,083	0,984	0,096	1,777	0,102	1,292
35 à 44	0,085	1,000	0,084	1,000	0,054	1,000	0,079	1,000
45 à 54	0,133 *	1,576	0,130 *	1,541	0,085	1,564	0,109	1,372
55 +	0,161 *	1,906	0,133 *	1,588	0,029	0,534	0,023	0,291
<u>Nombre de salariés/type de famille</u>								
mono/ aucun sal.	0,935	19,338	0,928	20,610	0,912	21,755	0,699	15,364
mono/ 1 salarié	0,483	9,984	0,383	8,502	0,467	11,127	0,462	10,153
bipar./ aucun sal.	0,810	16,751	0,877	19,488	0,891	21,255	0,709	15,573
bipar./ 1 salarié	0,101	2,083	0,137	3,043	0,146	3,481	0,163	3,587
bipar./ 2+ sal.	0,048	1,000	0,045	1,000	0,042	1,000	0,046	1,000
<u>Nombre d'enfants</u>								
1	0,045	1,000	0,071	1,000	0,051	1,000	0,080	1,000
2	0,072	1,603	0,081 *	1,139	0,076	1,490	0,081 *	1,014
3	0,121	2,698	0,136	1,900	0,165	3,251	0,129	1,613
4 ou plus	0,290	6,493	0,220	3,087	0,283	5,583	0,217	2,704

(1) Évaluée à la valeur moyenne des autres variables. On effectue ce calcul en utilisant la somme pondérée des β pour chaque famille de variables fictives, où le coefficient de pondération est la tranche de population dans cette catégorie particulière.

(2) Relative au groupe le plus bas.

* Pas de différence significative par rapport au groupe de référence utilisé dans la régression.

Tableau 3 (appendice) (suite) : Probabilités relatives qu'un enfant vive dans une famille dont le revenu disponible est au-dessous de 50 % du revenu disponible médian; estimées à partir d'un modèle de régression logistique; enfants âgés de 7 à 14 ans

	1973		1981		1988		1991	
	probabilité (1)	probabilité relative (2)	probabilité (1)	probabilité relative (2)	probabilité (1)	probabilité relative (2)	probabilité (1)	probabilité relative (2)
<u>Scolarité</u>								
élémentaire	0,240	23,683	0,195	6,899	0,193	6,478	0,180	4,003
secondaire	0,118	11,696	0,092	3,252	0,104	3,482	0,116	2,583
coll./ part. univ.	0,065	6,427	0,045	1,580	0,062	2,084	0,063	1,396
dipl. univ.	0,010	1,000	0,028	1,000	0,030	1,000	0,045	1,000
<u>Âge de la famille</u>								
<= 26	0,198	1,779	0,209	2,977	0,243	3,478	0,241	2,704
27 à 34	0,096	0,864	0,094	1,333	0,099	1,418	0,095	1,072
35 à 44	0,111	1,000	0,070	1,000	0,070	1,000	0,089	1,000
45 à 54	0,142	1,278	0,099	1,410	0,092	1,312	0,086	0,961
55 +	0,200 *	1,798	0,133	1,895	0,086	1,233	0,137	1,537
<u>Nombre de salariés/type de famille</u>								
mono/ aucun sal.	0,902	13,094	0,903	20,798	0,889	19,628	0,764	14,616
mono/ 1 salarié	0,335	4,862	0,294	6,776	0,264	5,829	0,242	4,621
bipar./aucun sal.	0,872	12,662	0,874	20,117	0,816	18,015	0,717	13,719
bipar./ 1 salarié	0,158	2,290	0,150	3,463	0,134	2,949	0,173	3,307
bipar./2+ sal.	0,069	1,000	0,043	1,000	0,045	1,000	0,052	1,000
<u>Nombre d'enfants</u>								
1	0,058	1,000	0,055	1,000	0,055	1,000	0,071	1,000
2	0,075	1,283	0,072	1,317	0,067	1,226	0,078 *	1,106
3	0,122	2,099	0,116	2,125	0,115	2,098	0,117	1,654
4 ou plus	0,281	4,813	0,196	3,576	0,234	4,285	0,224	3,182

(1) Évaluée à la valeur moyenne des autres variables. Ce calcul est effectué en utilisant la somme pondérée des β pour chaque famille de variables fictives, où le coefficient de pondération est la tranche de population dans cette catégorie particulière.

(2) Relative au groupe le plus bas.

* Pas de différence significative par rapport au groupe de référence utilisé dans la régression.

Les changements dans le risque de pauvreté associé à certains types de familles et à certaines caractéristiques du marché du travail ont été très substantiels depuis les années 70. On a enregistré une compression significative dans le risque relatif de pauvreté entre les types de familles surtout parce que la probabilité de faible revenu au sein des groupes habituellement favorisés s'est accrue. Par exemple, l'avantage relatif dont jouissaient les enfants dont les parents avaient une formation universitaire comparé à ceux dont les parents n'avaient qu'une scolarité de niveau élémentaire a diminué, pour passer d'un facteur de 10, en 1973, à un facteur de 3, en 1991. Malheureusement, cette diminution n'était pas attribuable au fait que la probabilité de faible revenu avait chuté de façon significative au sein des familles possédant une scolarité de niveau élémentaire, mais plutôt au fait qu'elle avait augmenté chez les familles ayant fait des études universitaires (passant de 2,1 %, en 1973, à 5,7 %, en 1991).

On observe la même compression dans les probabilités relatives pour les autres variables, de façon plus particulière pour le nombre d'enfants et le type de famille/nombre de salariés (voir le Tableau 3 (appendice)). Encore une fois, cette compression résulte habituellement d'une probabilité croissante de faible revenu au sein des groupes relativement favorisés, plutôt que d'un recul au sein du groupe défavorisé. Par exemple, la position relative des enfants dans les familles monoparentales à un seul salarié par rapport à ceux qui vivent dans des familles biparentales a connu une compression (passant d'un facteur de 4,8, en 1973, à 2,8, en 1991), surtout à cause des probabilités croissantes de faible revenu au sein des familles biparentales à un seul salarié¹⁵.

Les probabilités intra-groupes de faible revenu se sont accrues pour un grand nombre, en particulier pour les groupes relativement favorisés, au cours de la période. La décomposition effectuée dans le texte principal démontre la même chose. Après contrôle des changements démographiques, la fréquence de faible revenu chez les enfants semble avoir augmenté. On verra que les changements démographiques ont eu une influence très marquée sur le faible revenu, parce que ces changements ont été substantiels, comme nous l'avons souligné précédemment.

En résumé, les probabilités de faible revenu se sont accrues au sein de nombreux groupes, et la composition des enfants au sein des types de familles a changé substantiellement au cours de la période. L'influence de ces changements sur la fréquence de faible revenu est estimée dans le texte principal.

¹⁵ L'exception est la probabilité de faible revenu au sein des familles monoparentales/0 salarié. Cette probabilité a connu une chute significative, sans doute à cause de l'influence croissante du système de paiements de transfert.

Bibliographie

- BENGTSON, V. and ACHERBAUM, W., The Changing Contract Across Generations
- BETCHERMAN, G. et MORISSETTE, R., 1994, Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada, Document de recherche no 63, Direction des études analytiques, Statistique Canada
- BLANK, R., ed., 1994, Social Protection vs. Economic Flexibility, Is There a Trade-off, Chicago Press, Chicago
- BLANK, R. and CARD, D., 1993, Poverty, Income Distribution and Growth : Are They Still Connected, Brookings Papers on Economic Activity
- BOYD and PRYOR, 1989, "The Cluttered Nest : living arrangements of young Canadian adults", Canadian Journal of Sociology, 15:4, pg. 463-79
- DAVIS, S., 1992, "Cross-Country Patterns of Change in Relative Wages", National Bureau of Economic Research Working Paper # 4085
- DOOLEY, M., 1993, Women, Children and Poverty in Canada, May, Department of Economics, McMaster University, Mimeo
- FREEMAN, 1994, Working Under Different Rules, N.Y. Russell Sage
- GOTTSCHALK, P. and DANZIGER, S., 1993, Family Structure, Family Size and Family Income: Accounting for Changes in the Economic Well Being of Children, 1968-1986, in Uneven Tides, Rising Inequality in America, Danziger and Gottschalk, eds
- HANRATTY, M. J. and BLANK, R. M., 1992, Down and Out in North America : Recent Trends in Poverty Rates in the United States and Canada, The Quarterly Journal of Economics, February
- HAVEMAN, R. and BURON, L., 1993, Escaping Poverty Through Work : The Problem of Low Earnings Capacity on the United States, 1973-88, Review of Income and Wealth, June
- HUM, D. et SIMPSON, W., 1991, Soutien du revenu et propension au travail : l'expérience canadienne Mincome, Conseil économique du Canada
- LOVE, R. AND POULIN, S., 1992, "Family Income Inequality in the 1980s", Canadian Economic Observer, September, Statistics Canada, Ottawa
- MOFFIT, R. A., 1990, The Distribution of Earnings and the Welfare State, in A Future of Lousy Jobs, G. Burtless, ed., The Brookings Institute, Washington

- MORISSETTE, R., MYLES, J. and PICOT, G., 1994, Earnings Inequality and the Distribution of Working Time in Canada, Canadian Business Economics, Spring
- MYLES, J., PICOT, G. et WANNELL, T., 1988, Les salaires et les emplois au cours des années 80 : évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne, Document de recherche no 17, Direction des études analytiques, Statistique Canada
- MURRAY, C., 1984, Losing Ground, American Social Policy N.Y. Basic Books
- OECD, 1993, Earnings Inequality : Changes in the 1980s, in Employment Outlook, Paris
- OECD, 1994, «Les nouvelles orientations de la politique sociale», Étude de politique sociale n° 12, Paris
- OSBERG, L., 1986, Behavioral Responses in the Context of Socio-Economic Micro Analytic Simulation, Document de recherche n° 1, Directeur des études analytiques, Statistique Canada
- SARGEANT, T.C., 1995, An Index of the Generosity of Unemployment Insurance, University of British Columbia, June
- SHARIF, N. and PHIPPS, S., 1994, “The Challenge of Child Poverty”, Canadian Business Economics, Vol. 2, No. 3, Spring
- STATISTIQUE CANADA, 1993, Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, publication no 13-207 au catalogue, Statistique Canada
- WOLFSON, M., 1986, Stasis Amid Change : Income Inequality in Canada, 1965-1983, Review of Income and Wealth, December
- WOLFSON, M. et EVANS, J., 1992, Seuils de faible revenu de Statistique Canada: problèmes et possibilités méthodologiques, Statistique Canada