

# Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada

par Miles Corak\* et Andrew Heisz\*\*

No. 89

11F0019MPF No. 89

ISSN: 1200-5231

ISBN: 0-662-94646-7

24F Immeuble R.H. Coats, Ottawa, K1A 0T6  
Analyse des entreprises et du marché du travail

\* (613) 951-9047 Internet: coramil@statcan.ca

\*\* (613) 951-3748

Télécopieur: 1 (613) 951-5403

Vous pouvez vous procurer une copie du document par internet: [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)

Le 24 janvier 1996

*Voici la version révisée et abrégée de Corak et Heisz (1995). Ce document a été présenté à la Troisième conférence annuelle sur la politique économique intitulée «Croissance économique et l'inégalité des revenus», qui s'est tenue à l'Université Laurentienne, en mars 1995, et aux réunions de l'Association canadienne d'économie qui ont eu lieu à l'UQAM, en juin 1995. Les auteurs remercient Stephen Jenkins, Harry Paarsch, Garnet Picot, Wayne Simpson, Brenda Spotton et les participants aux colloques qui sont membres de la Direction des études analytiques de Statistique Canada pour leurs commentaires sur le document original, ainsi que Linda Standish et André St-Louis de la Division des données régionales et administratives pour leurs contributions à la création de l'ensemble de données.*

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

*Also available in English*

## RÉSUMÉ

Dans le présent document, on se sert de données administratives du système fiscal afin 1) de documenter l'étendue de la mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada et 2) d'évaluer la position désavantageuse sur le plan du revenu (à l'âge adulte) liée au fait d'avoir grandi dans un ménage à faible revenu. Nous avons constaté l'existence d'une mobilité intergénérationnelle considérable parmi ceux qui touchent un revenu moyen, et que la transmission du statut économique est importante aux extrémités supérieures et inférieures de l'échelle des revenus. De plus, le père d'environ un tiers de ceux qui occupent le quartile inférieur occupaient la même place dans l'échelle des revenus. De fait, l'avantage sur le plan du revenu de ceux dont le père se trouvait dans le décile supérieur par rapport à quelqu'un dont le père était dans le décile inférieur est de l'ordre de 40 %. Nous traitons également de l'incidence politique de ces conclusions, ainsi que de quelques-unes de leurs limites et de la direction que devrait prendre les recherches futures.

MOTS CLÉS - Mobilité intergénérationnelle du revenu, pauvreté, Canada

Pourquoi la «pauvreté des enfants» éveille-t-elle, comme problème politique, des résonances aussi grandes par rapport à la «pauvreté» tout court? On pourrait répondre, de façon cynique, que la notion de pauvreté «des enfants» crée une classe politiquement acceptable de pauvres «méritants», qui incite à mettre à l'agenda l'adoption de politiques redistributives qui, autrement, ne se verraient pas accorder autant d'importance. La «pauvreté des enfants» constitue davantage un slogan servant à la mise en oeuvre d'une politique de redistribution des revenus qu'un concept formel destiné à orienter son élaboration. Il existe, cependant, au moins deux raisons de douter de cette approche. La première est que, même si les familles qui ont des enfants sont la minorité chez les pauvres, elles peuvent néanmoins représenter une fraction disproportionnée de ceux dont la pauvreté est persistante. Autrement dit, même si bon nombre de familles peuvent connaître la pauvreté pendant une brève période, ce sont celles qui ont des enfants et spécialement les familles monoparentales qui tendent à traverser des périodes prolongées de faible revenu. L'autre raison, qui a grandement motivé le présent document, est que l'appartenance, étant enfant, à une famille à faible revenu peut avoir des conséquences à long terme. Cela prédispose, en effet, ceux qui sont issus d'une famille pauvre à être pauvres toute leur vie : la pauvreté des enfants engendre la pauvreté des enfants. Celle-ci représente, en ce sens, un élément important de la création d'une «classe marginale» ou d'une «culture de la pauvreté», et doit, comme tel, être au centre de l'élaboration des politiques (Kesselman, 1994).

En général, on peut se poser les questions suivantes. Dans quelle mesure les personnes «héritent-elles» de leur statut économique? Quel est l'avantage économique de naître dans une famille riche? Dans quelle mesure le faible revenu se transmet-il aux générations suivantes? Nous ne le savons pas vraiment, de sorte que les politiques publiques en matière de pauvreté des enfants reposent non pas tant sur des faits établis que des hypothèses implicites.

Ces questions, qui se rapportent à ce que nous appelons la «mobilité intergénérationnelle du revenu», correspondent aux deux sujets d'étude principaux du présent document. Si la mobilité intergénérationnelle du revenu a fait l'objet de nombreuses études aux États-Unis et en Europe, il n'existe pas, à notre connaissance, de documentation comparable au Canada. Une bonne part du travail actuel en ce domaine, qui est examiné brièvement dans la prochaine section, utilise des données longitudinales, si bien que le manque de données est probablement ce qui explique le mieux la pauvreté de la recherche canadienne. Nous pouvons, toutefois, surmonter cette limitation en faisant appel aux données administratives du système fiscal. Nos résultats, qui sont exposés dans la seconde section du document, sont fondés sur le rapport qui existe entre les revenus d'une cohorte d'hommes canadiens qui avaient de 16 à 19 ans en 1982 et qui vivaient dans des ménages où le père était présent cette année-là. Notre analyse se limite aux pères et aux fils en partie afin de suivre la documentation actuelle en ce domaine, mais aussi afin de tenir compte du fait que nous tentons d'élaborer une méthode rigoureuse pouvant s'appliquer aux femmes et aux ménages dirigés par une femme seule. Il faut d'abord reconnaître, toutefois, qu'il reste beaucoup à faire, et que la conclusion de notre document renferme des orientations que nous considérons importantes pour notre recherche dans l'avenir. Nous en sommes venus principalement à la conclusion qu'il y a, au Canada, une mobilité intergénérationnelle importante de la situation économique des hommes, et ce bien plus que ne le montrent les études menées aux États-Unis et au Royaume-Uni. Néanmoins, nous avons constaté que le fait d'être né d'un père dont le revenu se situait aux extrémités de l'échelle des

revenus procure un avantage économique important à ceux qui viennent d'une famille très riche par rapport à ceux qui viennent d'une famille à très faible revenu. Ceux dont le père avait un revenu moyen (au sens large) connaissent des changements de situation économique qui leur assurent une égalité des chances. Nous avons également observé que le rapport entre le revenu du père et celui du fils à l'âge adulte n'est pas linéaire. En effet, une faible augmentation du revenu du père ne se traduit pas par une amélioration appréciable des perspectives du fils pour ce qui est des dix pour cent inférieurs de l'échelle des revenus. Le bénéfice le plus important, à cet égard, se trouve en augmentant légèrement le revenu des familles dont le revenu se situe entre ce niveau et approximativement le revenu moyen.

### **Examen des méthodes et des résultats**

La documentation actuelle examine l'étendue de la mobilité intergénérationnelle du revenu de deux façons complémentaires : en élaborant une matrice de transition qui reflète le lien entre la place de l'enfant dans l'échelle des revenus (à l'âge adulte) à celle du parent (pendant qu'il élevait son enfant), et en estimant la corrélation entre le revenu de l'enfant et celui du parent.

Les deux méthodes sont essentiellement descriptives. La définition d'une matrice de transition repose sur la division de la population en groupes d'égale taille classés par ordre de revenu. On présente ensuite la distribution des parents et des enfants dans ces groupes. La matrice de transition à partir des quartiles est la plus fréquente dans la documentation, mais des quantiles moins étendus peuvent également être instructifs. À titre d'exemple, Atkinson (1981) présente la matrice suivante qui utilise des données britanniques. Les éléments qui se trouvent le long de la diagonale de la matrice indiquent la probabilité que le fils occupe, une fois adulte, la même place que celle qui était occupée par son père dans l'échelle des revenus, tandis que les éléments qui sont au-dessus de la diagonale montrent des probabilités de mobilité descendante et ceux qui sont au-dessous révèlent des probabilités de mobilité ascendante. Si l'égalité des chances était complète, la valeur de chacun des éléments de la matrice serait de 0,25. Même si ce n'est manifestement pas le cas, il existe néanmoins un certain degré de mobilité : au moins le tiers des enfants nés d'un père du quartile inférieur ont atteint la moitié supérieure de l'échelle des revenus. Il est également clair, cependant, que la mobilité est moindre au sommet et au bas de l'échelle, les fils des pères se trouvant aux deux extrémités de l'échelle des revenus étant bien plus susceptibles d'occuper la même place à l'âge adulte que ceux dont le revenu du père se situe dans le deuxième et le troisième quartiles. En outre, il semble plus probable de passer de «pauvre à riche» que le contraire. Même si un tiers de ceux nés dans le quartile inférieur ont monté de deux classes ou plus, seulement le cinquième de ceux issus du quartile supérieur ont descendu de deux classes ou plus.

QUARTILE	FILS				
	<i>Supérieur</i>	<i>Troisième</i>	<i>Deuxième</i>	<i>Inférieur</i>	
<b>PÈRES</b>	<i>Supérieur</i>	0,50	0,29	0,15	0,06
	<i>Troisième</i>	0,19	0,27	0,36	0,18
	<i>Deuxième</i>	0,17	0,25	0,26	0,32
	<i>Inférieur</i>	0,14	0,19	0,23	0,44

En général, les chiffres sont les mêmes aux États-Unis, sauf que la mobilité  $y$  semble plus grande dans le quartile supérieur. Ainsi, dans la matrice de transition qu'utilise Peters (1992), les fils nés de pères dont le revenu se situe dans le quartile supérieur ont moins tendance à s'y retrouver aussi, et davantage à tomber dans le quartile inférieur. Alors que les enfants des riches ont nettement tendance à être riches eux aussi, les enfants de pères pauvres ont une nette tendance à être pauvres à leur tour.

QUARTILE	FILS				
	<i>Supérieur</i>	<i>Troisième</i>	<i>Deuxième</i>	<i>Inférieur</i>	
<b>PÈRES</b>	<i>Supérieur</i>	0,40	0,25	0,20	0,15
	<i>Troisième</i>	0,29	0,29	0,24	0,18
	<i>Deuxième</i>	0,19	0,27	0,29	0,26
	<i>Inférieur</i>	0,12	0,19	0,28	0,42

La deuxième méthode est fondée sur l'évaluation d'un modèle autorégressif et complète l'utilisation des matrices de transition. Elle permet de calculer les avantages, sur le plan du revenu, d'avoir un père au revenu élevé. Quant au revenu du fils, il est exprimé comme une fonction (linéaire) du revenu du père. Si  $Y$  représente le revenu permanent (généralement exprimé sous forme logarithmique),  $t$  la génération du fils, et  $t-1$  la génération du père, on utilisera le modèle standard suivant :

$$Y_i(t) = \beta_0 + \beta_1 Y_i(t-1) + \varepsilon_i \quad (1)$$

où les données correspondent au niveau individuel,  $i$  représente la paire père-fils, et  $\varepsilon_i$  une composante aléatoire. Le terme constant représente le changement de revenu commun à la génération  $t$ , tandis que le coefficient  $\beta_1$  indique dans quelle mesure les niveaux de revenu sont en rapport avec ceux des pères, soit l'étendu de la mobilité intergénérationnelle.

Les études qui adoptent cette méthode visent principalement à évaluer  $\beta_1$  avec précision. Si  $\beta_1$  est inférieur à un, la répartition des revenus présente une régression vers la moyenne; tant que les pères dont le revenu est au-dessus (ou au-dessous) de la moyenne auront des enfants dont le revenu est au-dessus (ou au-dessous) de la moyenne, l'écart par rapport à la moyenne ne sera pas aussi grand. Cette situation n'est pas surprenante dans les sociétés industrialisées avancées. Si ce n'était pas le cas, le revenu total, au sein d'une économie, finirait par appartenir à seulement quelques personnes. Toutefois, plus la valeur de  $\beta_1$  est grande (même si elle est inférieure à un), plus le fils a de chance, adulte, d'être dans la même situation économique que son père, et plus la persistance à l'intérieur des niveaux de revenu intergénérationnels est

grande. Même si la valeur de  $\beta_1$  est faible, cela comporte des avantages importants pour les enfants des mieux nantis. Si, par exemple, les niveaux de revenu mis en rapport ci-dessus sont exprimés sous forme de logarithmes naturels,  $\beta_1$  représente alors l'élasticité du revenu de l'enfant par rapport à celui du parent, et l'avantage sur le plan du revenu qui est lié au fait d'avoir un père dont le revenu se situe dans le quintile supérieur par rapport à celui qui a un père dont le revenu se situe dans le quintile inférieur, selon différentes valeurs de  $\beta_1$ , est le suivant :<sup>1</sup>

$\beta_1$	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
Avantage sur le plan du revenu	14 %	31 %	50 %	71 %	96 %

Une valeur de  $\beta_1$  de seulement 0,1 signifie que les enfants qui sont nés de parents appartenant au quintile supérieur auront, en moyenne, un revenu 14 % supérieur à celui des enfants nés de parents appartenant au quintile inférieur. Cette différence correspond à environ deux années d'études de plus, soit environ la différence de revenu entre les hommes et les femmes qui est imputable à la discrimination (sinon plus), et presque le double de l'avantage lié au fait d'avoir un emploi protégé par une convention collective, par rapport à un emploi non protégé. Toutefois, avec une valeur aussi faible, l'avantage sur le plan du revenu serait annulé en moins d'une génération, de sorte que le revenu d'une personne serait indépendant de celui de ses grands-parents. Lorsque la valeur de  $\beta_1$  est supérieure, l'avantage du riche, sur le plan du revenu, est bien plus important que tout autre déterminant du revenu qu'on trouve dans la documentation empirique. Il est clair que ce paramètre constitue un indicateur très important du fonctionnement du marché du travail.

Bien que des modèles comme celui de l'équation (1) aient été utilisés avec des données de nombreux pays, les études les plus complètes sont celles qui ont été réalisées à l'aide de données américaines. Les travaux de Behrman et Taubman (1990), Peters (1992), Solon (1992) et Zimmerman (1992) sont des exemples récents, alors que Becker et Tomes (1986) résument les études précédentes qui ont été menées dans plusieurs pays et aux États-Unis. Cette dernière étude évalue à 0,2 la valeur générale de  $\beta_1$ . Leurs résultats ont, toutefois, été critiqués du fait qu'ils sont faussés par des erreurs de mesure et de sélection des échantillons.<sup>2</sup> Behrman et Taubman (1990) et Solon (1992) tiennent compte de ces problèmes et estiment la valeur de  $\beta_1$  à environ 0,4. Behrman et Taubman présentent une valeur aussi élevée que 0,6.

<sup>1</sup> En 1981, au Canada, le rapport entre le revenu moyen des hommes (qui travaillent à temps plein à l'année) du quintile supérieur et celui des hommes du quintile inférieur était de 3,84. C'est ce rapport qui est utilisé pour obtenir les résultats du tableau.

<sup>2</sup> Il est important, lorsqu'on évalue l'équation (1), de mesurer le revenu permanent du parent. L'emploi d'une mesure qui ne tient pas compte des fluctuations temporaires ou des erreurs de déclaration faussera la valeur estimative de  $\beta_1$  à la baisse, surtout si l'échantillon est excessivement homogène. Atkinson, Maynard et Trinder (1983), Jenkins (1987) et Solon (1989, 1992) soulignent ces erreurs systématiques.

Zimmerman (1992) fait, en outre, état d'une valeur de 0,4, tandis qu'avec les mêmes données Peters (1992) en arrive à des valeurs comprises entre 0,1 et 0,2. Ailleurs dans le monde, la recherche est plus limitée. À l'aide des données obtenues pour une seule ville britannique, Atkinson (1981) estime la valeur de  $\beta_1$  à environ 0,4. Gustafsson (1994) et Björklund et Jänti (1993) analysent, quant à eux, des données suédoises qui leur permettent d'en arriver à des estimations de 0,2 et 0,25 respectivement.

La matrice de transition offre l'avantage de donner une description plus détaillée de la mobilité. Les exemples précédents, qui ressemblent à d'autres qu'on trouve dans la documentation, indiquent clairement la structure non linéaire de la mobilité. Des chercheurs ont également observé, en étudiant des modèles d'autorégression, la possibilité de structures non linéaires de ce genre. Solon (1992) ajoute le carré du revenu du père à l'équation (1), mais constate, surtout à cause de la petite taille de son échantillon, que cet ajout n'est pas significatif, ce qui contraste avec les résultats de Behrman et Taubman (1990). Dans une spécification analogue, ceux-ci constatent que seul le terme quadratique est significatif et que, par conséquent, l'élasticité augmente avec le revenu des parents. Utilisant le carré et le cube du revenu, Peters (1992) observe qu'ils sont conjointement significatifs, mais elle ne fournit pas d'estimations du coefficient ni d'analyse détaillée de la nature des relations non linéaires.

Il est à noter que l'étendue de la documentation n'est pas aussi grande que le nombre d'études le laisse supposer. En effet, les données de toutes les enquêtes américaines reposent sur seulement deux enquêtes différentes [*Panel Study of Income Dynamics* (PSID) et *National Longitudinal Survey* (NLS)] et sur des échantillons pouvant être assez petits. À titre d'exemple, Solon (1992) utilise un échantillon de 348 paires père-fils de la PSID, tandis que Zimmerman (1992) en utilise 876 de la NLS. Cooper *et al.* (1993) limitent, enfin, la taille de certains échantillons à moins de 100 observations. Étant donné que la plupart des chercheurs utilisent les mêmes ensembles de données, la petite taille des échantillons, compte tenu des problèmes de spécification et de mesure, contribue à la grande diversité des estimations obtenues. Dans d'autres pays, les études emploient également de petits échantillons qui ne sont pas nécessairement représentatifs de l'ensemble de la population.

Le plus frappant, à notre avis, est sans doute le manque d'analyses canadiennes faisant appel à l'une de ces méthodes. À notre connaissance, aucun économiste canadien n'a étudié la question de la mobilité intergénérationnelle du revenu, et malgré leur nombre, les études sociologiques traitent de la «mobilité sociale» et s'intéressent aux changements d'ordre professionnel ou au niveau de scolarité qui différencient les parents des enfants. On peut citer celles de Béland (1987), Creese, Guppy et Meissner (1991), Fournier, Butlin et Giles (1995), Isajiw, Sev'er et Driedger (1993) ainsi que McRoberts et Selbee (1981). Quant à celle de Boyd *et al.* (1981), elle comporte une analyse dont l'esprit se rapproche le plus de celles des études susmentionnées. On y traite, en effet, de la corrélation qui existe entre le rendement scolaire et le statut professionnel des pères ainsi que leurs fils et leurs filles stratifiés selon l'origine ancestrale et la langue. Ceci dit, nous savons que la faiblesse du revenu est liée à de nombreux problèmes qui risquent de déterminer négativement les perspectives de revenu dans l'avenir. Ross (1995), par exemple, établit un rapport entre la pauvreté des enfants et l'insuffisance de

poids à la naissance, le mauvais état de santé en général ainsi que les taux de décrochage scolaire, de grossesse et de toxicomanie, qui sont plus élevés chez les adolescents.

### Quelques résultats

Contrairement à ce qu'on trouve le plus souvent dans la documentation, nos données sur le revenu d'emploi proviennent de dossiers administratifs. Cela dégage, ainsi, notre analyse de plusieurs limites quant à l'utilisation des données d'enquêtes. Notre échantillon est très vaste; de plus, il est représentatif de la population et n'est pas exposé aux problèmes d'extinction ou aux erreurs de déclaration. Nous examinons une cohorte d'hommes âgés de 16 à 19 ans, en 1982, qui ont déposé un rapport d'impôt entre 1982 et 1986 (pendant qu'ils habitaient chez leurs parents) et dont le «père» était au foyer au cours de l'année de leur déclaration.<sup>3</sup> Il faut utiliser 1982 comme année de départ parce que c'est la première année où les dossiers d'impôt permettent d'établir des rapprochements entre les membres d'une même famille. Ces rapprochements sont le fruit, en partie, de l'élaboration du fichier familial T1 (T1FF) par la Division des données régionales et administratives de Statistique Canada (Harris et Lucacia, 1994). Grâce au T1FF, nous pouvons également identifier les pères et les fils, et retracer le revenu des pères jusqu'en 1978, et celui des fils, alors âgés de 27 à 30 ans, jusqu'en 1993. Pour être retenus dans l'échantillon, les fils doivent avoir fait une déclaration d'impôt en 1993 et ne pas avoir été aux études à temps plein. Les données représentent assez bien la population des personnes appartenant à ce groupe d'âge. (Nous retenons environ 85 pour cent des sujets de cette cohorte.) Le revenu se définit comme le revenu brut de toute provenance (y compris les transferts gouvernementaux) exprimé en dollars constants de 1986.<sup>4</sup>

Corak et Heisz (1995) présentent une étude détaillée des données et des nombreuses questions techniques liées à leur utilisation. Nous nous efforçons, ici, de présenter les résultats les plus fiables de ce très long document technique. L'ensemble de données qui a servi à les obtenir comporte 440 929 paires père-fils, le revenu du père étant celui qu'il a gagné en moyenne au cours des cinq années allant de 1978 à 1982, et le revenu du fils celui qu'il a gagné en 1993. L'utilisation de la moyenne sur cinq ans, comme mesure du revenu du père, sert à limiter l'incidence des chocs transitoires et à évaluer le mieux possible le revenu permanent. Cette considération ne s'applique, toutefois, qu'aux pères. Nous tenons compte, enfin, du fait que les sujets de notre échantillon, particulièrement les pères, en sont à des stades différents de leur cycle de vie.<sup>5</sup>

---

<sup>3</sup> Le «père» n'est pas nécessairement le père biologique; mais plutôt l'homme qui est chef du ménage.

<sup>4</sup> Certains rajustements mineurs quant au revenu des pères visent à reconnaître des déductions de dépenses dont ne bénéficiaient pas les fils en raison des modifications de la structure fiscale. Les prestations d'assistance sociale sont le principal élément du revenu qui manque à ces données. Nous planifions, dorénavant, d'utiliser des définitions différentes du revenu : après versement des transferts, revenu familial, et revenu familial fondé sur l'examen des besoins.

<sup>5</sup> Les données utilisées proviennent, plus précisément, des résidus de la régression  $Y_i = \gamma_0 + \gamma_1(\text{âge}) + \gamma_2(\text{âge})^2$ , où  $i$  représente la paire père-fils, et  $Y$  le niveau de revenu (exprimé en dollars constants de 1986). La moyenne d'âge des pères, en 1980, était de 46 ans.

Le tableau 1 illustre une matrice de transition à partir des quartiles. Bien qu'on y retrouve les structures générales observées aux États-Unis et au Royaume-Uni, elle semble indiquer une mobilité intergénérationnelle du revenu plus grande au Canada. La plupart des valeurs de la matrice sont plus près de 0,25 que dans les deux autres pays.<sup>6</sup> Ceux dont le revenu du père se situe aux extrémités de l'échelle des revenus tendent certainement davantage à avoir un revenu qui se situe lui aussi aux extrémités, mais pas dans la même mesure qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni. Le revenu de près de 36 % des fils nés de pères du quartile supérieur se trouve également dans ce quartile, contre 50 % au Royaume-Uni et 40 % aux États-Unis. Les mêmes chiffres, à l'extrémité inférieure de l'échelle des revenus, sont respectivement de 33 %, 44 % et 42 %. De fait, il semble moins probable de passer de la pauvreté à la richesse que le contraire. Par contraste, le centre de l'échelle des revenus se caractérise par une mobilité presque parfaite. Cela est également vrai aux États-Unis et au Royaume-Uni, mais encore plus au Canada.

**Tableau 1 : MOBILITÉ INTERGÉNÉRATIONNELLE PAR QUARTILE DE REVENU**

QUARTILE	FILS				
	<i>Supérieur</i>	<i>Troisième</i>	<i>Deuxième</i>	<i>Inférieur</i>	
<b>PÈRES</b>	<i>Supérieur</i>	0,358	0,252	0,193	0,197
	<i>Troisième</i>	0,275	0,268	0,237	0,220
	<i>Deuxième</i>	0,209	0,259	0,274	0,258
	<i>Inférieur</i>	0,158	0,221	0,296	0,325

Données corrigées pour le cycle de vie obtenues de l'échantillon complet des pères et des fils (440 929 observations).

Indice d'immobilité = 0,3066.

<sup>6</sup> Cette situation est également illustrée par l'indice d'immobilité de ces matrices, qui est défini comme le rapport entre la somme des éléments qui se trouvent le long de la diagonale et la somme de tous les éléments. Il représente, ainsi, la probabilité que le fils occupe la même place que son père. Si la mobilité était parfaite, cet indice serait de 0,25, et de 1 s'il n'y avait aucune mobilité. Voici les chiffres réels : Royaume-Uni (0,3675), États-Unis (0,350), Canada (0,3066). On peut aussi montrer, d'après la méthode que propose Atkinson (1981), que, pour toute fonction du bien-être social, la matrice de transition qui est utilisée pour le Canada est supérieure à celles dont on se sert pour les États-Unis et le Royaume-Uni. En même temps, on doit aussi insister sur le fait que les matrices de transition sont définies à partir de données de types très différents, et pas toujours comparables. Les données du Royaume-Uni proviennent de la reprise d'une enquête qui a été réalisée en 1950 pour la ville de York, et ne sont pas nécessairement représentatives du pays dans son ensemble. Pour leur part, les données américaines reposent sur une enquête longitudinale pouvant incorporer des erreurs systématiques de rappel et d'attrition. Comme telles, ces comparaisons entre pays doivent être considérées comme suggestives et non conclusives.

**Tableau 2 : MOBILITÉ INTERGÉNÉRATIONNELLE PAR DÉCILE DE REVENU**

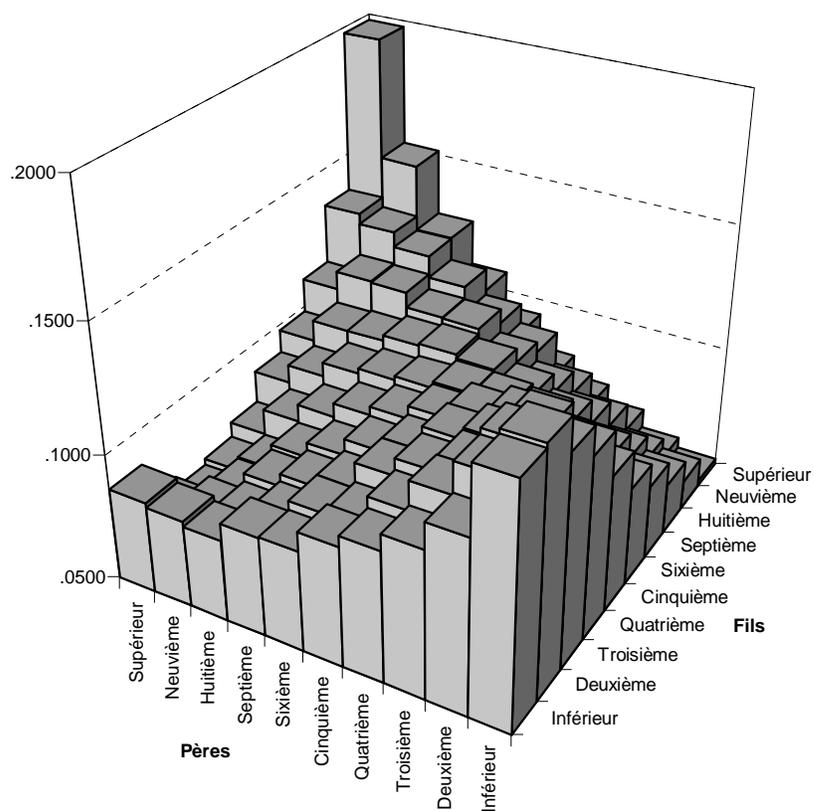
DÉCILE		FILS									
		<i>Sup.</i>	<i>9<sup>e</sup></i>	<i>8<sup>e</sup></i>	<i>7<sup>e</sup></i>	<i>6<sup>e</sup></i>	<i>5<sup>e</sup></i>	<i>4<sup>e</sup></i>	<i>3<sup>e</sup></i>	<i>2<sup>e</sup></i>	<i>Inf.</i>
<b>PÈRES</b>	<i>Sup.</i>	0,198	0,135	0,111	0,098	0,088	0,075	0,069	0,067	0,071	0,086
	<i>9<sup>e</sup></i>	0,152	0,131	0,119	0,106	0,096	0,086	0,075	0,075	0,077	0,084
	<i>8<sup>e</sup></i>	0,126	0,125	0,118	0,106	0,101	0,092	0,085	0,083	0,080	0,082
	<i>7<sup>e</sup></i>	0,108	0,117	0,112	0,109	0,103	0,098	0,091	0,088	0,086	0,089
	<i>6<sup>e</sup></i>	0,093	0,106	0,112	0,110	0,105	0,101	0,098	0,093	0,093	0,090
	<i>5<sup>e</sup></i>	0,079	0,098	0,102	0,108	0,107	0,106	0,103	0,103	0,096	0,097
	<i>4<sup>e</sup></i>	0,071	0,085	0,094	0,102	0,107	0,111	0,113	0,110	0,106	0,102
	<i>3<sup>e</sup></i>	0,064	0,076	0,086	0,096	0,106	0,115	0,117	0,116	0,117	0,108
	<i>2<sup>e</sup></i>	0,057	0,066	0,076	0,087	0,099	0,111	0,127	0,131	0,129	0,118
	<i>Inf.</i>	0,052	0,062	0,070	0,080	0,089	0,104	0,121	0,133	0,145	0,144

Données corrigées pour le cycle de vie fournies par l'échantillon complet des pères et des fils, lors de 440 929 observations.

Pour l'essai d'une valeur différant passablement de 0,1, l'intervalle de confiance à 95 % est de 0,103 à 0,097.

Indice d'immobilité = 0,1268.

**Figure 1 : MATRICE DE TRANSITION PAR DÉCILE DE REVENU**



Une désagrégation plus fine révèle de nettes dissymétries aux extrémités de l'échelle des revenus. C'est ce que montre la matrice de transition à partir de déciles, qui est présentée au Tableau 2 et illustrée par le graphique de la Figure 1. Presque 20 % de ceux dont le revenu du père se situe dans le décile supérieur de l'échelle des revenus ont également un revenu qui les place dans ce décile, alors que 14 % de ceux qui sont nés dans le décile inférieur y restent. Exactement un tiers des fils dont le revenu du père est dans le décile supérieur ont un revenu qui les place au même niveau que leur père ou un rang plus bas. De même, 28,9 % de ceux qui sont nés dans le décile inférieur se retrouvent dans le décile inférieur ou ont monté d'un seul décile. Si les probabilités de descendre ou de monter d'un décile sur l'échelle des revenus se rapprochent davantage de la mobilité parfaite au centre de l'échelle des revenus, la mobilité du revenu de ceux qui occupent la moitié inférieure de l'échelle des revenus aura plus tendance à être descendante, alors que la mobilité du revenu de ceux qui se trouvent dans la moitié supérieure aura davantage tendance à être ascendante. La probabilité de descendre de deux déciles ou plus est uniformément plus élevée pour ceux dont le père occupe les déciles 3 à 5 que ceux qui sont nés à l'intérieur des déciles 6 à 8. Le contraire est vrai pour la probabilité de monter de deux déciles ou plus. Les années 1980 et 1990 se sont caractérisées par une stagnation du salaire réel et une polarisation accrue des revenus. Comme Myles *et al.* (1988) et Morissette *et al.* (1994) l'ont indiqué, ces années ont été particulièrement turbulentes pour les jeunes au début de leur carrière. Nos résultats laissent supposer que pendant cette période, ceux dont le père était de la classe moyenne supérieure ont progressé un peu plus que ceux de la classe moyenne inférieure.

En même temps, la probabilité de descendre d'un ou de deux déciles est à peu près la même chez ceux qui occupent le décile supérieur que la probabilité de monter d'un ou de deux déciles chez ceux qui occupent le décile inférieur. La probabilité de monter davantage dans l'échelle des revenus chez ceux qui sont nés dans le décile inférieur diminue progressivement à chaque décile, jusqu'à ne plus représenter que 5,2 % de probabilité d'atteindre le décile supérieur. Si le revenu du père se situe dans le décile supérieur, la probabilité de chuter diminue en fonction de l'importance de la chute, sauf dans le cas des deux déciles inférieurs. La probabilité, pour celui dont le revenu du père est dans le décile supérieur, d'avoir un revenu qui le place dans le troisième décile est de 6,7 %, mais elle est de 7,1 % pour le deuxième décile et de 8,6 % dans le cas du décile inférieur. L'augmentation des probabilités de tomber au décile inférieur dépend peut-être de l'importance que nous accordons au revenu plutôt qu'à la richesse. Il est possible que des enfants de pères très riches, qui s'attendent à recevoir un héritage important ou à vivre du revenu généré par un ancien revenu, ne soient pas enclins à être aussi actifs sur le marché du travail.

Ces résultats laissent supposer que même si la mobilité intergénérationnelle du revenu sur le marché du travail, au Canada, est considérable, ceux dont le revenu du père se trouve aux extrémités de l'échelle des revenus sont, en un certain sens, particulièrement avantagés (ou désavantagés). Afin de déterminer cet avantage (ou ce désavantage), nous évaluons une série de modèles semblables à l'équation (1) à l'aide de la méthode des moindres carrés. Voici les équations que nous utilisons :

$$Y_i(t) = \beta_0 + \beta_1 Y_i(t-1) + \varepsilon_i \quad (1a)$$

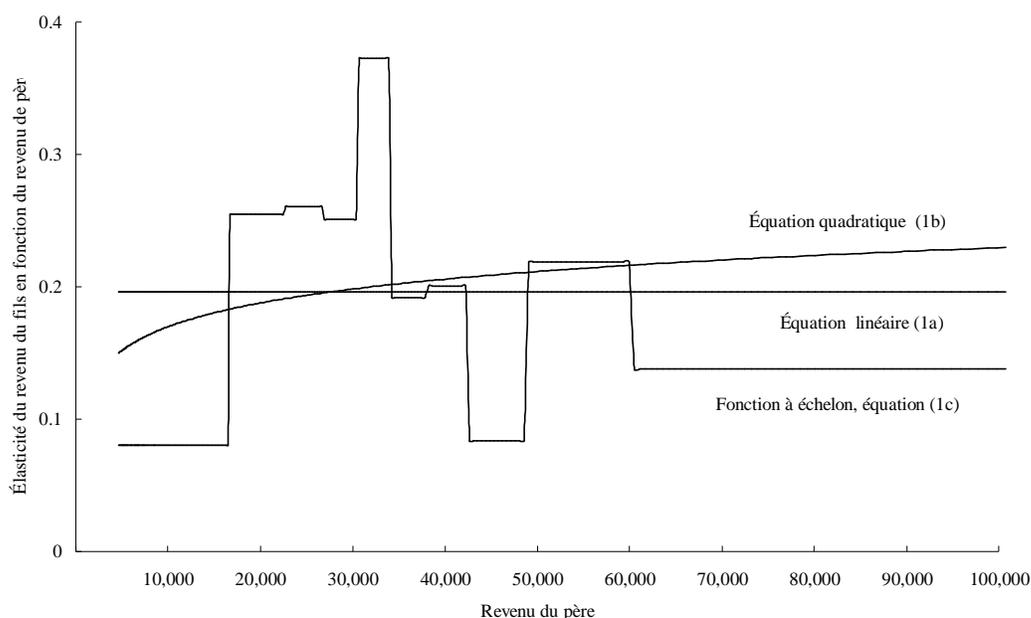
$$Y_i(t) = \beta_0 + \beta_{11} Y_i(t-1) + \beta_{12} Y_i^2(t-1) + \varepsilon_i \quad (1b)$$

$$Y_i(t) = \sum_{j=1}^{10} \beta_{0j} + \sum_{j=1}^{10} \beta_{1j} d_j Y_i(t-1) + \varepsilon_i \quad (1c)$$

L'équation (1a) est la plus répandue dans la documentation, tandis que l'équation (1b) exprime le revenu du père sous forme quadratique. Sous sa forme actuelle, l'équation (1b) sert, dans certaines études actuelles, à limiter les risques que le rapport ait une composante non linéaire. Les échantillons de petite taille utilisés pour certaines de ces études excluent d'autres façons de saisir les effets non linéaires, en particulier au moyen d'une fonction en échelon comme dans le cas de l'équation (1c). Grâce à ce modèle, le terme constant et la valeur de  $\beta_1$  peuvent différer pour chaque décile de revenu. Dans ce cas,  $j=1\dots 10$  sont les indices du décile auquel appartient le revenu du père, tandis que  $d_j$  constitue une série d'indices égales à 1 si le revenu du père se situe dans le décile  $j$ , sinon à 0.

La figure 2 illustre l'estimation du paramètre le plus important pour chacun de ces modèles : l'élasticité du revenu du fils par rapport à celui du père. Corak et Heisz (1995) présentent les résultats complets de ces régressions. L'équation (1a) évalue l'élasticité à 0,196, alors que l'équation (1b) laisse supposer des valeurs légèrement inférieures pour les revenus les plus bas et légèrement supérieures pour les plus élevés. Ces deux résultats sont contredits par ceux de l'équation (1c), le modèle le plus souple. En gros, ces résultats permettent de supposer que l'élasticité est moindre dans les déciles inférieurs et supérieurs qu'e dans les déciles centraux. La seule exception est représentée par la valeur de 0,0838, au huitième décile. Cette estimation se caractérise, toutefois, par une erreur-type particulièrement importante (0,104), et ne diffère pas d'une façon significative des estimations des déciles voisins. De fait, les coefficients du deuxième jusqu'au neuvième décile sont tous à l'intérieur de deux écarts-types l'un par rapport à l'autre, alors que ceux des déciles supérieur et inférieur sont moins significatifs. Les données semblent indiquer l'existence de trois plages : supérieure, inférieure et centrale, la définition des deux premières étant assez restreinte.

Figure 2



On ne peut interpréter ces coefficients de la même façon que ceux de l'équation (1). Ainsi, une valeur près de zéro (comme 0,0804 pour le décile inférieur de la Figure 2) indique une régression rapide vers la moyenne *pour ce décile*. Le revenu prévu de celui dont le revenu du père se situe dans le décile inférieur correspond au revenu moyen des membres de ce groupe. Ce résultat laisse, en outre, supposer qu'une faible augmentation du revenu du père n'améliore pas les perspectives d'avenir du fils à cet égard. Ceci est sans doute attribuable à la possibilité que les faibles augmentations de revenu sont entièrement absorbées par les besoins de la famille au lieu d'être investies dans un capital humain susceptible d'accroître le revenu futur des enfants, ce qui est plausible si la famille a tout juste de quoi vivre (et si le revenu du père correspond exactement à celui de la famille). Ceci contraste avec ceux qui sont nés ailleurs sur l'échelle des revenus, en particulier la classe moyenne inférieure (du deuxième jusqu'au cinquième décile). On pourrait interpréter le rapport important qui existe entre le revenu du père et celui du fils, à l'intérieur de ces groupes, comme indiquant une propension plus grande à investir le revenu familial dans le capital humain de l'enfant, ou l'attribuer au coût moins élevé d'emprunter les fonds nécessaires pour faire cet investissement. La diminution de l'élasticité, tout au sommet de l'échelle des revenus, peut laisser croire que ceux qui sont très riches ont investi autant qu'ils le voulaient dans le capital humain de leurs enfants, si bien que toutes leurs augmentations ultérieures de revenu sont investies dans des actifs financiers ou consommées.

Il est préférable d'employer les résultats de l'équation (1c) (qui sont beaucoup plus généraux que ceux des modèles linéaire et quadratique) pour estimer l'avantage dont disposent, sur le plan du revenu, ceux qui naissent d'un père bien nanti. Par conséquent, la différence de revenu entre celui dont le père a un revenu qui se situe dans le 90<sup>e</sup> centile par rapport à celui dont le revenu du père appartient aux autres déciles est la suivante :

Centile	80°	70°	60°	50°	40°	30°	20°	10°
Avantage sur le plan du revenu	4,6 %	9,2 %	11,1 %	14,9 %	19,6 %	23,3 %	28,9 %	38,9 %

Celui dont le revenu du père occupe le 90° centile a un revenu 4,6 % plus élevé que celui qui est né dans le 80° centile. Cet avantage s'accroît d'environ 4 à 5 point à chaque décile suivant, atteignant 28,9 % dans le cas de celui dont le père se classe au 20° centile. L'avantage grimpe, toutefois, de 10 point, atteignant près de 39 % dans le cas de celui dont le père occupe le 10° centile. Les 10 % inférieurs de la population sont les plus désavantagés, mais même près de la moyenne, l'avantage, sur le plan du revenu, d'avoir un père riche (même s'il n'est que de 15 %) reste appréciable.

### Conclusions et mises en garde

Le présent article permet 1) de déterminer l'étendue de la mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada et 2) d'évaluer le désavantage, sur le plan du revenu, qui découle du fait de naître d'un père dont le revenu est faible. Nous observons que la mobilité intergénérationnelle du revenu est considérable au Canada, ce qui suppose un marché du travail qui, au sens large, accorde l'égalité des chances aux hommes.

Il existe, cependant, au moins deux raisons de ne pas être trop optimistes face à ces résultats. Premièrement, l'échelle des revenus pose un problème délicat aux extrémités. En effet, ceux dont le revenu du père se situe dans les 25 % supérieurs tendent davantage à se retrouver au sommet de l'échelle, alors que ceux dont le revenu du père se situe dans les 25 % inférieurs ont plus tendance à occuper le bas de l'échelle. Le père d'environ le tiers des sujets du quartile inférieur occupait la même position. Même si cette tendance n'est pas aussi importante que l'indique certaines recherches effectuées aux États-Unis et au Royaume-Uni, elle laisse néanmoins supposer que la faiblesse du revenu engendre un cercle vicieux qui se répétera pendant au moins une autre génération. Nous estimons, en fait, à environ 40 % l'avantage sur le plan du revenu dont bénéficie celui dont le père occupait le décile supérieur par rapport à celui dont le père se classait dans le décile inférieur.

Cela tient au fait que même si la mobilité intergénérationnelle du revenu des fils de ceux qui touchent un revenu moyen est considérable, les enfants dont le père se situe dans la moitié supérieure de l'échelle des revenus ont une légère tendance à monter, et ceux dont le père a un revenu qui se situe dans la moitié inférieure, à descendre dans l'échelle. Autrement dit, la polarisation accrue des revenus que l'on observe depuis une quinzaine d'années - le rétrécissement de la classe moyenne - a peut-être profité aux enfants de la classe moyenne supérieure au détriment de ceux de la classe moyenne inférieure.

En général, ces résultats tendent à renforcer l'importance que beaucoup de gens attachent à la lutte contre la pauvreté des enfants, sans, toutefois, offrir pour autant des lignes directrices

explicites quant à la conduite de la politique. Ainsi, on pourrait utiliser nos conclusions pour soutenir que les dépenses publiques de transfert à l'intention des familles à faible revenu devraient être prioritaires. D'autre part, cependant, la conclusion voulant que la corrélation entre le revenu du père et celui du fils varie de façon non linéaire (elle est plus faible pour ceux dont le père se situe tout à fait au sommet ou au bas de l'échelle des revenus, et plus grande pour ceux qui se trouvent entre les deux, spécialement près de la valeur moyenne) risque d'amener certains à spéculer qu'une *faible* augmentation du revenu aurait le plus d'incidence sur les revenus futurs des enfants dont le père a un revenu moyen. Cela ne signifie pas qu'il est impossible de justifier autrement les transferts à l'intention des plus pauvres, mais seulement que la portée de l'argument de la mobilité intergénérationnelle du revenu en leur faveur pourrait être limitée. Néanmoins, si le faible degré de corrélation entre le revenu du père et celui du fils, tout au bas de l'échelle, a quelque chose à voir avec le fait que le revenu du ménage se situe au niveau de subsistance (si bien que les faibles augmentations de revenu sont absorbées par les nécessités de la vie au lieu d'être investies dans le bien-être futur des enfants), cela laisse également supposer que les gouvernements ne devraient pas les limiter à de faibles augmentations de revenu.

On soulève, ici, de nombreuses autres questions (la plus évidente étant celle de la causalité) auxquelles nous espérons répondre ultérieurement. Nos résultats ne disent presque rien au sujet des mécanismes qui sont à l'oeuvre, de sorte que nous sommes incapables de dire si le phénomène de la transmission intergénérationnelle du faible revenu que nous avons étudié a une incidence «relative» ou «absolue». En d'autres mots, le revenu, à l'âge adulte, des enfants qui sont nés au bas de l'échelle risque-t-il d'être faible du fait que leurs parents avaient un faible revenu par rapport à un seuil de subsistance, ou au reste de la population? Éliminerait-on cette tendance en relevant le revenu de tous les ménages à faible revenu au-dessus du seuil de subsistance (qui reste à définir), ou si une hausse de leur niveau de vie ne ferait que compliquer le problème en laissant à risque ceux qui sont au bas de l'échelle des revenus? Une estimation de la corrélation des revenus entre les générations ne permet pas de répondre à ces questions. Nous prévoyons, désormais, examiner plus à fond les causes de la mobilité intergénérationnelle du revenu, en particulier l'incidence des études postsecondaires, du voisinage, des réseaux du marché du travail ainsi que l'immigration et la mobilité géographique.

Nos conclusions comportent, toutefois, sur un plan plus fondamental, plusieurs limites. Ainsi, nous n'avons pas classé les revenus selon le type. Nous avons traité au même titre, en particulier, les dépenses publiques de transfert, le revenu d'emploi et toutes les autres sources de revenu. Est-ce possible, pour un niveau de revenu donné, que ceux qui touchent une plus grande part de leur revenu des emplois rémunérés aient plus de chance d'avoir des enfants qui monteront dans l'échelle des revenus? Est-ce possible que la dépendance sur les dépenses publiques de transfert produise exactement l'effet contraire? Même sans ces distinctions, il faudra appliquer cette analyse aux femmes et évaluer la valeur des résultats par rapport à d'autres estimations du revenu des ménages (comme le revenu familial et le revenu familial fondé sur l'examen des besoins) ainsi que d'autres genres de ménages, en particulier ceux dont le chef est une femme et les familles monoparentales.

## Bibliographie

ATKINSON, Anthony B. «On Intergenerational Income Mobility in Britain», *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 3 (hiver), 1981, p. 194-218.

ATKINSON, A.B., A.K. MAYNARD et C.G. TRINDER. *Parents and Children: Incomes in Two Generations*, Londres, Heinemann Educational Books, 1983.

BECKER, Gary S. *A Treatise on the Family*, Édition augmentée, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press, 1991.

\_\_\_\_\_ et Nigel TOMES. «Human Capital and the Rise and Fall of Families», *Journal of Labor Economics*, vol. 4, n° 3 partie 2, 1986, p. S1-S39.

\_\_\_\_\_ «An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility», *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 6, 1979, p. 1153-89.

BEHRMAN, Jere R. et Paul TAUBMAN. «The Intergenerational Correlation between Children's Adult Earnings and their Parents' Income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics», *Review of Income and Wealth*, série 36, n° 2, juin 1990, p.115-27.

\_\_\_\_\_ «Intergenerational Mobility in Earnings in the US: Some Estimates and a Test of Becker's Intergenerational Endowments Model», *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, n° 1, 1986, p.144-51.

BÉLAND, François. «A Comparison of the Mobility Structure of Francophones and Anglophones in Quebec: 1954, 1964, 1974», *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, vol. 24, n° 2, 1987, p. 232-251.

BOYD, Monica, John GOYDER, Frank E. JONES, Hugh A. McROBERTS, Peter C. PINEO et John PORTER. «Status Attainment in Canada: Findings of the Canadian Mobility Study», *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, vol. 18, n° 5, 1981, p. 657-73.

COOPER, Suzanne J., Steven N. DURLAUF et Paul A. JOHNSON. «On the Evolution of Economic Status Across Generations», communication présentée lors de la réunion annuelle de l'«American Statistical Association», San Francisco, Californie, 1993.

CORAK, Miles et Andrew HEISZ. «Unto the Sons: the Intergenerational Income Mobility of Canadian Men», note de service non publiée, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995.

- CREESE, Gillian, Neil GUPPY et Martin MEISSNER. *Mobilité sociale ascendante et descendante au Canada*, Statistique Canada, Catalogue 11-612F, no 5, 1991.
- FOURNIER, Éline, George BUTLIN, et Philip GILES. «Évolution intergénérationnelle de la scolarité des Canadiens» dans *La dynamique du travail et du revenu: rapport de 1994*, Statistique Canada, catalogue 75-201F, 1994.
- GUSTAFSSON, Björn. «The Degree and Pattern of Income Immobility in Sweden», *Review of Income and Wealth*, série 40, n° 1, mars 1994, p. 67-86.
- HARRIS, Shelley et Daniela LUCACIU. «An Overview of the T1FF Creation», rapports LAD n° 94-24-01, vol. 1.2, Division des données régionales et administratives, Statistique Canada.
- HAVEMAN, Robert et Barbara WOLFE. *Succeeding Generations: On the Effects of Investments in Children*, New York, Russell Sage Foundation, 1994.
- HUNGERFORD, Thomas L. «US Income Mobility in the Seventies and Eighties», *Review of Income and Wealth*, série 39, n° 4, décembre 1993, p. 403-17.
- ISAJIW, Wsevolod W., Aysan SEV'ER et Leo DRIEDGER. «Ethnic Identity and Social Mobility: A Test of the 'drawback model'», *Canadian Journal of Sociology*, vol. 18, n° 2, 1993, p. 177-96.
- JENKINS, Stephen. «Snapshots versus Movies: 'Lifecycle Biases' and the Estimation of Intergenerational Earnings Inheritance», *European Economic Review*, vol. 31, 1987, p. 1149-58.
- KESSELMAN, Jonathan R. «Public Policies to Combat Child Poverty: Goals and Options» dans Keith BANTING et Ken BATTLE (éditeurs), *A New Social Vision for Canada? Perspectives on the Federal Discussion Paper on Social Policy Reform*, Kingston: School of Policy Studies, 1994.
- McROBERTS, Hugh et Kevin SELBEE. «Trends in Occupational Mobility in Canada and the United States: A Comparison», *American Sociological Review*, vol. 46, août 1981, p. 406-21.
- MORISSETTE, René, John MYLES et Garnett PICOT. «Earnings Inequality and the Distribution of Working Time in Canada», *Canadian Business Economics*, vol.2, n° 3 (printemps), 1994, p. 3-16.
- MYLES, John, Garnett PICOT et Ted WANNELL. «Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne», rapport de recherche n° 17 de la Direction des études analytiques, Statistique Canada, 1992.

PETERS, Elizabeth H. «Patterns of Intergenerational Mobility in Income and Earnings», *Review of Economics and Statistics*, 1992, p.456-66.

ROSS, David P. «Some Social and Economic Determinants of Health», note de service non publiée, Conseil canadien de développement social, 1995.

SOLON, Gary. «Intergenerational Income Mobility in the United States», *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, juin 1992, p. 393-408.

\_\_\_\_\_ «Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations», *Review of Economics and Statistics*, 1989, p. 172-74.

ZIMMERMAN, David J. «Regression Toward Mediocrity in Economic Stature», *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, juin 1992, p. 409-29.