



## Des données sous plusieurs formes

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche et microfilm, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordiologique et le système d'extraction de Statistique Canada.

## Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet de la présente publication ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Direction des études analytiques, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-9047, fax : (613) 951-5403, e-mail : coramil@statcan.ca) ou à l'un des centres de consultation régionaux de Statistique Canada :

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(403) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le Web : <http://www.statcan.ca>

Un service d'appel interurbain sans frais est offert à **tous les utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale** des centres de consultation régionaux.

<b>Service national de renseignements</b>	<b>1 800 263-1136</b>
<b>Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants</b>	<b>1 800 363-7629</b>
<b>Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)</b>	<b>1 800 267-6677</b>
<b>Numéro pour commander par télécopieur (Canada et États-Unis)</b>	<b>1 877 287-4369</b>

## Renseignements sur les commandes et les abonnements

### Les prix n'incluent pas la taxe de vente

Le produit n° 89-553-XPB au catalogue est publié sur **version papier** au coût de 35 \$ au Canada. À l'extérieur du Canada, le coût est de 35 \$US.

On peut aussi se procurer ce produit sur Internet n° 89-553-XIF au catalogue. Un numéro coûte 13 \$CAN. Pour obtenir un numéro de ce produit les utilisateurs sont priés de se rendre à [http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/feepub\\_f.cgi](http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/feepub_f.cgi).

Veillez commander par la poste, en écrivant à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; par téléphone, en composant le **(613) 951-7277** ou le **1 800 770-1033**; par télécopieur, en composant le **(613) 951-1584** ou le **1 800 889-9734**; ou par Internet : [order@statcan.ca](mailto:order@statcan.ca). Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresses. On peut aussi se procurer les produits de Statistique Canada auprès des agents autorisés, dans les librairies et dans les bureaux régionaux de Statistique Canada.

## Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.

## Données de catalogage avant publication (Canada)

Vedette principale au titre:

Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada

Texte en français et en anglais disposé tête-bêche.

ISBN 0-660-59384-X

CS89-553-XIB

1. Jeunesse – Canada – Conditions sociales.
2. Jeunesse – Canada – Conditions économiques.
3. Jeunesse – Travail – Canada.
4. Travail, marché du – Canada.
5. Revenu – Répartition – Canada.
6. Canada – Sociales conditions – 1991-.
- I. Corak, Miles R. (Miles Raymond), 1958-.
- II. Statistique Canada.
- III. Titre.
- IV. Titre: Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children.

HQ799.C3 L32 1998    305.23'0971    C98-988017-6F

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'«American National Standard for Information Sciences» – «Permanence of Paper for Printed Library Materials», ANSI Z39.48 1984.





Statistique Canada

# Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada

sous la direction de  
Miles Corak

Publication autorisée par le ministre  
responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 1998

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

Novembre 1998

N° 89-553-XIB au catalogue  
Périodicité : hors-série

ISBN 0-660-59384-X  
Ottawa

---

## Note de reconnaissance

*Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.*

# Table des matières

---

Préface et remerciements .....	v
Avant-propos .....	vii
ARTHUR KROEGER	
Collaborateurs .....	xi
Chapitre 1	
Introduction .....	1
MILES CORAK	
Chapitre 2	
Marchés, familles et transferts sociaux : tendances du faible revenu chez les jeunes et les personnes âgées, 1973-1995 .....	13
GARNETT PICOT, JOHN MYLES ET WENDY PYPER	
Chapitre 3	
Dégradation de la situation des jeunes hommes par rapport au marché du travail .....	35
RENÉ MORISSETTE	
Chapitre 4	
Mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada .....	57
NICOLE M. FORTIN ET SOPHIE LEFEBVRE	
Chapitre 5	
Comment faire son chemin dans la vie : Quelques corrélats de la mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada .....	71
MILES CORAK ET ANDREW HEISZ	
Chapitre 6	
Incidence de la rupture d'union des parents durant l'enfance sur le comportement démographique des jeunes adultes .....	99
CÉLINE LE BOURDAIS ET NICOLE MARCIL-GRATTON	
Chapitre 7	
Troubles psychiatriques, piètre réussite scolaire et problèmes sociaux chez l'enfant : rôles de la structure familiale et de la faiblesse du revenu .....	115
MARTIN D. DOOLEY, LORI CURTIS, ELLEN L. LIPMAN ET DAVID H. FEENY	
Chapitre 8	
Aspects intergénérationnels de l'acquisition des capacités de lecture et de la scolarité .....	139
PATRICE DE BROUCKER ET LAVAL LAVALLÉE	

## Chapitre 9

Incidence de l'héritage économique et social sur l'utilisation des soins de santé durant la première année de vie .....	155
TAMARA KNIGHTON, CHRISTIAN HOULE, JEAN-MARIE BERTHELOT ET CAM MUSTARD	

## Chapitre 10

La jeunesse éternelle? Des changements dans les modes de vie des jeunes .....	167
DOMINIQUE MEUNER, PAUL BERNARD ET JOHANNE BOISJOLY	

## Chapitre 11

Perspectives concernant les politiques .....	183
SUSAN A. MCDANIEL, « Équité intergénérationnelle : les répercussions des politiques et des données »	
BOB BALDWIN, « Équité intergénérationnelle : les objectifs de la politique »	

# Préface et remerciements

---

Les personnes qui ont contribué à la rédaction du présent ouvrage examinent deux grands thèmes liés au bien-être des jeunes Canadiens. Tout d'abord, elles décrivent la nature du marché du travail dans lequel se retrouvent les jeunes adultes, ainsi que l'évolution de celui-ci depuis le début des années 70. En deuxième lieu, les auteurs étudient comment les familles, les collectivités et le secteur public influencent le cheminement des enfants vers une vie adulte réussie et autonome. La mise en commun de ces thèmes vient de l'importance accrue qui est accordée au bien-être des enfants à l'intérieur du discours politique et dans le cadre de l'élaboration des politiques gouvernementales.

Il va sans dire qu'une bonne analyse nécessite des données précises, et il ne fait aucun doute que le rôle de Statistique Canada consiste à offrir des données de grande qualité à l'appui des analyses qui sont effectuées et des décisions qui sont prises. Le contraire est également vrai, même si cela n'est pas aussi évident : des données précises nécessitent une bonne analyse. C'est donc dire que les nouveaux progrès du point de vue de l'analyse font souvent ressortir la nécessité d'organiser les données existantes de diverses façons, ainsi que d'élaborer de nouvelles données. Cela fait certainement partie des multiples raisons qui ont motivé Statistique Canada à mettre en place des capacités d'analyse de premier plan, ainsi qu'à maintenir des liens étroits avec les chercheurs.

Le présent ouvrage contribue à ce processus de nombreuses façons. Les approches en ce qui a trait à l'analyse varient considérablement, certains chapitres prenant la forme d'énoncés strictement descriptifs et d'autres reposant sur une gamme variée de méthodes et de perspectives d'analyse, y compris l'économie, la sociologie et la psychologie comportementale. Dans tous les cas, les auteurs tirent parti au maximum des données disponibles et organisent

les données existantes de façon innovatrice, en plus de créer et d'utiliser des sources de données entièrement nouvelles. L'ouvrage a en outre pour objectif de contribuer au processus entourant les politiques gouvernementales, dans un domaine qui prend de plus en plus d'importance. Le but visé est de donner accès aux décideurs, ainsi qu'aux Canadiens en général, à certaines des conclusions les plus récentes quant aux déterminants à long terme du bien-être des enfants, tout en soulignant le rôle de la famille, de la collectivité et de l'État à cet égard.

Un ouvrage connexe, publié en 1998 par Statistique Canada et intitulé *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelle*, aborde la question des impôts et des transferts gouvernementaux dans la perspective des générations, et met l'accent sur l'application des politiques fiscales ainsi que sur la situation relative de personnes appartenant à des générations successives. Les deux ouvrages sont fondés sur des documents présentés dans le cadre d'une conférence qui s'est tenue à Statistique Canada, en février 1997. Le financement de la conférence a été assuré par la Direction des études analytiques de Statistique Canada, ainsi que par la Direction de la recherche appliquée de Développement des ressources humaines Canada. J'aimerais en outre remercier Stewart Wells, de Statistique Canada, et Allen Zeesman, de Développement des ressources humaines Canada, qui ont parrainé le projet. La conférence correspondait à une première étape importante du processus d'examen et de révision de documents destinés à la publication, et j'aimerais aussi remercier les personnes qui ont pris en charge les rôles de présidents, de commentateurs ou de rapporteurs : Bob Baldwin, Roderic Beaujot, Geoff Dougherty, Chris Ferrall, Jane Gentleman, David Gray, Ronald Hirshhorn, Guy Lacroix, Jim Lahey, Paul Lanoie, Dean Lillard, Huw Lloyd-Ellis, Mike McCracken, Susan McDaniel,

Alice Nakamura, Lars Osberg, James Pesando, Suzanne Peters, Robin Rowley, William Scarth, Andrew Sharpe, Jean-Pierre Voyer, Ted Wannell, Brian Ward, Ging Wong, Allen Zeesman et David Zimmerman. J'aimerais aussi adresser des remerciements à Charles Beach, John Helliwell et Shelley Phipps pour leur participation à une séance de l'assemblée de 1998 de l'Association canadienne d'économie, dans le cadre de laquelle certains des chapitres du présent ouvrage ont été présentés et examinés, et j'aimerais souligner en outre les observations et les suggestions faites par Philip Cross, Susan McDaniel et John Myles, relativement à la première ébauche du chapitre 1. Parallèlement, il convient de noter que les vues exprimées dans le présent ouvrage sont celles des auteurs, et ne doivent pas être interprétées comme correspondant à la position officielle de Statistique Canada ou de Développement des ressources humaines Canada.

L'organisation de la conférence et la publication du présent ouvrage ont été rendues possible, pour une large part, grâce à la contribution de Valerie Thibault. J'aimerais la remercier, ainsi que Francine Simoneau, pour avoir assuré la présentation et la conception de la publication. Des remerciements vont aussi à Suzanne David, qui a effectué la révision du texte français avec beaucoup d'efficacité. Parmi les autres membres de l'équipe qui ont collaboré à la présente publication figure le personnel de la Division de la diffusion, ainsi qu'Agnes Thompson, de la Division des communications, qui a participé à l'organisation de la conférence.

Miles Corak  
Statistique Canada

# Avant-propos

ARTHUR KROEGER

---

Ce qui frappe surtout, à la lecture des chapitres du présent livre et du volume qui l'accompagne, c'est l'ampleur des changements qui sont survenus au Canada ces dernières décennies et qui se poursuivent toujours. Certains de ces changements sont les bienvenus, mais il en est beaucoup qui ne le sont pas. Près de trente ans après que le gouvernement de M. Pearson a fini de mettre en place les principaux éléments de nos programmes sociaux, bien des problèmes sociaux existent toujours, et cela fait particulièrement réfléchir. Les énormes dépenses consenties par les gouvernements ont eu des résultats mitigés et, dans certains secteurs, nous perdons du terrain plutôt que de progresser.

Il ressort clairement qu'au cours de la dernière décennie ou à peu près, la cohorte de ceux qui se préparent à la retraite a subi un certain nombre de réductions dans les transferts qui lui sont destinés comme l'assurance-chômage, et qu'en plus les gouvernements lui ont imposé une série d'augmentations de taxes. La cohorte des retraités, quant à elle, a été jusqu'à maintenant relativement épargnée, et une partie des avantages qui lui sont destinés ont augmenté grâce à l'indexation. Toutefois, la principale cause du déséquilibre entre les deux groupes ne découle pas d'un traitement excessivement généreux accordé aux personnes âgées ou de toute autre action de la part des gouvernements. Ce déséquilibre s'explique plutôt par un certain nombre de tendances qui ont vu le jour dans le marché du travail et l'économie mondiale et qui ont joué au détriment de la cohorte des futurs retraités.

Cela ne signifie pas que les actions, et dans certains cas les omissions, des gouvernements n'ont pas eu d'incidence. Nous sommes tous au courant des énormes dettes publiques qui se sont accumulées durant environ deux décennies de financement déficitaire. D'autres facteurs sont aussi bien connus, notamment le fait que l'on ait

autorisé l'existence de passifs non capitalisés importants dans divers programmes, comme l'Ontario Workers' Compensation, et la menace que représente le financement du régime de pensions du Canada et du régime de rentes du Québec au cours du prochain siècle. Tous ces facteurs représentent un fardeau important que les générations futures devront absorber d'une manière ou d'une autre.

Les problèmes intergénérationnels actuels comportent toutefois plusieurs caractéristiques rassurantes. Premièrement, ces problèmes ne sont pas de par leur nature particulièrement complexes. En présence d'une volonté politique suffisante, les solutions à ces problèmes sont relativement faciles à discerner. Il en va toutefois autrement de certains autres problèmes contemporains comme le chômage.

Deuxièmement, il a été démontré récemment que les répercussions sur le plan politique des problèmes intergénérationnels ne sont pas si sérieuses que personne ne veuille s'en occuper. Par exemple, il suffit de considérer le fait que sept provinces ont réussi à équilibrer leur budget ces dernières années et que certaines ont même commencé à rembourser leur dette accumulée. Elles ont en cela été rejointes par le gouvernement fédéral. De plus, le budget fédéral de 1996 a dévoilé un train de mesures destinées à réorganiser le programme de la sécurité de la vieillesse et à cibler les ressources pour qu'elles profitent aux personnes âgées qui en ont le plus besoin. Plus récemment, nous avons assisté à la signature d'une entente entre Ottawa et huit provinces visant à raccourcir le calendrier d'augmentation des cotisations au régime de pensions du Canada, de sorte que ceux qui sont dans la quarantaine et dans la cinquantaine devront cotiser davantage par rapport au coût des pensions de retraite qu'ils retireront vers soixante-dix ans. Chacune de ces mesures a suscité une certaine controverse, mais jusqu'à

maintenant nous n'avons pas vraiment assisté à une tempête de protestations.

Dans l'évaluation de l'équité entre les générations, il importe de tenir compte des transferts privés tout autant que de ceux du gouvernement. Il est fondamental dans nos sociétés que les parents viennent en aide à leurs enfants, et il y en a beaucoup au Canada qui continuent à le faire jusqu'à un âge très avancé. Élever une famille n'est pas un jeu à somme nulle, au cours duquel les enfants une fois qu'ils ont atteint la maturité dépendent pour leurs parents des sommes égales à celles qui ont été dépensées pour leur bénéfice. Dans la plupart des cas, les transferts privés que font les parents au profit de leurs enfants durant toute leur vie excède ce qu'ils reçoivent en retour. De plus, ces transferts ne dépassent pas, dans bien des cas, la somme des transferts que les personnes âgées reçoivent des gouvernements durant leur existence.

L'élimination virtuelle de l'extrême pauvreté chez les personnes âgées par l'entremise des transferts gouvernementaux devrait être considérée comme une réussite d'envergure de la politique sociale canadienne et non comme un problème contemporain. Cela ne signifie pas que certains ajustements aux programmes actuels comme ceux auxquels nous avons fait référence plus tôt n'ont pas été demandés. Toutefois, les difficultés que doit actuellement affronter la cohorte des préretraités ne sont pas principalement dues aux avantages qui sont offerts aux personnes âgées, et ces difficultés ne seraient que partiellement allégées même si ces avantages étaient, disons, réduits jusqu'au niveau de 1950. Les tendances sociales défavorables que nous vivons aujourd'hui doivent être envisagées de leur plein droit, dans la mesure où les gouvernements peuvent trouver des moyens de les juguler.

Les principales contraintes que doivent affronter la plupart des gouvernements aujourd'hui sont d'ordre financier et elles sont particulièrement difficiles en raison des efforts consentis à l'échelle du pays pour équilibrer les dépenses avec les revenus. Dans la plupart des territoires de compétence, on semble voir la lumière au bout du tunnel, mais à court terme, les gouvernements ne disposeront que de ressources limitées. Les opinions sont partagées en ce qui concerne les programmes de réduction du déficit, et elles continueront de l'être. Cependant, l'une des raisons les plus pressantes de réduire les emprunts du gouvernement est de mettre un terme à la croissance des intérêts sur la dette par rapport aux recettes des gouvernements, et ainsi de mettre

plus de ressources à la disposition des programmes à moyen terme.

Lorsque j'étais au Conseil du Trésor, vers le milieu des années 1970, les paiements pour le service de la dette représentaient environ 12 % des recettes. Si les gouvernements fédéraux successifs avaient maintenu ce ratio constant, c'est-à-dire s'ils n'avaient pas laissé leurs emprunts croître plus rapidement que leurs recettes au cours des décennies suivantes, les intérêts sur la dette publique seraient de 30 milliards de dollars moins élevés qu'ils ne le sont aujourd'hui. Voilà qui laisse beaucoup de place à la spéculation sur ce que le gouvernement pourrait accomplir avec 30 milliards de dollars additionnels chaque année, soit réduire les taxes, soit répondre aux besoins de programmes ou obtenir un effet d'une certaine combinaison des deux. Toutefois, il est au moins réconfortant de penser qu'il est peu probable que ce chiffre gonfle jusqu'à 40, 50 ou 60 milliards de dollars dans les années qui viennent.

Les chapitres du présent volume font état d'un certain nombre de tendances importantes. Ainsi, les revenus semblent de plus en plus polarisés, un sentiment d'insécurité persistant s'installe dans la population active, la mobilité sociale est toujours très éloignée de ce qu'elle devrait l'être, et une sous-classe de plus en plus nombreuse se repose sans cesse davantage sur les programmes gouvernementaux. Des questions cruciales se posent à nous concernant les possibilités d'avenir des millions de personnes de notre population qui ne sont pas suffisamment instruites et dont les compétences laissent à désirer. C'est précisément ce groupe qui a été le plus durement touché par les forces telles que le changement technologique rapide et la réorganisation en profondeur de l'industrie. En outre, le public s'inquiète de plus en plus de l'inégalité croissante, c'est-à-dire que les revenus d'un petit groupe au sommet de l'échelle augmentent rapidement tandis que la situation du gros de la population demeure inchangée.

On apprend aussi quelques bonnes nouvelles dans les chapitres qui suivent. L'alphabétisation connaît des progrès marqués et une proportion beaucoup plus importante des jeunes sont aux études à plein temps qu'il y a 15 ou 20 ans. Environ 61 % des jeunes hommes font des études plus poussées que leur père, et dans le cas des jeunes femmes, le chiffre atteint 65 %. Ce dernier chiffre est une nouvelle particulièrement réjouissante. Le fait que les femmes représentent désormais une majorité importante

dans le système d'enseignement postsecondaire est de bon augure pour qu'une des inéquités qui a la vie la plus dure, c'est-à-dire la condition des femmes sur le plan historique, soit en bonne voie de prendre fin.

Dans l'ensemble, toutefois, le tableau des tendances contemporaines est loin d'être rassurant. La solution de certains des problèmes sociaux dont il est question dans les présents chapitres pourrait être financière. Des exemples de ces solutions pourraient être des programmes de transferts qui profitent aux familles à faible revenu et un soutien suffisant au système d'éducation pour garantir l'accessibilité aux étudiants ayant des moyens financiers limités. Alors que les gouvernements réussissent graduellement à équilibrer leurs systèmes financiers, des domaines comme ceux susmentionnés constitueront de sérieux candidats aux ressources additionnelles qui deviendront disponibles grâce à la croissance économique future. Il reste que certains problèmes très importants ne peuvent être résolus simplement par l'injection d'argent. À cet égard, citons l'utilisation inappropriée des mesures préventives dans le domaine de la santé par les groupes à faible revenu, l'incidence de l'éclatement de la famille sur les enfants et le nombre croissant de familles monoparentales.

De tous les problèmes que doivent affronter aujourd'hui les responsables de l'élaboration des politiques, aucun n'a plus opiniâtrement résisté que celui du chômage et de la polarisation des revenus au sein de la population active. Traditionnellement, l'approche des gouvernements à l'égard de l'emploi a consisté à traiter ce dernier comme un sous-produit d'une gestion économique éclairée, et à appliquer par la suite des mesures supplémentaires diverses afin d'encourager la création directe d'emplois. Aujourd'hui, il est plus qu'évident que ces mesures ne donnent pas les résultats escomptés.

Parmi les phénomènes les plus largement répandus, on note un chômage élevé persistant, une stagnation des revenus réels depuis les années 1970, un recul marqué dans les revenus des jeunes et une dépendance croissante à l'égard des programmes de transfert de la part des titulaires d'emplois non spécialisés et moins bien rémunérés. Le nombre croissant de familles où les deux conjoints travaillent et une augmentation générale du niveau de scolarité ont contribué à compenser le mouvement mais ont été impuissants à annuler complètement les tendances de cet ordre.

L'évolution dans un sens défavorable de l'économie et du marché du travail est un facteur important qui alimente le débat autour de l'équité intergénérationnelle. Le problème toutefois ne tient pas au fait que les personnes âgées, tout bien considéré, reçoivent trop, mais vient plutôt de la difficulté croissante qu'éprouvent les jeunes. La situation qui prévaut est en effet un renversement du paradigme traditionnel en Amérique du Nord selon lequel chaque génération s'attendait à obtenir des revenus supérieurs à ceux de ses prédécesseurs, et que ces revenus devaient s'accompagner d'une amélioration globale du mieux-être dans la société.

Que cette situation soit permanente ou simplement transitoire est une question qui suscite bien des discussions. Il ne manque pas d'économistes pour affirmer que tout rentrera dans l'ordre tôt ou tard. Le fait que certains affirment cela depuis nombre d'années ne signifie pas que le temps ne finira pas par leur donner raison. Mais, dans l'intervalle, les gouvernements doivent affronter de très sérieuses difficultés.

Malheureusement, les responsables de l'élaboration des politiques sont en panne d'idées. Ils sont aussi à court d'argent. Ils doivent en outre subir bien des formes d'intervention qui découlent des accords commerciaux internationaux et de la mobilité très élevée des capitaux. Des mesures radicales visant à redresser les inégalités croissantes dans les revenus, par exemple, pourraient entraîner un exode des investissements.

À l'origine de tout ceci se trouve le problème que l'on ne dispose à l'heure actuelle d'aucun diagnostic expliquant les diverses tendances défavorables qui frappent la population active. Plusieurs théories s'affrontent, concernant le chômage, la polarisation et le ralentissement de la croissance économique, mais il n'existe aucune analyse recueillant l'assentiment général qui pourrait offrir aux gouvernements une base leur permettant d'appliquer des mesures avec un minimum de confiance. Les deux dernières décennies ont été plus que concluantes en ce qui a trait aux preuves que les déficits budgétaires ne constituent pas la solution au chômage. De même, les limites de mesures telles que les subventions au développement industriel et au développement régional sont désormais bien connues, et les programmes de création d'emplois à grands renforts de milliards sont tout simplement hors de portée. Tous ces éléments placent les gouvernements dans un dilemme. Ceux-ci doivent en effet subir la pression de

l'opinion publique qui les incite à régler le problème du chômage, et tout en reconnaissant qu'il faut « faire quelque chose », la grande question tourne autour de la définition de ce « quelque chose ». On ne trouvera pas la réponse à cette dernière question demain matin.

Voici qui m'amène à la conclusion. Jamais auparavant les gouvernements n'ont-ils eu plus besoin de s'appuyer sur des évaluations sérieuses et des applications créatives des données afin d'affronter les questions sociales complexes

et exigeantes qui les assaillent. L'équité intergénérationnelle en est une, mais une seule parmi d'autres. Dans un avenir prévisible, étant donné le fardeau imposant de la dette, les gouvernements ne disposeront que de ressources limitées. Pour faire en sorte d'utiliser ces ressources limitées de façon optimale, ils devront pouvoir compter sur les meilleurs avis qu'il est possible d'obtenir. Et à la base de ces avis, on retrouve le genre d'analyse qui est présentée dans le présent volume.

# Collaborateurs

---

**BOB BALDWIN**  
Congrès du Travail du Canada  
2841 Riverside Drive  
Ottawa (Ontario) K1V 8X7  
(613) 526-7408  
bbaldwin@clc-ctc.ca

**PAUL BERNARD**  
Département de sociologie  
Université de Montréal  
Montréal (Québec) H3C 3J7  
(514) 343-6632  
bernardp@ere.umontreal.ca

**JEAN-MARIE BERTHELOT**  
Direction des études analytiques  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-3760  
berthel@statcan.ca

**JOHANNE BOISJOLY**  
Département des Sciences Humaines  
Université du Québec à Rimouski  
Rimouski (Québec) G5L 9B4  
(418) 723-1986 ext. 1687  
boisjoly\_johanne@uqar.quebec.ca

**MILES CORAK**  
Direction des études analytiques  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-9047  
coramil@statcan.ca

**LORI CURTIS**  
Faculty of Medicine  
Dalhousie University  
Halifax (Nova Scotia) B3H 4H7  
(902) 494-7043  
lori.curtis@dal.ca

**PATRICE DE BROUCKER**  
Statistique sociale et des institutions  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-3999  
debrpat@statcan.ca

**MARTIN D. DOOLEY**  
Department of Economics  
McMaster University  
Hamilton (Ontario) L8S 4M4  
(905) 525-9140 ext. 23810  
dooley@mcmail.cis.mcmaster.ca

**DAVID FEENY**  
Pharmacy and Pharmaceutical Sciences  
University of Alberta  
Edmonton (Alberta) T6G 2N8  
(403) 492-2234  
dfeeny@pharmacy.ualberta.ca

**NICOLE FORTIN**  
Département des sciences économiques  
Université de Montréal  
Montreal (Quebec) H3X 3J7  
(514) 343-2400  
fortin@crde.umontreal.ca

**ANDREW HEISZ**  
Direction des études analytiques  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-3748  
heisand@statcan.ca

**CHRISTIAN HOULE**  
Développement des ressources humaines  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-3927  
houlchr@statcan.ca

**LAVAL LAVALLÉE**  
Vestimetra International Inc.  
6268 de Vimy  
Montréal (Québec) H3S 2R3  
(514) 341-0313  
info@vestimetra.com

**TAMARA KNIGHTON**  
Enquêtes auprès des ménages et sur le travail  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-7326  
knigtam@statcan.ca

**ARTHUR KROEGER**  
245 Springfield Road  
Ottawa (Ontario) K1M 0L1  
(613) 745-8222

**CÉLINE LE BOURDAIS**  
Institut national de la recherche scientifique-  
Urbanisation  
Montréal (Québec) H2X 2C6  
(514) 499-4062  
celine\_lebourdais@inrs-urb.quebec.ca

**SOPHIE LEFEBVRE**  
Direction des études analytiques  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-5870  
lefesop@statcan.ca

**ELLEN L. LIPMAN**  
Department of Psychiatry  
McMaster University  
Hamilton (Ontario) L8N 3Z5  
(905) 521-2100 ext. 7369  
lipmane@mcmaster.ca

**SUSAN A. MCDANIEL**  
Department of Sociology  
University of Alberta  
Edmonton (Alberta) T6G 2H4  
(403) 492-0488  
susan.mcdaniel@ualberta.ca

**NICOLE MARCIL-GRATTON**  
Département de la démographie  
Université de Montréal  
Montréal (Québec) H3C 3J7  
(514) 343-5661  
marcilg@ere.umontreal.ca

**DOMINIQUE MEUNIER**  
119 Val d'Amour  
39380 La Loye  
France  
dominique@ceps-nt1.ceps.lu

**CAM MUSTARD**  
Institute for Work & Health  
250 Bloor Street East, Suite 702  
Toronto (Ontario) M4W 1E6  
(416)927-2027  
cmustard@iwh.on.ca

**RENÉ MORISSETTE**  
Direction des études analytiques  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-3608  
moriren@statcan.ca

**JOHN MYLES**  
Department of Sociology  
Florida State University  
Tallahassee, Florida U.S. 32306  
(850) 644-5418  
jmyles@coss.fsu.edu

**GARNETT PICOT**  
Direction des études analytiques  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-8214  
picogar@statcan.ca

**WENDY PYPER**  
Direction des études analytiques  
Statistique Canada  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6  
(613) 951-0381  
pypewen@statcan.ca

# Chapitre 1

## Introduction

MILES CORAK

---

Le bien-être des enfants comporte un lien avec de nombreux aspects de la politique gouvernementale, et a gagné en importance dans les programmes de tous les gouvernements. En fait, il préoccupe de plus en plus les Canadiens en général, pour au moins deux raisons. La première a trait au fait que les marchés du travail ont changé fondamentalement, au cours des deux dernières décennies, d'une manière qui est généralement perçue comme désavantageuse pour les jeunes. On laisse souvent entendre que nous sommes en présence, pour la première fois depuis des générations, d'un groupe qui ne peut s'attendre à atteindre un niveau de vie plus élevé que celui de ses parents. La deuxième raison a trait aux préoccupations relatives aux enfants de cette génération, étant donné qu'on part souvent du principe que le fait d'appartenir à une famille à faible revenu, lorsqu'on est enfant, prédispose à une vie complète marquée au coin du faible revenu.

La recherche qui est résumée dans les chapitres du présent ouvrage jette de la lumière sur ces deux thèmes : comment les changements qui touchent les marchés du travail affectent le niveau de vie des familles qui ont des enfants; et comment les institutions sociales qui assurent la redistribution du revenu et le bien-être intergénérationnel interviennent pour déterminer, en dernière analyse, la situation à long terme des enfants? On se demande aussi comment se comportent les cohortes plus jeunes, par rapport à d'autres groupes, dans ce qui semble être un marché du travail plus effervescent. Dans quelle mesure, et comment, leur famille et les institutions publiques les appuient-elles? Les enfants provenant de familles mieux nanties obtiennent-ils de meilleurs résultats? Ceux qui proviennent de familles à plus faible revenu en obtiennent-ils de moins bons? De façon plus générale, comment le statut économique et

social est-il transmis des parents aux enfants? Le marché du travail est-il stratifié de façon rigide, les parents qui ont un revenu plus élevé transmettant leur statut économique à leur descendance, et les enfants qui proviennent de familles à plus faible revenu étant prisonniers d'un cycle de faible revenu? Ou existe-t-il plutôt une plus grande souplesse, les capacités et la motivation individuelle étant récompensées, peu importe les antécédents sociaux et économiques? Outre le revenu, quels autres aspects des antécédents de l'enfant jouent un rôle important à l'intérieur de ce processus, et quel rôle jouent les systèmes de transfert du revenu, d'éducation et de soins de santé à cet égard?

Il est étonnamment difficile de trouver des réponses définitives à ces questions, ces dernières étant toutefois au centre de l'élaboration des politiques gouvernementales. L'objectif du présent ouvrage est de contribuer à la recherche, de faire ressortir certaines des lacunes importantes du point de vue de l'information, ainsi que de laisser présager certaines des orientations que pourraient envisager d'explorer les organismes statistiques et les décideurs. Le principal message qui ressort est que l'avenir des enfants au Canada comporte à la fois des aspects positifs et négatifs. Les marchés du travail ont changé considérablement, et, en moyenne, il est plus difficile maintenant d'acquérir les bases solides nécessaires pour aspirer à une prospérité croissante. De nombreux jeunes Canadiens sont néanmoins bien préparés par leur famille et leur collectivité à relever ces nouveaux défis et, en tant que jeunes parents, ils sont bien placés pour transmettre cet héritage à leurs enfants. Toutefois, cela ne s'applique pas à une minorité de plus en plus grande, un groupe dont les enfants devront à leur tour relever des défis plus grands que la moyenne pour progresser dans la vie.

## 1. Aperçu

Les auteurs des chapitres 2, 3 et 10 déterminent le niveau de turbulence des marchés du travail, et la façon dont les Canadiens, particulièrement les jeunes, réagissent aux changements qui se produisent. Au chapitre 2, Picot, Myles et Pyper expliquent les progrès réalisés du point de vue du statut économique par quatre générations, depuis le début des années 70 : les enfants, les jeunes adultes, les travailleurs plus âgés et les personnes âgées. Leur analyse donne une vue globale des progrès réalisés par les diverses générations, et offre un aperçu de la situation relative des enfants. Comment chacun de ces groupes a-t-il été traité sur le marché du travail? Comment chacun d'entre eux a-t-il réagi aux changements qui se sont produits au cours des dernières décennies? Les auteurs répondent à ces questions en examinant les tendances du faible revenu et en illustrant dans quelle mesure les transferts sociaux ont protégé chacun de ces groupes de la turbulence du marché du travail. Ils examinent en outre la façon dont les familles se sont adaptées à ces changements, les effets qu'ont eu ces adaptations sur le risque de faible revenu, et la mesure dans laquelle elles peuvent continuer à réduire ce risque pour l'avenir.

Au chapitre 3, Morissette met l'accent sur la détérioration du statut des jeunes hommes sur le marché du travail et examine les tendances du point de vue de l'emploi, des salaires, des taux de rémunération et des probabilités qui en découlent d'échapper au faible revenu. Il procède notamment à une analyse détaillée selon la cohorte, avec des comparaisons entre les expériences des hommes de divers âges, qui sont entrés sur le marché du travail au milieu des années 80, et celles d'hommes de groupes d'âge similaires, qui sont entrés sur le marché du travail au milieu des années 70. Après avoir suivi ces cohortes respectives pendant une période pouvant aller jusqu'à dix ans, il a pu déterminer dans quelle mesure les perspectives de salaires, toute la vie durant, se sont modifiées de façon permanente. Il examine aussi la longueur des périodes de faible revenu pour ces groupes.

Meunier, Bernard et Boisjoly présentent, au chapitre 10, une étude complémentaire qui porte sur trois aspects connexes du mode de vie des jeunes : logement et cohabitation; études; et modèles de travail. Ils accordent une attention particulière aux changements qui se sont produits au cours des années 80, et déterminent dans quelle mesure le moment de quitter le foyer est retardé, et la transition vers l'indépendance

est caractérisée par un ensemble d'autres changements, et font ressortir les différences entre les jeunes hommes et les jeunes femmes.

Dans les chapitres 4 et 5, on lie les résultats des jeunes sur le marché du travail à leurs antécédents familiaux. Cette recherche évalue le degré d'égalité des chances sur le marché du travail pendant cette période de turbulence. Dans quelle mesure et comment les jeunes sont-ils préparés à une vie adulte autonome et réussie? Les inégalités passées et présentes seront-elles transférées à la génération suivante. Ou encore, comme le soulignent Fortin et Lefebvre, en introduction au chapitre 4, les enfants des familles à haut revenu gagneront-ils un revenu aussi élevé et les enfants des familles à faible revenu deviendront-ils des adultes à faible revenu?

L'objectif visé par Fortin et Lefebvre est d'estimer avec précision la corrélation qui existe entre le revenu des adultes et celui des familles dont ils proviennent. Elles mettent l'accent sur les corrélations entre le revenu des pères et des fils et celui des pères et des filles, ainsi que sur la façon dont elles ont évolué avec le temps. Elles démontrent en outre comment ces deux corrélations varient, selon la répartition du revenu, grâce au calcul de la proportion des personnes provenant de familles à faible revenu qui deviennent des adultes à faible revenu, et parallèlement, de la proportion des personnes provenant de familles à revenu élevé qui se maintiennent au sommet de l'échelle de répartition du revenu à la génération suivante.

Corak et Heisz élaborent ce thème de façon plus poussée au chapitre 5. Ils se préoccupent de la mesure dans laquelle le fait de provenir d'une famille à faible revenu peut laisser des traces permanentes sur les enfants, mais aussi de la mesure dans laquelle le faible revenu contribue à proprement parler au désavantage, ou encore est le reflet d'autres facteurs sous-jacents. À cette fin, ils examinent trois grands facteurs qui influencent les résultats obtenus par les enfants sur le marché du travail : le montant et la composition du revenu du père; les caractéristiques du voisinage; la structure de la famille.

Ces deux chapitres fournissent un aperçu général des rapports qui existent entre les générations, mais ils n'abordent pas les processus sous-jacents de façon pleinement détaillée. On peut aussi penser qu'ils n'examinent que la situation idéale, c'est-à-dire celle des familles où le père est présent. Le reste de l'analyse, qui est compris dans les chapitres 6 à 9, tente de combler certaines omissions, grâce à un examen de

la façon dont les familles et les collectivités préparent les jeunes à la vie adulte, ainsi que du rôle que joue le revenu dans ce processus. Les auteures du chapitre 6 traitent du lien qui existe entre la séparation et le divorce des parents et les décisions en matière de situation de famille et de fécondité que prennent les enfants. Ceux du chapitre 7 examinent les liens qui existent entre le revenu et la monoparentalité et les troubles psychiatriques et sociaux chez les enfants. Au chapitre 8, on relie la scolarité des parents et les stratégies parentales qu'ils utilisent et les décisions que prennent les enfants du point de vue des études. Au chapitre 9, les auteurs évaluent dans quelle mesure le niveau de scolarité de la mère et le revenu familial influent sur les soins de santé reçus par les enfants.

Au chapitre 6, Le Bourdais et Marcil-Gratton notent que le bien-être économique à long terme des enfants a non seulement trait au revenu dont disposaient leurs parents lorsqu'ils les ont éduqués, mais aussi aux attitudes sociales qu'ils leur ont inculquées. De façon plus particulière, elles soulignent que la génération actuelle de jeunes est la première à être éduquée dans un contexte d'attitudes et de dispositions législatives moins strictes à l'égard du divorce, et elles font une comparaison entre les décisions en matière de situation de famille que prennent les enfants de parents divorcés ou séparés et celles des enfants dont l'environnement familial est stable. Les enfants de parents divorcés sont-ils plus susceptibles de vivre une instabilité au niveau de la situation de famille à l'âge adulte? Ont-ils davantage tendance à éviter le mariage et à lui préférer la cohabitation? Ont-ils davantage d'enfants à un âge plus précoce? Étant donné que le risque de faible revenu chez les enfants comporte un lien étroit avec la monoparentalité, l'étude effectuée par les auteures contribue à déterminer dans quelle mesure les jeunes Canadiens sont plus susceptibles d'éduquer leurs enfants dans un contexte économique négatif, du fait du « capital social » dont ils ont hérité.

Sur la base de cette hypothèse, le chapitre 7 explore les répercussions possibles de la monoparentalité sur le bien-être des jeunes enfants. Dooley, Curtis, Lipman et Feeny examinent une quantité de comportements importants qui rendent compte du fait que les enfants ont un départ difficile dans la vie. Les difficultés sont regroupées en trois grandes catégories : troubles psychiatriques, mauvais rendement scolaire et problèmes sociaux. Les auteurs évaluent le

rôle relatif joué par la monoparentalité et le revenu familial quant à l'apparition de ces problèmes, ainsi que la mesure dans laquelle un revenu plus élevé compense pour l'absence d'un parent. Leurs données permettent en outre une évaluation limitée des changements quant à l'incidence des divers problèmes de comportement, à partir du début des années 80 jusqu'au début des années 90.

Les antécédents et les stratégies d'éducation des parents sont examinés de façon plus approfondie au chapitre 8, par de Broucker et Lavallée, qui étudient les résultats scolaires des jeunes en fonction des antécédents familiaux de ces derniers. Étant donné que le niveau de scolarité est un déterminant important du statut économique et social, les auteurs examinent l'influence relative des parents et du système d'éducation quant au niveau de scolarité d'une cohorte plus jeune et plus âgée d'hommes et de femmes. Ils réussissent notamment à établir un lien entre le niveau de scolarité de ces groupes et le niveau de scolarité de leurs parents, mais aussi en rapport avec quantité de stratégies parentales ayant trait au soutien scolaire.

Au chapitre 9, Knighton, Houle, Berthelot et Mustard étudient la santé de l'enfant au cours de sa première année de vie, et mettent l'accent sur le rôle relatif que jouent le revenu familial et le niveau de scolarité de la mère quant à la façon dont les nouveau-nés sont traités par le système médical, au type de soins qu'ils reçoivent et aux répercussions en matière de coûts. Leur analyse est fondée sur un ensemble unique de données qui comporte un lien entre les données socio-économiques du recensement et les antécédents médicaux d'un groupe de nouveau-nés au Manitoba, au milieu des années 80. Étant donné que les premières années de vie sont souvent cruciales pour le développement de l'enfant, cette étude est importante du fait qu'elle illustre le rapport qui existe entre le statut socio-économique des parents et le type de soins que les nouveau-nés reçoivent.

À partir des conclusions des recherches des chapitres 2 à 10, le chapitre 11 comprend deux études, une par Susan McDaniel et une autre par Bob Baldwin, qui soulignent les répercussions pour les décideurs ainsi que les lacunes qui subsistent du point de vue de l'information, et qui fournissent certaines orientations pour la recherche future.

## 2. Principales conclusions

**La situation du marché du travail s'est détériorée pour les jeunes, particulièrement les hommes, avec pour résultat qu'une proportion beaucoup plus importante d'entre eux fait maintenant partie de ce que l'on appelle la main-d'œuvre « auxiliaire ». Leurs perspectives de salaires semblent s'être détériorées constamment au cours des années 80.**

Moins de jeunes hommes sont actifs sur le marché du travail; un nombre moins grand d'entre eux a un emploi; et une plus grande proportion est au chômage. En fait, plus du tiers des hommes âgés de 17 à 24 ans peuvent être classés comme appartenant à la main-d'œuvre auxiliaire, c'est-à-dire qu'ils sont chômeurs, employés à temps partiel involontairement, ou titulaires d'un emploi non permanent. Même les emplois occupés par des travailleurs à temps plein ont changé. Ils sont maintenant plus nombreux dans les secteurs moins bien rémunérés, comme les services aux consommateurs, que dans celui de l'industrie manufacturière et dans la fonction publique. En 1981, jusqu'à 30 % des jeunes hommes travaillaient à temps plein dans l'industrie manufacturière; en 1995, cette proportion se situait à 23 %. Les chiffres sont presque inverses dans les services aux consommateurs : 23 % des travailleurs se trouvaient dans ce secteur en 1981, comparativement à 33 % en 1995. En outre, la proportion de travailleurs à temps plein dans des postes syndiqués a diminué de moitié (passant de 33 % à 15 % entre 1981 et 1995).

Cela a pour résultat que les jeunes hommes (qui travaillent à temps plein et à longueur d'année) ont gagné en 1994 le même montant que leurs homologues en 1969 (en termes réels). Par contre, les 45 à 54 ans gagnent plus de 30 % de plus que leurs homologues il y a 25 ans. Les perspectives de salaires des jeunes hommes ont augmenté entre le début et le milieu des années 70, ont commencé à se détériorer par la suite, puis ont chuté considérablement au cours de la récession de 1981-1982, et n'ont pas connu de reprise depuis (voir la figure 3.1 du chapitre 3). Les jeunes hommes qui sont entrés sur le marché du travail entre 1984 et 1993 gagnaient presque 11 % de moins au cours de cette période que les jeunes hommes de la décennie précédente. Par contre, les 35 à 44 ans gagnaient environ 4 % de plus (tableau 3.7). Ces changements traduisent une diminution généralisée des perspectives de salaires des jeunes, sans égard

à la branche d'activité, à la profession, à l'adhésion syndicale, ni même au contexte macroéconomique (c'est-à-dire des taux de chômage globalement plus élevés). Même si le taux de chômage avait été le même, les jeunes des années 80 auraient commencé leur carrière avec une rémunération inférieure de presque 20 % à celle de leurs homologues dix ans plus tôt. Essentiellement, on a assisté à une détérioration permanente des perspectives de rémunération des jeunes hommes.

**Cela fait ressortir le risque qu'eux et leurs enfants se retrouvent dans une situation de faible revenu.**

Le taux de faible revenu, qui est fondé uniquement sur le revenu marchand, chez les familles ayant des enfants âgés de 14 ans et moins était de 20 % jusqu'au début des années 80 environ, mais a augmenté à plus de 25 % au milieu des années 90. Parallèlement, les personnes âgées de plus de 45 ans n'ont connu aucun changement quant à leur probabilité de toucher un faible revenu marchand (figure 2.1).

**Les transferts gouvernementaux ont joué un rôle de premier plan quant à la réduction du risque que le faible revenu marchand se transforme en faible revenu familial.**

Même si le revenu sur le marché du travail des familles ayant de jeunes enfants a diminué au cours des années 80 et au début des années 90, le revenu familial total—étant donné une augmentation substantielle de la part de transferts gouvernementaux—n'a pas suivi la même tendance. Le marché du travail était à la source d'environ 65 % du revenu familial total au début des années 70, mais d'environ 30 % au milieu des années 90. Parallèlement, les transferts représentaient moins de 40 % du revenu familial total en 1973, mais plus de 60 % au milieu des années 90. Par conséquent, les taux de faible revenu après impôts et transferts sont demeurés essentiellement constants à environ 15 % (voir les figures 2.1 et 2.2).

**Il existe un autre facteur important qui protège les enfants d'une situation de faible revenu, à savoir les changements quant au comportement en matière de situation de famille et de fécondité des jeunes adultes, mais à la fin des années 80 ou au début des années 90, cette protection a atteint ses limites.**

Tout au long des années 70 et 80, les jeunes ont reporté le moment de se marier et d'avoir des

enfants, tout en augmentant leur pouvoir d'achat grâce à une hausse de leur niveau de scolarité. En outre, les femmes sont entrées sur le marché du travail en nombres encore plus importants, et le nombre de couples à deux revenus a augmenté. Pour joindre les deux bouts, les jeunes ont aussi eu davantage tendance à demeurer chez leurs parents ou à retourner y vivre. Par exemple, en 1981, environ 26 % des jeunes âgés de 23 à 24 ans vivaient avec leurs parents, tandis qu'en 1990, cette proportion atteignait 40 %. En outre, ceux qui quittaient le foyer familial étaient moins susceptibles de vivre en couple. Pour citer un exemple du chapitre 10, environ 55 % des jeunes âgés de 21 à 22 ans qui ne vivaient pas avec leurs parents, vivaient en couple en 1981, mais seulement 39 % faisaient de même en 1990 (tableau 10.2). Cela a notamment à voir avec le nombre croissant de jeunes qui consacrent la majorité de leur temps aux études, dans une proportion supérieure à 13 % au cours des années 80. En résumé, le mode de vie des jeunes adultes a changé considérablement.

Ces changements ont aidé à contenir le taux de faible revenu chez les enfants. Toutefois, comparativement aux années 70 et 80, les changements aux chapitres de la démographie et du marché du travail au cours des années 90 ont fait en sorte d'augmenter les risques de faible revenu. Par exemple, la proportion d'enfants dans les familles comptant trois enfants ou plus a diminué, passant de 48 % en 1973 à environ 30 % en 1988, mais est demeurée à peu près constante depuis. La proportion d'enfants dans les ménages dont au moins un parent est titulaire d'un diplôme universitaire a plus que doublé, passant de 8,3 % en 1973, à environ 18 % en 1988, mais est demeurée constante depuis. Enfin, la proportion d'enfants appartenant à des familles biparentales à deux soutiens est passée de 47 % en 1973 à plus de 66 % en 1988, mais a diminué, pour se fixer à 63 % en 1995 (tableau 2.1). En fait, un nombre croissant d'enfants vivent dans des ménages qui ont de la difficulté à joindre les deux bouts. Tandis que seulement 4,6 % des enfants âgés de moins de 14 ans vivaient dans des ménages monoparentaux en 1973, cette proportion a augmenté de façon constante, pour atteindre presque 13 % au milieu des années 90. Les personnes qui pouvaient s'adapter à la turbulence des marchés du travail l'ont fait—soit en repoussant la date de leur mariage, en demeurant plus longtemps chez leurs parents, en augmentant leur niveau de scolarité, ou encore grâce à l'entrée sur le mar-

ché du travail d'un partenaire de vie qui ne travaillait pas auparavant. Toutefois, pour ceux qui avaient du mal à joindre les deux bouts ou pour qui cela représentait un stress trop grand, les rapports ont pris fin ou n'ont pas duré, avec pour résultat que l'incidence de la monoparentalité et du faible revenu a augmenté. Comme l'indiquent Picot, Myles et Pyper : « La réduction future de la fréquence du faible revenu chez les enfants dépendra plutôt—et surtout—de la capacité accrue de leurs parents à gagner leur vie ou de l'amélioration des transferts sociaux » (chapitre 2, page 23).

**Les résultats sur le marché du travail des jeunes ne comportent qu'un faible lien avec le revenu des familles dont ils proviennent. Beaucoup d'autres facteurs, outre l'argent, ont une influence déterminante sur le cheminement des enfants dans la vie.**

En fait, le marché du travail au Canada semble se caractériser par une plus grande mobilité intergénérationnelle que celui des États-Unis ou du Royaume-Uni. Fortin et Lefebvre font ressortir que la corrélation entre le revenu des pères et des fils est inférieure à 0,2; entre les pères et les filles, elle est légèrement plus élevée, mais dans tous les cas, les corrélations sont considérablement plus faibles que celles de 0,4 enregistrées de façon générale aux États-Unis et au Royaume-Uni. En ce sens, le Canada s'apparente davantage à l'Europe continentale qu'aux économies anglo-américaines. Le lien avec le revenu parental est encore plus faible pour la cohorte née après 1955, cette période correspondant à l'expansion de l'État providence et à la mise en place d'un système d'études postsecondaires universellement accessible (tableau 4.4). De façon plus particulière, les enfants nés de pères se situant au niveau inférieur de l'échelle de répartition du revenu sont légèrement plus susceptibles d'atteindre le niveau moyen que de se maintenir au niveau inférieur. Les enfants nés de pères se trouvant au sommet de l'échelle de répartition de revenu, toutefois, sont plus susceptibles de se maintenir au sommet.

En fait, ce n'est pas uniquement le montant, mais aussi la composition du revenu du père, qui ont une influence sur les résultats obtenus par les enfants. Les sources marchandes de revenu—rémunération, revenu d'un emploi autonome et revenu de placements—comportent un lien positif avec le revenu possible des enfants. Les sources non marchandes, par exemple, l'assurance-emploi et d'autres transferts, ne sont

pas liées aux résultats obtenus par les enfants ou comportent un lien négatif avec ceux-ci (tableaux 5.3 et 5.4). Le fait qu'un dollar de revenu parental ait des répercussions différentes pour les enfants, selon la façon dont il a été obtenu, peut constituer une indication que d'autres caractéristiques non observées de la famille sont importantes. En outre, Corak et Heisz ont déterminé que le voisinage, les groupes de pairs ou, de façon générale, les réseaux mis à la disposition des parents, constituent des indicateurs importants des résultats obtenus par les enfants. Il existe une mesure souvent utilisée de ce « capital social » dont héritent les enfants, à savoir le nombre de déménagements résidentiels au début de l'adolescence, qui comporte un lien étroit avec les revenus à l'âge adulte. Les enfants qui ont déménagé deux fois ou plus au cours d'une période de cinq ans, et qui ont par conséquent moins de chance de mettre en valeur leur « capital social », obtiennent beaucoup moins de succès sur le marché du travail que ceux appartenant à des familles qui ont un revenu global équivalent, mais qui n'ont pas déménagé (figure 5.3). Se fondant sur un thème soulevé par Mayer (1997), les auteurs laissent entendre que si des facteurs autres qu'un revenu modeste sont les véritables déterminants des perspectives offertes à l'enfant, « il faut donc élaborer des politiques dont l'effet ne se limite pas simplement à transférer de l'argent aux parents » (chapitre 5, page 71).

**Un système d'éducation largement accessible et de grande qualité joue certainement un rôle pour déterminer le niveau élevé de mobilité intergénérationnelle quant au revenu des jeunes. Toutefois, le niveau de scolarité et les antécédents professionnels des parents jouent un rôle aussi important quant à la façon dont les enfants utilisent les ressources que la société met à leur disposition.**

On a assisté à une mobilité ascendante importante du point de vue de la scolarité, plus de 50 % des Canadiens ayant un niveau de scolarité plus élevé que celui de leurs parents, et seulement 17 %, un niveau moindre (tableau 8.2). Toutefois, la probabilité d'atteindre un niveau de scolarité postsecondaire varie de façon significative selon le niveau de scolarité des parents. Les enfants dont les parents ont un diplôme postsecondaire ont environ 56 % de probabilités d'en avoir un eux-mêmes; ceux dont les parents n'ont qu'un niveau d'études secondaires ont environ 40 % de probabilités; et ceux dont

les parents n'ont pas obtenu de diplôme secondaire ont seulement 22 % de probabilités d'obtenir un diplôme postsecondaire.

Ces modèles sont les mêmes pour la génération qui termine sa scolarité que pour celle qui l'a terminée avant l'avènement d'établissements postsecondaires largement accessibles. La seule exception concerne les jeunes ayant des parents très scolarisés, qui sont encore plus susceptibles d'obtenir un diplôme postsecondaire que leurs homologues plus âgés (près de 70 % le font, comparativement à environ 60 % du groupe plus âgé) (voir la figure 8.1). Cette tendance est encore plus marquée pour ceux dont les parents avaient un diplôme universitaire. En fait, elle s'intensifie et laisse supposer que l'accès aux diplômes postsecondaires devient de plus en plus polarisé.

En outre, les auteurs du chapitre 9 ont déterminé que le niveau de scolarité de la mère joue un rôle important sur le départ des enfants dans la vie. Près de 80 % des mères les moins scolarisées avaient des périodes de gestation plus courte; plus de 60 % ont donné naissance à des bébés de faible poids, comparativement à moins de 40 % des mères ayant une scolarité plus élevée (tableau 9.1). En outre, les bébés nés de mères ayant une scolarité plus faible sont beaucoup plus susceptibles de recevoir des traitements au cours de leur première année de vie, et moins susceptibles de bénéficier de soins préventifs. Ce dernier élément est souvent considéré comme jouant un rôle clé quant à l'état de santé à long terme, ce qui fait que les enfants de ces parents risquent davantage d'avoir une mauvaise santé. En fait, leur taux d'admission à l'hôpital est près du double de celui des groupes plus scolarisés, tandis que leur recours aux soins ambulatoires préventifs ne représente que 60 % de celui des autres groupes. Comme c'est le cas pour les études postsecondaires, les enfants dont les parents ont un niveau de scolarité plus élevé ont accès en proportion plus grande que les autres aux services de soins de santé les plus profitables à long terme. Le niveau de scolarité de la mère semble être un déterminant important de l'accès aux soins de santé; le niveau de revenu du ménage ne semblant pas jouer un rôle aussi important (tableau 9.3).

Toutefois, la recherche du chapitre 9 comporte une limite importante, à savoir que la monoparentalité ne fait pas l'objet d'un contrôle simultané. Le niveau de scolarité de la mère peut constituer une approximation de la monoparentalité. En fait, cette limite générale

s'applique à toutes les études, y compris celles des chapitres 4 et 5.

**La monoparentalité semble comporter une corrélation très étroite avec la façon dont les enfants prennent leur départ dans la vie, et cela vient peut-être du fait qu'elle ne peut être compensée par un revenu plus élevé du ménage.**

Environ 43 % des enfants qui appartiennent à des familles monoparentales ayant à leur tête une femme à faible revenu sont aux prises, à tout le moins, avec certains troubles psychiatriques, ou problèmes scolaires, ou encore problèmes sociaux, comparativement à seulement 24 % des enfants qui sont dans la même situation du point de vue du revenu, mais qui vivent avec leurs deux parents. Un revenu plus élevé ne semble compenser que partiellement l'absence du père, l'incidence d'au moins un de ces problèmes étant de 32 % chez les enfants de familles monoparentales ayant à leur tête une femme, qui se situent au-dessus du seuil de faible revenu. En outre, le taux pour les enfants de familles biparentales à faible revenu est environ le même (24 % par rapport à 20 %) que pour leurs homologues qui se situent au-dessus du seuil de faible revenu (tableau 7.1).

À cet égard il est important de souligner que deux tiers des enfants vivant dans des familles monoparentales ayant à leur tête une femme se situent en-dessous du seuil de faible revenu, tandis que seulement 15 % de ceux qui vivent dans des familles biparentales sont dans la même situation. Les mères seules ont tendance à avoir des niveaux de scolarité plus faibles et à être plus jeunes. En dépit de ces différences, il semble que les enfants de familles monoparentales ayant à leur tête une femme connaissent des risques plus élevés de troubles psychiatriques, qu'il s'agisse d'hyperactivité, de troubles des conduites ou de troubles affectifs—peu importe le revenu de la famille et les autres variables. Le niveau de scolarité de la mère, par exemple, ne semble pas faire une différence majeure, mais la jeunesse de la mère fait augmenter l'incidence de ces problèmes, qui semblent aussi être plus importants pour les garçons que pour les filles. La probabilité moyenne d'être aux prises avec un de ces problèmes est d'environ 15 %, mais passe à 25 % pour les enfants provenant de familles monoparentales ayant à leur tête une femme (tous les autres éléments étant constants). Les changements touchant le revenu familial, c'est-à-dire lorsque celui-ci se situe en-dessous du seuil de faible revenu et qu'il

passé au-dessus de ce seuil, n'ont pas de répercussions discernables (tableau 7.3). La même conclusion s'applique aux problèmes scolaires (année doublée, mauvais rendement ou problèmes sociaux fréquents). La probabilité que surviennent un ou plusieurs de ces problèmes est de 20 % pour un enfant représentatif provenant d'une famille biparentale, mais de 34 % pour un enfant ayant des caractéristiques similaires, mais vivant dans une famille monoparentale ayant à sa tête une femme.

Les auteurs du chapitre 7 indiquent que le risque de problèmes psychiatriques chez les enfants semble avoir eu tendance à augmenter entre 1983 et 1993, mais leur plus importante conclusion globale est que « la monoparentalité constitue la variable la plus uniformément et la plus significativement associée aux issues psychiatriques, scolaires et sociales examinées » (chapitre 7, page 124).

**L'instabilité familiale a des répercussions d'une génération à l'autre. Les jeunes adultes dont les parents se sont séparés ou ont divorcés connaissent eux aussi des taux élevés d'instabilité familiale, et sont plus susceptibles de se retrouver à la tête d'une famille monoparentale.**

La séparation et le divorce des parents peuvent avoir des répercussions à long terme sur les modèles de formation de la famille de la génération suivante. Le Bourdais et Marciel-Gratton résumant les conclusions principales du chapitre 6 en indiquant que la séparation (ou le divorce) des parents tend à être reliée positivement à la vraisemblance que les enfants vivent en union libre, alors qu'elle réduit la probabilité d'un mariage direct. Selon les auteurs, « ces expériences des parents tendent également à être reliées au fait pour les jeunes femmes d'avoir un enfant tôt, hors union ou hors mariage, ainsi qu'à une augmentation des risques de dissolution de l'union, du moins pour les hommes mariés » (chapitre 6, page 99). Par exemple, lorsque l'on contrôle un ensemble d'autres caractéristiques, la probabilité de cohabitation avant l'âge de 25 ans est supérieure de plus de 70 % chez les jeunes adultes dont les parents étaient séparés ou divorcés, tandis que la probabilité de mariage est beaucoup moins grande (particulièrement chez les femmes, où le taux est de 40 % inférieur). En outre, les femmes qui ont vécu la séparation ou le divorce de leurs parents sont presque deux fois plus susceptibles de donner naissance à un enfant avant leur 20<sup>e</sup> anniversaire que celles qui proviennent de familles intactes. Elles sont aussi

presque deux fois plus susceptibles d'être des mères seules (tableau 6.2).

Le processus qui mène à ces résultats est complexe. De façon plus particulière, il est probable que l'instabilité familiale ait des répercussions sur le niveau de scolarité des filles, lequel, à son tour, a une influence directe sur les probabilités qu'elles élèvent leurs enfants seules. Enfin, lorsqu'un mariage survient, il est plus susceptible de prendre fin lorsqu'il y a des antécédents de séparation ou de divorce. Cela est particulièrement vrai pour les hommes, lesquels sont près de trois fois plus susceptibles de voir leur mariage échouer s'ils ont connu l'échec du mariage de leurs parents (tableau 6.3).

### 3. Synthèse et orientations pour la recherche à venir

Une des synthèses qui pourrait convenir à ces huit résultats devrait avoir pour prémisse que trois institutions fondamentales ont un effet déterminant sur le bien-être des enfants et leur préparation à la vie adulte : le marché, l'État et la famille. La portée et le rôle de ces institutions se sont modifiés considérablement au cours des deux dernières décennies, et certains de ces changements semblent avoir été suscités par des transformations importantes sur le marché du travail. De façon plus particulière, le marché du travail a évolué au cours des années 80, ce qui fait que le revenu permanent des jeunes, et particulièrement des jeunes hommes, a diminué en moyenne de 10 %.

Contrairement à ce qui s'est passé aux États-Unis, les transferts gouvernementaux ont mis les enfants canadiens à l'abri des pires aspects des changements négatifs qui ont touché le marché du travail, au point que l'incidence du faible revenu chez les enfants au Canada n'a pas augmenté<sup>1</sup>. D'autres institutions gouvernementales jouent aussi un rôle important. Le système d'éducation supérieure largement accessible et de grande qualité a permis à de nombreux jeunes d'augmenter leurs acquis. En fait, le marché du travail s'est caractérisé par une égalité raisonnable des chances, en dépit de nombreux autres changements. Même si les jeunes adultes appartenant aux familles ayant les revenus les plus élevés étaient les plus susceptibles d'obtenir les meilleurs résultats, ceux des familles ayant les revenus les plus bas étaient encore plus susceptibles de gravir l'échelle du revenu que de demeurer au bas. Dans l'ensemble, la corrélation entre le revenu et les antécédents

familiaux est relativement faible, ce qui correspond à un marché du travail dans lequel les personnes sont rémunérées selon leurs capacités et leur motivation. Toutefois, étant donné que les changements sous-jacents du marché du travail se sont étalés sur une longue période, les déficits budgétaires gouvernementaux ont atteint des niveaux impossibles à soutenir.

La famille joue aussi un rôle important lorsque vient le temps d'appuyer les jeunes adultes. L'exemple le plus évident de l'augmentation du transfert intergénérationnel entre les parents et les enfants est la tendance des jeunes adultes à demeurer plus longtemps chez leurs parents. La formation de la famille chez les jeunes a aussi changé de façon considérable. La décision de vivre plus longtemps chez ses parents et de fréquenter plus longtemps l'école va de pair avec celle de reporter la formation d'un couple et avec la diminution de la fécondité. Tous ces éléments correspondent toutefois au meilleur scénario, les jeunes les plus susceptibles de suivre ce cheminement ayant tendance à provenir de familles intactes et de familles dont les parents ont un niveau élevé de scolarité.

Par contre, les personnes qui ont connu la séparation et le divorce de leurs parents sont plus susceptibles de cohabiter et d'avoir des enfants à l'extérieur des liens du mariage ou, lorsqu'ils se marient, risquent davantage de voir leur union échouer. En outre, ils sont plus susceptibles d'avoir des problèmes de comportement et des problèmes scolaires, particulièrement les garçons. Les jeunes adultes sont plus susceptibles d'avoir un faible revenu dans les cas où : ils ont connu des déménagements fréquents (et par ricochet, des changements d'école); leurs parents avaient des niveaux moins élevés de scolarité ou n'ont pas utilisé les meilleures stratégies ou attitudes parentales; leurs parents dépendaient de sources non marchandes de revenu. Évidemment, tous ces facteurs de risque sont plus élevés pour les enfants qui proviennent de familles dont les parents sont divorcés ou séparés. L'entrée dans un marché du travail plus hostile, avec ce genre de capital social, entraîne une plus grande probabilité de faible revenu, et diminue la tendance de réagir en acquérant davantage d'années de scolarité ou en repoussant le moment d'avoir des enfants. Du fait des revenus plus faibles chez les hommes et de la plus grande nécessité d'être actives sur le marché du travail pour les femmes, le stress imposé à des relations déjà fragiles peut avoir augmenté la probabilité que les enfants de la génération suivante

soient élevés dans des familles monoparentales ayant à leur tête une femme.

Cette hypothèse, même si elle repose sur l'information des chapitres suivants, part d'un certain nombre de principes qui justifient de pousser la recherche davantage.

- [1] Quelles sont les origines des changements profonds qui ont touché le marché du travail, et pourquoi imposent-ils un fardeau si grand aux jeunes? Les éléments qui entraînent le plus de turbulences sur le marché du travail ne sont pas encore bien compris, mais peuvent avoir un lien avec les retards d'adaptation, par suite de la diminution de la croissance de la productivité qui a commencé au début des années 70. Nombreux sont ceux qui prétendent que ces perturbations ont été aggravées par l'avènement de la technologie de l'information (particulièrement les ordinateurs personnels) et la mondialisation des marchés de capitaux et de produits. (Voir, par exemple, Osberg, Wein et Grude, 1995, ainsi que Wood, 1994). Il existe encore certainement de nombreuses controverses au sujet des répercussions qu'ont eu la technologie informatique et la mondialisation sur la polarisation des revenus ici (et dans les autres pays de l'OCDE). Quelles que soient les causes, toutefois, il est clair que les institutions du marché du travail canadien ont structuré les adaptations à ces perturbations de façon à imposer un fardeau important aux jeunes, particulièrement les jeunes hommes sans compétences particulières. Quels sont les aspects du marché du travail qui ont été à la source de ces perturbations? Sont-ils immuables? Même si ces questions dépassent la portée des travaux qui suivent, elles sont néanmoins au centre de l'élaboration des politiques.
- [2] La monoparentalité et les mauvais résultats obtenus par les enfants ont-ils une relation de cause à effet? Cela semble certainement être le cas pour les enfants de familles monoparentales qui ont en moyenne davantage de problèmes de comportement et de problèmes sociaux, ainsi qu'un niveau de scolarité moins élevé et un revenu plus faible. Parallèlement, toutefois, il se peut qu'il ne soit pas approprié de prétendre que la situation familiale est à la source de ces tendances. Une telle comparaison ne répond

pas nécessairement à la question concernant la façon dont les enfants de familles monoparentales se seraient comportés si leurs parents étaient demeurés ensemble. En fait, il se pourrait bien que certains de ces enfants soient dans une meilleure position par suite de cette rupture. Un exemple extrême d'une telle situation pourrait être celui d'une famille dans laquelle les enfants sont témoins d'abus physiques ou mentaux ou en sont les victimes. Si les abus de cette sorte, ou le stress qu'ils entraînent, sont la cause sous-jacente du comportement de l'enfant, c'est donc dire que la rupture de la relation matrimoniale est simplement le signe ou le symptôme d'un problème plus profond. Les relations de cause à effet de la monoparentalité nécessitent une recherche plus poussée.

- [3] Il existe une question connexe, à savoir dans quelle mesure l'argent, et particulièrement les transferts de l'État, améliore les résultats obtenus par les enfants. Est-ce que l'argent fait une différence? Cet élément comporte un lien particulièrement étroit avec l'élaboration des politiques, étant donné que l'un des principaux outils dont disposent les gouvernements est le transfert de sommes plus importantes aux familles ayant des enfants. Par exemple, l'hypothèse selon laquelle les sources marchandes de revenu des parents comportent un lien positif avec le revenu futur des enfants, tandis que les sources non marchandes comportent un lien négatif, peut signifier qu'il existe des limites aux répercussions positives des transferts gouvernementaux. Cela laisse toutefois de nombreuses questions sans réponse. S'agit-il d'une relation réelle de cause à effet? Le cas échéant, des transferts plus élevés pourraient même entraîner une réduction du niveau de scolarité chez les enfants et une diminution de leurs chances sur le marché du travail, tout en laissant supposer qu'il existe un modèle de transmission intergénérationnelle de la dépendance à l'égard des transferts gouvernementaux. Toutefois, on doit partir du principe que tous les facteurs qui déterminent ces résultats sont contrôlés, particulièrement ceux qui comportent une corrélation avec le fait de recevoir des transferts, une tâche qui se révèle difficile compte tenu des nombreux ensembles de données disponibles. Ainsi, il existe un risque

important de surestimer les effets négatifs possibles. Il faut des analyses plus convaincantes de données plus précises.

- [4] Les familles et les collectivités jouent un rôle important quant à la situation des enfants, mais de quelle façon? Comment exactement les familles donnent-elles à leurs enfants l'énergie nécessaire pour faire face aux difficultés de la vie, en dépit du revenu dont elles disposent? Quel est le rôle de la collectivité et du « capital social » à l'intérieur du processus? Ces questions semblent essentielles, étant donné que de nombreux enfants provenant de familles à faible revenu ou de familles monoparentales deviennent des adultes qui réussissent. Les tendances qui ressortent de la recherche correspondent souvent à des effets « moyens », et révèlent peu de choses au sujet de la gamme variée d'expériences ou de causes de ces écarts<sup>2</sup>. Pour comprendre ces écarts, il faut examiner de façon plus détaillée les rouages internes de la famille, la façon dont les ressources sont partagées et dont les décisions sont prises, ainsi que le système de soutien qui existe dans la collectivité. Les modèles de comportement, les groupes de pairs et les caractéristiques du voisinage font partie de ce grand rôle joué par la collectivité, mais la recherche aux fins des politiques doit aller plus loin et examiner comment les familles ont accès aux ressources mises à leur disposition par l'État. Par exemple, la disponibilité d'un système universel d'éducation et de soins de santé ne signifie pas que celui-ci sera utilisé le plus efficacement possible par certaines familles.

#### 4. Conclusion

L'avenir des enfants au Canada comporte à la fois des aspects positifs et négatifs. De nombreux enfants sont bien préparés par leur famille, leurs amis et les institutions publiques, et obtiennent de bons résultats, en dépit des changements importants qui ont touché le marché du travail. D'autres n'ont pas cette chance. Les écarts entre ces groupes sont en soi une source de préoccupations, mais aussi du fait qu'ils sont susceptibles d'avoir des répercussions sur la génération suivante. Il est probable que les enfants des jeunes adultes d'aujourd'hui entreront dans un cercle vertueux ou vicieux, étant donné

que les avantages et les obstacles sont transmis. Est-ce équitable? En savons-nous suffisamment au sujet de la dynamique intergénérationnelle pour intervenir?

Ces questions sont fondamentales mais très difficiles à résoudre, et le dernier mot à cet égard revient à Susan McDaniel et Bob Baldwin, au chapitre 11. Ils examinent, chacun à leur façon, les répercussions des recherches du présent ouvrage en matière d'équité intergénérationnelle et de politique gouvernementale. De façon plus particulière, McDaniel prétend que le fait de résumer les progrès réalisés au cours des deux dernières décennies en un conflit intergénérationnel entre le groupe actuel des personnes âgées et les cohortes actuelles de jeunes (et potentiellement leurs jeunes enfants ou leurs enfants non encore nés) serait inapproprié et irait en fait à l'encontre du but recherché. Elle présente une gamme de questions (à la fois théoriques et empiriques) qui doivent être précisées, examine dans quelle mesure un nouveau contrat social entre les générations voit le jour au Canada, et souligne trois cadres politiques de rechange pour l'avenir.

Quant à lui, Baldwin offre une liste impressionnante de ce que les jeunes générations devraient raisonnablement s'attendre d'obtenir en héritage des générations plus âgées. Son analyse commence par un lien entre la recherche comprise dans le présent ouvrage et cette liste, puis souligne les lacunes importantes en matière d'information qui subsistent. Il spéculé en outre sur la nature du contrat social entre les générations qui lie les Canadiens, et compare l'attitude de la société à l'égard des prestations de retraite versées aux personnes âgées et le soutien fourni aux jeunes. Il conclut en soulignant l'importance du secteur public à l'égard de tous ces liens.

#### Notes

<sup>1</sup> Cela ressort clairement dans les travaux mentionnés au chapitre 2, ainsi que dans ceux de Blank et Hanratty (1993), qui ont entrepris une analyse comparative des programmes de transferts sociaux canadiens et américains, et de la façon dont ils ont fonctionné dans les deux pays au cours des années 80. Ils sont d'avis que le principal groupe qui profiterait de l'adoption du système antipauvreté canadien [aux États-Unis] serait les familles avec enfants (p. 219).

<sup>2</sup> Docherty donne un exemple frappant de cet élément (1997) et souligne que le fait « d'étiqueter » les enfants comme faisant partie d'un groupe à risque élevé peut inciter leur entourage à changer son comportement et à les traiter différemment, contribuant ainsi aux résultats négatifs. Ce point de vue est repris dans les travaux d'Osberg (1998) et d'Helliwell (1998).

### Bibliographie

BLANK, Rebecca M. et Maria J. HANRATTY (1993). « Responding to Need: A Comparison of Social Safety Nets in Canada and the United States. » Dans David Card et Richard B. Freeman (dir.). *Small Differences that Matter: Labor markets and Income Maintenance in Canada and the United States*. Chicago: University of Chicago Press.

DOCHERTY, Jane (1997). « Blessed are the poor, for they can be labelled. » *Globe and Mail*. 6 juin.

HELLIWELL, John F. (1998). « Quel sera notre leg ? » Dans Miles Corak (dir.). *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelle*. Ottawa : Statistique Canada, n° 68-513-XPB au catalogue.

OSBERG, Lars (1998). « Équité entre les générations—Signification et mesure. » Dans Miles Corak (dir.). *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelle*. Ottawa : Statistique Canada, n° 68-513-XPB au catalogue.

OSBERG, Lars, Fred WEIN, et Jan GRUDE (1995). *Vanishing Jobs: Canada's Changing Workplaces*. Toronto: James Lorimer and Company.

WOOD A. (1994). *North-South Trade, Employment, and Inequality*. Oxford: Oxford University Press.



## Chapitre 2

# Marchés, familles et transferts sociaux : tendances du faible revenu chez les jeunes et les personnes âgées, 1973-1995

GARNETT PICOT, JOHN MYLES ET WENDY PYPER

---

Comme les citoyens de tous les pays développés à économie de marché, les Canadiens comptent, pour leur bien-être économique, sur trois grandes institutions : le marché (notamment le marché du travail), leur famille et l'État (les administrations fédérale, provinciale et municipale). Les fluctuations du bien-être économique sont donc attribuables : [1] aux facteurs économiques ayant une incidence sur l'offre d'emplois, le revenu d'emploi et d'autres sources de revenu gagné; [2] aux facteurs « démographiques » ayant une incidence sur les types de familles au sein desquelles vivent les Canadiens (nombre de soutiens, nombre d'enfants); [3] aux facteurs politiques ayant une incidence sur le type et l'importance des paiements de transfert que l'État verse aux particuliers et aux familles.

Dans le présent chapitre, nous étudions les tendances des transferts sociaux, du revenu gagné et de la composition des familles de 1973 à 1995, ainsi que leur influence sur la fréquence du faible revenu dans quatre générations : les enfants (de 0 à 14 ans), les jeunes adultes (de 25 à 34 ans), la population d'âge actif moyen (de 45 à 54 ans) et les personnes âgées (de plus de 65 ans).

Dans le cas des personnes âgées, les tendances récentes du faible revenu sont attribuables en grande partie à des faits survenus avant 1973 (année à laquelle nos données commencent). Ces faits ont eu une incidence sur le taux de faible revenu des personnes âgées au cours des années 70, 80 et 90. La période comprise entre la fin de la Seconde Guerre mondiale et 1973 a été marquée par un essor économique spectaculaire dans toutes les sociétés occidentales. Pour la population d'âge actif, il en est résulté une hausse constante des salaires et une nette amélioration du niveau de vie par rapport à celui des générations antérieures. Vers le milieu des années 60, toutefois, il s'est avéré qu'une grande partie des personnes âgées

n'avaient pas bénéficié de cette prospérité d'après-guerre. L'augmentation du nombre de retraités, alliée à la relative modicité des régimes de sécurité de la vieillesse dans la plupart des pays, a accru la fréquence du faible revenu chez les personnes âgées. Par conséquent, les années 60 ont été marquées par la prise d'une foule de mesures sociales visant à améliorer la sécurité économique de ces personnes (Myles, 1989). Au Canada, le Régime de pensions du Canada (RPC) et le Régime de rentes du Québec (RRQ) ont été adoptés en 1965 et le Supplément de revenu garanti (SRG), l'année suivante. Toutefois, il a fallu attendre près de deux décennies avant de constater les résultats de cette rafale de mesures législatives. La première cohorte à toucher des prestations intégrales en vertu du RPC ou du RRQ a eu 65 ans en 1976.

De même, jusqu'aux années 80, peu de travailleurs, au moment de la retraite, avaient accumulé bien des droits à pension en vertu d'un régime de retraite privé. Jusqu'à la Seconde Guerre mondiale, les régimes de retraite d'employeur étaient rares. La portée des régimes a pris une expansion rapide jusqu'aux années 60 et progressé légèrement au cours des années 70, avant de reculer quelque peu pendant les années 80. Les premières cohortes de retraités à bénéficier d'un régime privé important sont entrées sur le marché du travail après la Seconde Guerre mondiale et ont commencé à toucher des prestations à la fin des années 80.

Nous constatons qu'en 1973, environ 25 % des personnes âgées touchaient encore un revenu inférieur à la moitié du revenu médian de la population. Au milieu des années 80, la proportion était tombée à environ 10 % puis, en 1995, à moins de 4 %. S'ils étaient loin d'être riches—en 1995, le revenu médian des personnes âgées correspondait à 87 % du revenu médian de l'ensemble des particuliers—les

Canadiens âgés avaient pourtant fait de grands progrès depuis la période difficile des années 60.

Par contraste, les tendances récentes du faible revenu chez les enfants et les adultes d'âge actif sont attribuables à des faits survenus depuis 1973. Au cours des années 70, la forte croissance dont les familles d'âge actif avaient bénéficié pendant les années 50 et 60 a commencé à décliner. Mais surtout, l'inégalité dans la répartition des gains réalisés sur le marché du travail s'est accentuée, notamment après 1980 (Morissette, Myles et Picot, 1995). Ce fait a entraîné, entre autres conséquences, un recul important des gains des jeunes adultes et les a exposés, ainsi que leurs enfants, à un plus grand risque de toucher un faible revenu. Jusqu'à récemment, toutefois, et contrairement à ce que l'on constate aux États-Unis, l'intensification du risque ne s'est pas traduite par une hausse des taux de faible revenu. Des années 70 jusqu'à la fin des années 80, la fréquence du faible revenu chez les personnes d'âge actif et leurs enfants a été remarquablement stable : elle augmentait en période de récession, mais reculait en période de reprise économique.

Nous montrons que cette stabilité relative des taux de faible revenu chez les enfants et les adultes d'âge actif découle de deux faits. Premièrement, les paiements de transfert du gouvernement aux familles d'âge actif, notamment aux familles avec enfants, se sont fortement accrus. Deuxièmement, les jeunes adultes ont modifié leur comportement aux chapitres de la famille et du travail, ce qui a compensé en grande partie les conséquences du recul des gains. Ils ont commencé à se marier plus tard et à avoir moins d'enfants, et les femmes sont devenues plus nombreuses à travailler à l'extérieur du foyer. Bref, les familles et les gouvernements ont réagi aux nouveaux risques économiques caractérisant le marché du travail. Mais le phénomène joue dans les deux sens, et les tendances du marché du travail peuvent avoir constitué en partie une réaction aux modifications apportées au système de transferts sociaux et à d'autres politiques.

Toutefois, nos résultats donnent également à penser que les retombées de la récession du début des années 90 pourraient s'avérer plus graves. Les niveaux de faible revenu ont augmenté lorsque la récession a commencé en 1990, puis ont diminué légèrement jusqu'en 1994. Contre toute attente, cependant, la tendance à la baisse ne s'est pas maintenue en 1995, ni (comme l'indiquent les résultats

provisaires) en 1996, même si la reprise s'est poursuivie. Ce phénomène s'explique, entre autres, par le fait que le comportement familial, dont les variations avaient partiellement compensé le recul du revenu gagné par le passé, a vu son évolution freinée, voire inversée. Dans une certaine mesure, on pouvait s'y attendre : les jeunes adultes ne peuvent pas continuer indéfiniment à repousser l'âge auquel ils ont leur premier enfant ni à réduire les taux de fécondité. Par contre, la baisse de l'activité sur le marché du travail (notamment chez les hommes) et du nombre de familles à deux soutiens, depuis 1990, était en grande partie inattendue.

Les variations des tendances et des politiques constituent une autre réalité des années 90 pouvant avoir une incidence sur les tendances futures de la fréquence du faible revenu. Le pourcentage des chômeurs canadiens qui touchent des prestations de chômage est passé de 86,8 % en 1990 à 48,1 % en 1996. Bien des provinces ont réduit leur taux de soutien du revenu, de façon importante dans certains cas (Conseil national du Bien-être, 1997). La majoration de la prestation fiscale pour enfants (maintenant appelée prestation nationale pour enfants) peut avoir compensé ces tendances pour les familles avec enfants. Tout compte fait, les résultats de 1995 montrent un léger recul de la moyenne des paiements de transfert, et les données provisoires de 1996 laissent entrevoir le maintien de cette tendance (Statistique Canada, 1997). Mais les modifications apportées au système de transferts sont trop récentes pour qu'on puisse tirer des conclusions probantes à l'égard de leurs conséquences. Nous ne pouvons pas non plus prévoir dans quelle mesure la réaction comportementale à ces modifications est susceptible de se traduire par un accroissement de l'effort de travail chez les personnes visées par les nouvelles politiques sociales des années 90.

En somme, des années 60 aux années 90, les tendances de la fréquence du faible revenu au sein des diverses générations se sont profondément transformées. À cause de leur relation changeante avec le marché du travail, les personnes âgées ont été le point de mire principal, mais non exclusif, des politiques sociales au cours des années 60. Depuis les années 80, l'inégalité croissante sur le marché du travail a mis en évidence les nouveaux risques économiques qui guettent les jeunes générations, et particulièrement les enfants. L'objet du présent chapitre est d'éclairer le sujet par une description empirique et historique de cette évolution.

## 1. Transferts sociaux, revenu gagné et faible revenu

Nos données sont tirées du fichier des familles économiques de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) pour les années 1973, 1981, 1986, 1988, 1990, 1991, 1994 et 1995. Pour évaluer les tendances du faible revenu, nous utilisons une mesure de faible revenu correspondant à la moitié du revenu médian. Ainsi, nous calculons pour chaque famille un revenu par personne, attribué à chaque membre de la famille. Nous corrigeons ensuite cette valeur par personne pour tenir compte des économies d'échelle liées à la taille et à la composition de la famille, ce qui permet d'attribuer à chaque personne un revenu familial « redressé en fonction des équivalents-adultes ». Notre mesure du faible revenu correspond à la moitié de ce revenu familial, la médiane étant calculée pour l'ensemble des particuliers (et non des familles) du Canada. On trouvera plus de détails dans l'annexe.

Nous comparons d'abord le taux de faible revenu en fonction du seul revenu gagné (avant transferts et impôts) au taux de faible revenu en fonction du revenu disponible final (après transferts et impôts). On considère souvent que les tendances du taux avant transferts et impôts ont pour effet d'indexer le « risque » fluctuant de toucher un faible revenu qui guette les particuliers et les familles sur le marché du travail et que l'écart entre les deux taux mesure l'« efficacité » avec laquelle le système de transferts atténue ce risque (McFate, Smeeding et Rainwater, 1995). Toutefois, l'évaluation du rôle que joue l'évolution du marché du travail et des systèmes de transferts sociaux dans la détermination du bien-être économique des Canadiens est nettement plus complexe que cette simple comptabilité ne le laisse entendre. En particulier, la réaction comportementale aux changements apportés au système de transferts sociaux peut avoir une incidence sur le niveau du revenu gagné, aspect que nous aborderons plus loin.

Le graphique 2.1 montre les tendances de faible revenu par cohorte d'âge. Dans le cas des personnes âgées, ces tendances découlent en grande partie de faits économiques et politiques survenus bien avant 1973. Au Canada, comme dans tous les pays occidentaux, la situation économique relative des personnes âgées s'est continuellement détériorée de la fin de la Seconde Guerre mondiale jusqu'aux années 60, lorsque les gouvernements ont accordé la priorité à la pauvreté des aînés<sup>1</sup>, surtout à cause de l'augmentation du nombre de retraités et de

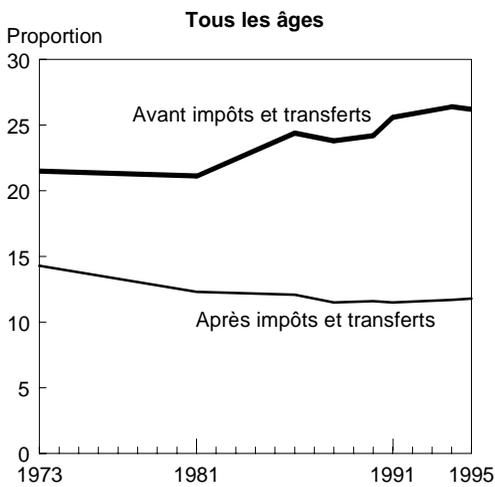
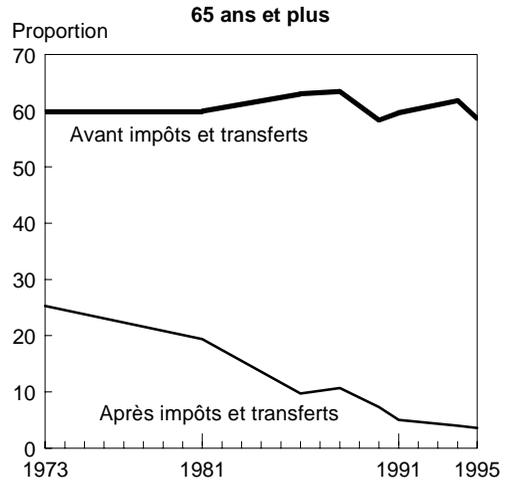
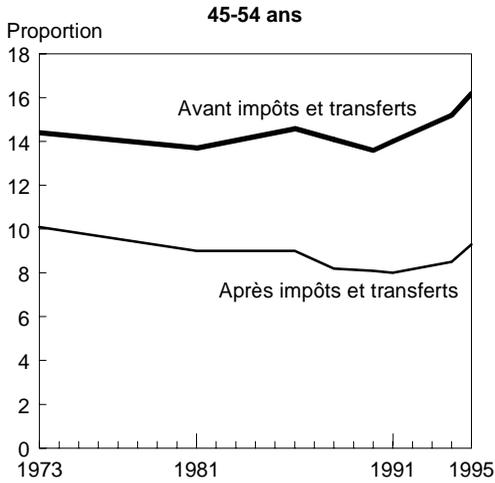
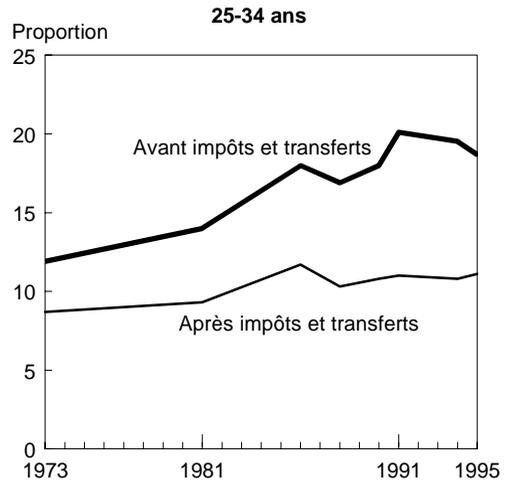
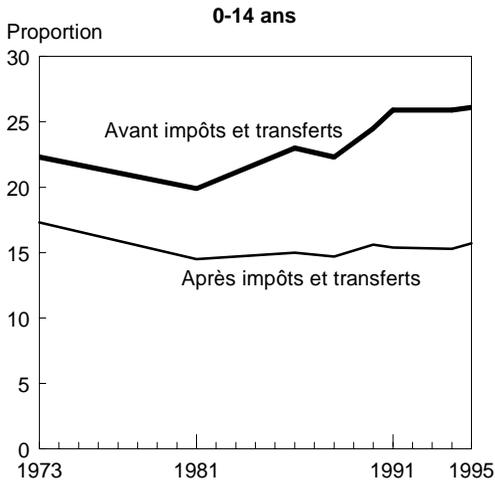
l'absence d'un système développé de revenu de retraite. En 1946, juste après la guerre, près de la moitié (48 %) des hommes de plus de 65 ans étaient encore actifs. En 1973, la proportion avait chuté à 18 %, et le taux de faible revenu des personnes âgées, avant impôts et transferts, atteignait 60 %; il est demeuré relativement inchangé depuis. Par contraste, le taux de faible revenu après impôts et transferts n'a cessé de reculer, passant de 25 % en 1973 à moins de 4 % en 1995.

Au volet D du graphique 2.1, la distance entre les deux lignes témoigne des variations remarquables de l'écart entre la fréquence du faible revenu chez les personnes âgées avant et après impôts et transferts. L'écart est de 35 points en 1973, mais grimpe à 55 points en 1995. Ces changements sont attribuables en grande partie aux réformes des années 60—l'adoption du Régime de pensions du Canada (RPC) et du Régime de rentes du Québec (RRQ) en 1965 et du Supplément de revenu garanti l'année suivante—et à l'expansion de la protection offerte par les régimes de retraite privés. Si le revenu moyen des personnes âgées reste inférieur à celui du reste de la population (87 % du revenu médian en 1995), il a lui aussi marqué une hausse importante depuis 1973 (année où il atteignait 72 % du revenu médian). (Pour plus de détails, voir le tableau 2A.1 de l'annexe.)

Alors que chez les personnes âgées, le taux de faible revenu gagné est relativement stable depuis les années 70, il a augmenté considérablement chez les adultes d'âge actif et leurs enfants (graphique 2.1). Cette tendance à la hausse est particulièrement prononcée chez les enfants et les jeunes adultes. Ces deux groupes d'âge enregistrent habituellement des tendances parallèles puisque les premiers sont, de façon disproportionnée, les enfants des seconds. Chez les personnes de 25 à 34 ans, le taux de faible revenu avant impôts et transferts est passé de 14 % en 1981 à environ 19 % en 1995; chez les enfants, il est passé de 20 % à 26 %. Chez les personnes d'âge moyen, enfin, le taux est resté assez stable durant les années 80, mais il a grimpé d'un peu plus de deux points au cours de la présente décennie.

Les fluctuations du taux de faible revenu gagné des adultes d'âge actif et de leurs enfants peuvent s'expliquer par les variations du comportement des jeunes adultes à l'égard du travail ou de la procréation, ou des deux. La détérioration de la situation des jeunes adultes d'âge actif et de leurs enfants depuis 1980

**Graphique 2.1**  
**Proportion des personnes dont le revenu est inférieur à la moitié du revenu médian, avant et après impôts et transferts, 1973 à 1995**



découle principalement de l'évolution des marchés, et non de celle des familles. Comme l'attestent une foule d'auteurs, les salaires et les gains relatifs des jeunes adultes ont accusé une forte baisse après 1980 (Morissette, Myles et Picot, 1995; Picot, 1998; et le chapitre 3 par Morissette). Et, comme nous le montrerons plus loin, les variations de la structure familiale tendent à réduire, plutôt qu'à accentuer, l'incidence du recul des salaires sur le taux de faible revenu.

Malgré le risque accru de toucher un faible revenu, les taux réels de faible revenu (après transferts et impôts) dans ces groupes d'âge sont demeurés relativement stables. Entre 1981 et 1995, la fréquence du faible revenu a augmenté respectivement de 1,2 et de 1,8 point chez les jeunes adultes et chez les enfants, et de moins de 1 point chez les adultes de 45 à 54 ans. Pendant la même période, l'écart entre le taux de faible revenu avant et après impôts et transferts a progressé de 5 points chez les enfants, de 3 points chez les adultes de 25 à 34 ans et de 2,5 points chez ceux de 45 à 54 ans<sup>2</sup>. Ce creusement de l'écart entre le taux de faible revenu gagné et le revenu après impôts et transferts montre le rôle accru que joue le système de transferts sociaux, du moins jusqu'au début des années 90, pour maintenir le revenu de ces groupes d'âge.

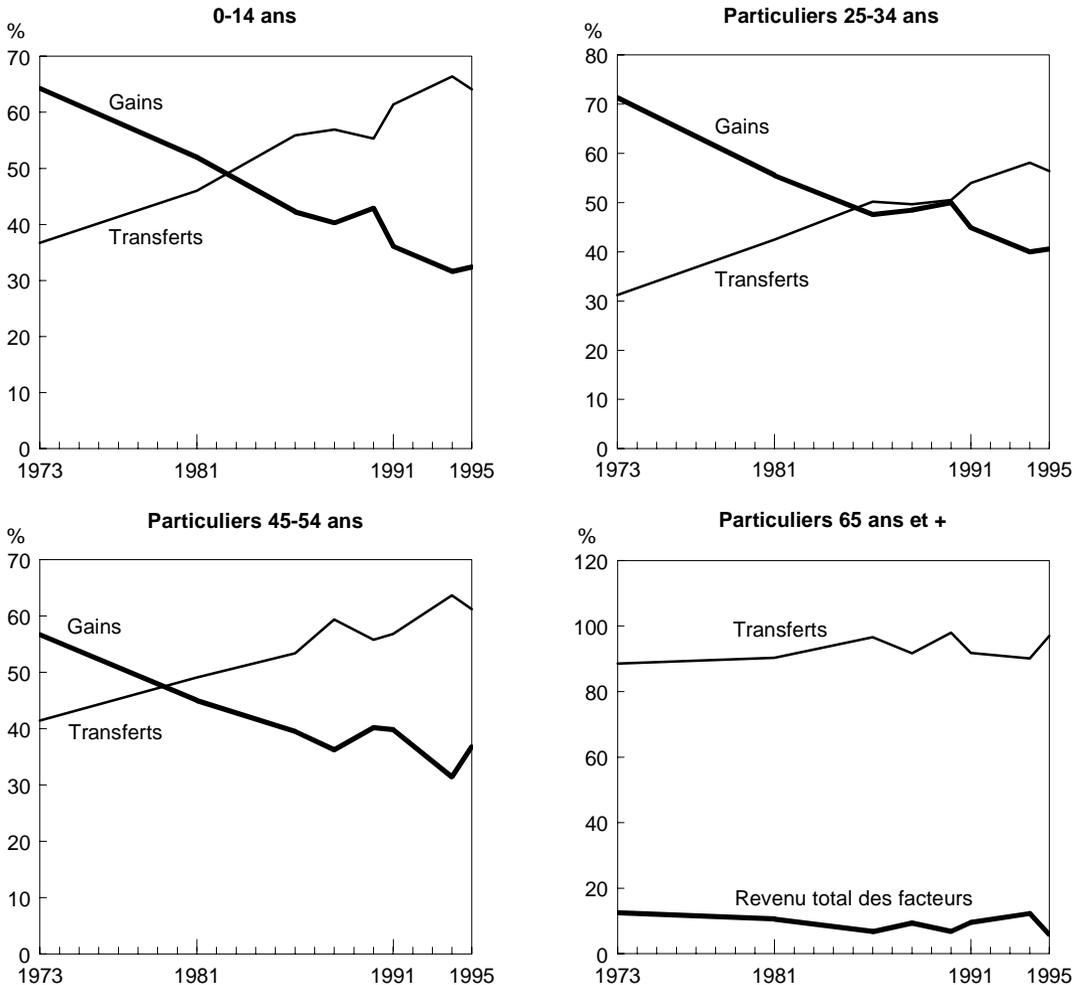
Depuis les années 70, ces variations ont eu pour conséquence importante une convergence croissante des sources de revenu des jeunes générations et des générations plus âgées au sein de la population à faible revenu (graphique 2.2). Au début des années 70, peu de personnes âgées étaient occupées, et les personnes âgées à faible revenu tiraient la plus grande partie (environ 90 %) de leur revenu des transferts sociaux. Par contraste, les transferts sociaux comptaient pour un peu plus du tiers du revenu des enfants et des adultes à faible revenu, les deux autres tiers provenant d'un emploi et d'autres sources liées au marché. Au cours des années 90, les transferts sociaux ont joué un rôle beaucoup plus important. Aujourd'hui, environ 60 % du revenu touché par les adultes d'âge actif et les enfants des ménages à faible revenu proviennent du régime fiscal et du système de transferts, et environ 40 % proviennent du marché.

Pour bien des observateurs, les taux de faible revenu sont des indicateurs du rendement des politiques sociales. À cet égard, nos résultats témoignent de deux grandes réalisations du dernier quart de siècle : [1] un recul à long terme important et soutenu du faible revenu chez les

personnes âgées, et [2] des taux de faible revenu relativement stables chez les adultes d'âge actif et leurs enfants, malgré le risque croissant de toucher un faible revenu gagné. Toutefois, la réalité est nettement plus complexe que cette simple comptabilité ne le laisse entendre, puisque l'incidence des politiques publiques sur les gains obtenus grâce au marché du travail n'est pas prise en compte. Cette incidence est multiforme : elle s'exerce sur les taux de chômage, les structures salariales, les perspectives d'apprentissage et de formation, et par le biais des contre-incitations au travail que créent les transferts sociaux. Les résultats que nous présentons doivent donc être considérés comme une description historique des tendances des taux de faible revenu, et non comme une explication comportementale et causale de l'origine de ces taux. Les critiques conservateurs du système de transferts concluront sans doute qu'en créant des contre-incitations au travail, les transferts sociaux sont, en fait, la cause de l'aggravation du risque de toucher un faible revenu chez les adultes d'âge actif et leurs enfants. Leurs adversaires souligneront le rôle que joue le recul de la demande de travailleurs peu spécialisés à faible revenu, allié à l'attention insuffisante accordée aux études et à la formation et, plus récemment, aux compressions subies par le système de transferts sociaux.

Dans un cas comme dans l'autre, toutefois, l'exposé historique que nous présentons est très éloquent. Comme la plupart des pays occidentaux, le Canada a réduit considérablement le taux de faible revenu des personnes âgées. Et, comme la plupart des pays européens, il a stabilisé le taux de faible revenu des adultes d'âge actif et de leurs enfants, du moins jusqu'en 1994. Il reste à savoir si cette tendance se maintiendra à l'avenir. En général, les taux de faible revenu reflètent le cycle économique. Au cours des années 90, les taux de faible revenu chez les enfants et les adultes d'âge actif ont augmenté au début de la récession de 1990, puis ont baissé jusqu'en 1994. Malgré la reprise soutenue, toutefois, les taux de faible revenu ont remonté en 1995 et 1996 (Statistique Canada, 1997). Plusieurs facteurs peuvent expliquer ce phénomène. D'abord, les salaires et les perspectives d'emploi des adultes à faible revenu peuvent s'être détériorés malgré l'amélioration de la conjoncture économique dans son ensemble. Ensuite, les efforts du gouvernement pour restreindre le taux de croissance des dépenses sociales (notamment aux chapitres de l'assurance-chômage et du soutien du revenu) ont peut-être commencé

**Graphique 2.2**  
**Sources de revenu familial disponible pour différentes générations :**  
**personnes ayant un revenu inférieur à la moitié du revenu médian,**  
**1973 à 1975**



**Nota :** Le revenu familial par personne est redressé en fonction des équivalents-adultes.

à porter fruit. Enfin, l'évolution des comportements sur les plans de la procréation et du travail, qui a contribué à compenser la hausse des taux de faible revenu pendant les années 80, s'est peut-être infléchi (Picot et Myles, 1996). Dans une prochaine étude, nous évaluerons ces trois hypothèses. Pour le moment, nous nous concentrons sur la troisième et nous montrons qu'au cours des années 90, on ne peut s'inspirer uniquement de changements d'ordre démographique pour trouver des solutions à l'accroissement du risque de toucher un faible revenu.

## 2. Évolution des familles et risque de toucher un faible revenu

Les transferts sociaux n'ont pas été le seul facteur à atténuer la situation des Canadiens à faible revenu au cours des vingt dernières années. Les types de familles au sein desquelles vivent les Canadiens en 1995 sont très différents de ceux des années 70 et, jusqu'à récemment, cette évolution a plutôt freiné la croissance du taux de faible revenu chez les adultes d'âge actif et leurs enfants. Depuis le début des années 70, les jeunes adultes canadiens se marient plus tard et ont moins d'enfants, et le taux d'activité des Canadiennes a progressé de façon spectaculaire.

Tableau 2.1  
**Distribution des particuliers, 0-14 ans, selon les caractéristiques familiales**

	1973	1981	1986	1988	1994	1995
	(en pourcentage)					
<b>Âge du chef de famille<sup>1</sup></b>						
Moins de 26 ans	9,1	9,3	7,4	6,8	6,0	5,7
27-34 ans	28,9	36,1	35,4	34,9	32,3	31,4
35-44	42,6	41,1	45,4	47,0	49,0	50,1
45-54	16,4	11,3	9,7	9,5	11,0	11,1
55 ans et plus	3,1	2,2	2,0	1,7	1,8	1,7
<b>Études<sup>2</sup></b>						
Primaires	31,1	18,6	11,5	10,4	6,3	5,7
Secondaires	46,4	47,4	47,9	46,8	50,1	50,5
Postsecondaires partielles	14,2	20,5	22,4	25,2	25,9	26,2
Diplôme universitaire	8,3	13,5	18,2	17,6	17,7	17,7
<b>Nombre d'enfants</b>						
Un	17,2	24,5	24,5	24,5	25,6	26,3
Deux	35,0	44,6	45,0	46,9	45,5	44,9
Trois	24,9	22,1	22,7	20,7	20,8	20,7
Quatre ou plus	22,9	8,8	7,8	8,0	8,1	8,2
<b>Situation familiale/Nombre de soutiens</b>						
Parent seul/Aucun soutien	1,9	2,5	3,3	3,4	5,4	5,1
Parent seul/Un soutien	2,7	4,6	5,2	6,2	7,4	7,6
Deux parents/Aucun soutien	2,4	1,7	2,7	1,9	3,6	3,5
Deux parents/Un soutien	45,6	32,4	26,5	22,0	20,6	20,8
Deux parents/Deux soutiens	47,4	58,7	62,3	66,4	63,0	63,0

<sup>1</sup> L'adulte ayant les gains les plus élevés.

<sup>2</sup> Niveau d'instruction du membre de la famille économique ayant les gains les plus élevés.

Tous ces changements ont eu pour effet de réduire le taux de faible revenu (notamment chez les enfants) et, jusqu'à récemment, ont largement compensé l'effet du nombre croissant de familles monoparentales.

Dooley (1991, 1994a) et Picot et Myles (1996) au Canada, de même que Gottschalk et Danziger (1993) aux États-Unis, ont montré que les variations des caractéristiques de la famille avaient eu une incidence considérable sur la fréquence du faible revenu au cours des années 70 et 80. Nous étendons leurs travaux aux années 90. Tout au long des années 80, les variations des caractéristiques des ménages aux chapitres de la démographie et du marché du travail ont, en règle générale, réduit le risque du faible revenu chez les enfants et les jeunes adultes. Depuis la fin des années 80, toutefois, bon nombre de ces tendances (notamment le taux d'activité des femmes) se sont stabilisées, et d'autres (la proportion des familles à deux soutiens et plus) se sont inversées. Les tableaux 2.1 à 2.4 présentent un certain nombre de points saillants.

En ce qui concerne les enfants :

- [1] La proportion des enfants vivant dans une famille dont le principal soutien détenait un diplôme universitaire est passée de 8,3 % en 1973 à un sommet de 18,2 % en 1986, avant de tomber à 17,7 % en 1995 (tableau 2.1). Ainsi, la capacité de ces familles de gagner leur vie (capacité tributaire du niveau d'instruction) a progressé jusqu'au milieu des années 80, mais pas depuis.
- [2] Entre 1973 et 1981, le nombre d'enfants par famille a diminué; par conséquent, moins de personnes partagent le revenu familial, ce qui réduit le risque de faible revenu. Mais ce nombre est demeuré plus ou moins constant depuis.
- [3] La proportion des enfants vivant dans une famille à deux soutiens et plus a fortement progressé entre 1973 et 1988 (passant de 47 % à 66 %), avant de tomber à 63 % en 1995, le taux d'activité des hommes ayant reculé et celui des femmes s'étant stabilisé.

[4] Le nombre d'enfants vivant dans une famille (économique) monoparentale a augmenté tout au long de la période, passant de 4,6 % en 1973 à 9,8 % en 1988, puis à 12,7 % en 1995<sup>3</sup>.

Dans l'ensemble, ces tendances ont réduit la probabilité que les enfants fassent partie d'un ménage à faible revenu au cours des années 70 et pendant une grande partie des années 80.

Chez les adultes de 25 à 34 ans, les tendances sont semblables à celles qu'on observe chez les enfants, ce qui n'a rien d'étonnant, puisque bon nombre de ces personnes sont des parents. Mais surtout, la proportion des adultes de 25 à 34 ans (y compris les personnes seules) vivant dans une famille à deux soutiens et plus a culminé à 63,7 % en 1988, avant de tomber à 59,6 % en 1995. La proportion des personnes seules et des parents seuls a aussi continué d'augmenter pendant les années 90 (tableau 2.2). Comme dans le cas des enfants, les variations des facteurs démographiques et de l'offre de main-d'oeuvre n'ont pas exercé de pression à la baisse sur le faible revenu au cours des années 90; elles ont plutôt eu l'effet contraire, comme nous le verrons plus loin.

Dans la population d'âge moyen, les variations des caractéristiques des familles et des travailleurs ont été moins spectaculaires que dans les groupes d'âge plus jeunes. Le niveau d'instruction a augmenté au cours des années 90 et continue de progresser. Toutefois, comme dans les groupes d'âge plus jeunes, la proportion des adultes de 45 à 54 ans vivant dans une famille à deux soutiens a plafonné en 1988 (tableau 2.3).

Par contraste avec les générations plus jeunes, les variations des caractéristiques des personnes âgées aux chapitres de la démographie et du marché du travail ont eu tendance à exercer surtout une pression à la baisse sur le taux de faible revenu tout au long de la période.

[1] Le niveau d'instruction des personnes âgées a augmenté régulièrement tout au long de la période et continuera de progresser avec le vieillissement des cohortes plutôt instruites<sup>4</sup>. La proportion des familles qui ont à leur tête une personne n'ayant fait que des études primaires est passée de 58 % en 1973 à 37 % en 1995 (tableau 2.4).

[2] La proportion des personnes âgées qui vivent dans une famille bénéficiant d'au moins un régime de retraite privé a augmenté considérablement, passant de

29 % en 1973 à 54 % en 1995. Cette augmentation s'est poursuivie, à une vive allure, au cours des années 90.

[3] Le régime de pension public étant arrivé à maturité, la proportion des personnes âgées qui vivent dans une famille bénéficiant de prestations du RPC ou du RRQ est passée de 29,5 % en 1973 à 88,6 % en 1995. Dans les familles où deux personnes et plus reçoivent ce genre de prestations, la proportion a aussi grimpé de façon spectaculaire, passant de 2 % en 1973 à 22 % en 1988, puis à 32 % en 1995. Ce facteur aurait également tendance à exercer une pression continue à la baisse sur le faible revenu tout au long de la période.

[4] Par contraste, la proportion des personnes âgées qui vivent dans une famille comptant au moins un soutien est passée de 42 % en 1973 à 27 % en 1995; ce recul pourrait accroître le risque de toucher un faible revenu.

Pour isoler l'influence des variations de la structure familiale sur la probabilité de toucher un faible revenu, nous décomposons les changements survenus dans cette probabilité en deux parties : celle qui est attribuable à la variation des caractéristiques des familles (niveau d'instruction plus élevé, plus de parents seuls, moins d'enfants, plus de soutiens de famille) et celle qui est attribuable aux changements survenus dans le risque qu'un membre d'une famille présentant un ensemble donné de caractéristiques touche un faible revenu.

Par exemple, le risque de toucher un faible revenu est habituellement plus élevé chez les membres d'une famille dont le principal soutien est peu instruit, donc moins capable de bien gagner sa vie. Ainsi, un changement dans la composition du niveau d'instruction des familles d'une génération donnée peut modifier la fréquence globale du faible revenu. Toutefois, le risque de toucher un faible revenu, étant donné un niveau d'instruction particulier, peut également changer. Ainsi, les gains relatifs peuvent diminuer ou le chômage peut s'aggraver chez les personnes peu instruites, en réaction au recul de la demande pour leurs compétences. Nous évaluons l'incidence de ces deux facteurs.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, le rythme et l'orientation des variations ont beaucoup varié au cours de la période allant de 1973 à 1995. Pour cerner ces écarts, nous avons réparti notre analyse sur trois périodes : celle de

**Tableau 2.2**  
**Distribution des particuliers, 25-34 ans,**  
**selon les caractéristiques démographiques et relatives au marché du travail**

	1973	1981	1986	1988	1994	1995
	(en pourcentage)					
<b>Études<sup>1</sup></b>						
Primaires	20,4	12,0	9,3	9,3	6,8	6,5
Secondaires	46,8	46,3	47,7	46,2	46,6	46,4
Postsecondaires partielles	20,4	24,8	26,1	28,3	27,8	27,6
Diplôme universitaire	12,4	16,8	17,0	16,2	18,9	19,4
<b>Nombre d'enfants</b>						
Aucun	31,1	40,8	47,3	47,8	51,8	53,1
Un	20,4	21,5	19,2	19,2	19,4	18,3
Deux	29,5	26,7	23,0	23,8	20,7	20,2
Trois ou plus	19,0	11,0	10,4	9,1	8,1	8,4
<b>Nombre de soutiens<sup>2</sup></b>						
Aucun	2,5	2,8	4,3	3,4	6,2	5,7
Un	47,8	38,7	34,8	32,8	33,3	34,7
Deux ou plus	49,8	58,6	60,9	63,7	60,5	59,6
<b>Situation familiale</b>						
Personne seule	8,5	14,2	16,3	17,1	17,9	19,0
Parent seul	2,4	2,9	3,2	3,3	4,3	4,2
Deux adultes ou plus	89,1	82,9	80,5	79,6	77,8	76,8

<sup>1</sup> Niveau d'instruction du membre de la famille économique ayant les gains les plus élevés.

<sup>2</sup> Nombre de soutiens dans la famille économique.

**Tableau 2.3**  
**Distribution des particuliers, 45-54 ans,**  
**selon les caractéristiques démographiques et relatives au marché du travail**

	1973	1981	1986	1988	1994	1995
	(en pourcentage)					
<b>Études<sup>1</sup></b>						
Primaires	38,1	32,3	24,6	22,6	13,1	13,7
Secondaires	42,9	42,2	43,2	42,0	47,5	46,2
Postsecondaires partielles	12,3	14,6	16,7	18,5	19,6	20,3
Diplôme universitaire	6,7	10,9	15,5	16,9	19,7	19,8
<b>Nombre d'enfants (0-14 ans)</b>						
Aucun	56,0	71,5	76,9	79,0	80,0	79,7
Un	23,1	19,4	16,0	13,7	12,9	13,8
Deux	12,5	6,4	5,1	5,5	5,4	5,2
Trois ou plus	8,5	2,6	2,0	1,8	1,5	1,3
<b>Nombre de soutiens<sup>2</sup></b>						
Aucun	4,1	4,2	4,8	5,2	6,3	6,3
Un	31,6	24,5	22,7	20,9	23,9	24,3
Deux ou plus	64,3	71,2	72,4	73,9	69,6	69,3
<b>Situation familiale</b>						
Personne seule	6,3	7,9	9,4	10,8	11,9	12,4
Parent seul	0,5	0,6	0,8	0,7	0,9	1,2
Deux adultes ou plus	93,1	91,5	89,8	88,4	87,0	86,5

<sup>1</sup> Niveau d'instruction du membre de la famille économique ayant les gains les plus élevés.

<sup>2</sup> Nombre de soutiens dans la famille économique.

**Tableau 2.4**  
**Distribution des particuliers, 65 ans et plus,**  
**selon les caractéristiques démographiques et relatives au marché du travail**

	1973	1981	1986	1988	1994	1995
	(en pourcentage)					
Études <sup>1</sup>						
Primaires	57,5	49,9	44,2	42,9	37,2	37,1
Secondaires	31,0	35,0	37,2	37,5	42,5	42,9
Postsecondaires partielles	8,7	9,7	12,1	11,9	12,8	11,6
Diplôme universitaire	2,7	5,4	6,5	7,7	7,6	8,4
Nombre d'adultes dans la famille <sup>2</sup>						
Un	27,2	32,2	30,8	32,2	31,7	30,9
Deux	51,3	48,6	50,8	51,3	53,6	55,0
Trois ou plus	21,5	19,2	18,4	16,5	14,7	14,0
Nombre de soutiens						
Aucun	58,0	65,0	69,4	71,1	74,4	73,1
Un ou plus	42,0	35,0	30,6	28,9	25,6	26,9
Nombre de personnes dans la famille bénéficiant du RPC/RRQ						
Aucun	70,5	36,5	26,7	21,9	11,3	11,3
Une	27,1	52,6	57,3	56,5	57,5	56,2
Deux ou plus	2,4	11,0	16,0	21,6	31,2	32,4
Nombre de personnes dans la famille bénéficiant d'un régime de retraite privé <sup>3</sup>						
Aucune	71,1	63,1	55,3	52,3	46,0	45,3
Une ou plus	28,9	36,9	44,7	47,7	54,0	54,7

<sup>1</sup> Niveau d'instruction du membre de la famille ayant les gains (ou la pension) les plus élevés.

<sup>2</sup> Famille économique, les personnes seules étant considérées comme une famille.

<sup>3</sup> Y compris les rentes constituées au moyen d'un REER.

1973 à 1981, marquée par une hausse particulièrement forte du taux d'activité des femmes; celle de 1981 à 1988, qui représente les variations sur un cycle économique complet (d'un sommet à l'autre); celle de 1988 à 1995, qui représente les changements depuis le sommet du dernier cycle économique.

Nous utilisons la régression logistique pour décomposer les changements survenus dans la probabilité de toucher un faible revenu en deux parties : celle qui est attribuable aux variations de la composition et celle qui est attribuable aux variations du risque de toucher un faible revenu s'il est lié à une caractéristique donnée. La variable dépendante prend la valeur 1 si la personne touche un revenu inférieur à la moitié du revenu médian (revenu de tous les individus compris dans la population), et 0 dans le cas contraire. Les variables indépendantes, qui définissent les dimensions des variations de la composition, ressemblent aux variables présentées dans les tableaux 2.1 à 2.4. Nous n'utilisons pas les variables exactement de la manière indiquée dans ces tableaux, car certaines combinaisons de ces

variables ne sont pas définies, notamment la présence de deux soutiens adultes et plus dans une famille monoparentale. On trouvera en annexe plus de détails sur la méthodologie, ainsi que la définition des variables et les résultats de la régression.

Selon les résultats présentés dans le tableau 2.5, les variations de la composition des familles au cours des années 90 ont accru le risque de toucher un faible revenu. Pendant les années 70 et 80, elles ont réduit la probabilité de toucher un faible revenu pour tous les groupes d'âge. Les changements survenus dans le comportement des adultes d'âge actif, surtout aux chapitres de la fécondité et du travail, ont atténué le risque de toucher un faible revenu (à hauteur du nombre de points indiqué dans le tableau). Par contraste, au cours des années 90, l'incidence est positive pour tous les groupes (sauf celui des personnes âgées), ce qui indique que les changements survenus dans la composition des familles ont accentué le risque de toucher un faible revenu.

L'incidence de ces changements est particulièrement frappante dans le cas des enfants.

Tableau 2.5  
**Décomposition de la variation de la probabilité de se trouver  
dans la population à faible revenu**

	0-14 ans	25-34 ans	45-54 ans	65 ans et plus
	(en points de pourcentage)			
<b>A. De 1973 à 1981</b>				
Variation de la fréquence du faible revenu	-2,8	+0,7	-1,2	-5,9
Variation attribuable aux caractéristiques familiales	-5,5	-1,6	-1,8	-2,5
Variation attribuable au risque de faible revenu associé à des caractéristiques particulières	+2,7	+2,2	+0,6	-3,4
<b>B. De 1981 à 1988</b>				
Variation de la fréquence du faible revenu	+0,2	+1,0	-0,8	-8,7
Variation attribuable aux caractéristiques familiales	-1,7	-0,4	-0,7	-3,7
Variation attribuable au risque de faible revenu associé à des caractéristiques particulières	+1,9	+1,4	-0,1	-5,0
<b>C. De 1988 à 1995</b>				
Variation de la fréquence du faible revenu	+1,0	+0,8	+1,1	-7,1
Variation attribuable aux caractéristiques familiales	+2,0	+1,5	+0,6	-2,7
Variation attribuable au risque de faible revenu associé à des caractéristiques particulières	-1,0	-0,7	+0,5	-4,4

Entre 1973 et 1981, les variations de la composition des familles (notamment l'augmentation du nombre de familles à deux soutiens) ont exercé une forte pression à la baisse sur la probabilité de toucher un faible revenu, qui a reculé de 5,5 points. Pendant les années 80, ce facteur a eu une incidence plus modeste (1,7 point), mais toujours favorable. Par contraste, les variations de la composition des familles entre 1988 et 1995 ont intensifié de 2 points le risque de toucher un faible revenu chez les enfants. Ce phénomène est principalement attribuable au recul du nombre de familles comptant au moins deux salariés et à l'augmentation du nombre de familles monoparentales.

On observe une inversion semblable, quoique moins spectaculaire, chez les adultes d'âge actif. Après avoir plutôt réduit la fréquence du faible revenu pendant les années 80, les variations de la composition des familles (notamment l'activité sur le marché du travail) ont tendance à accroître la probabilité de toucher un faible revenu au cours des années 90. L'incidence est forte chez les adultes de 25 à 34 ans (environ 1,5 point), mais très modeste chez les personnes d'âge moyen.

Certains changements survenus pendant les années 90 pourraient s'avérer temporaires. Le recul de l'emploi chez les adultes d'âge actif, par

exemple, est sans doute attribuable en partie à la récession. Toutefois, en 1995, l'économie était en pleine reprise et l'on pouvait s'attendre à ce que les ratios emploi-population reviennent à leurs niveaux d'avant la récession. Pourtant, il n'en a rien été en 1995 ni en 1996<sup>5</sup>. Mais surtout, les variations importantes qui ont protégé les enfants contre le risque du faible revenu pendant les années 70 et 80 ne sauraient avoir la même incidence à l'avenir. Les tendances à long terme, comme la diminution de la taille des familles et la hausse du taux d'activité des femmes, ont des limites supérieure et inférieure. Il s'agit de phénomènes ponctuels qui ne pourront se répéter à l'avenir. La réduction future de la fréquence du faible revenu chez les enfants dépendra plutôt—et surtout—de la capacité accrue de leurs parents (de jeunes adultes) à gagner leur vie ou de l'amélioration des transferts sociaux. Contrairement à ce qui est le cas chez les jeunes, les variations de la composition des familles chez les personnes âgées—notamment les niveaux d'instruction supérieurs et l'accès amélioré aux régimes de retraite de l'État et du secteur privé—ont réduit le risque de toucher un faible revenu pendant les trois périodes et ce, dans une mesure assez importante : de 2,7 points dans les années 70, de 3,7 points dans les années 80 et de 2,7 points dans les années 90.

### 3. Conclusion

La stabilité relative de la fréquence du faible revenu chez les enfants et les adultes d'âge actif au cours des années 80 a masqué un certain nombre de tendances sous-jacentes, plus difficiles à cerner. À mesure que les gains des jeunes, des travailleurs peu scolarisés et des personnes à faible revenu ont reculé au cours de la décennie, le marché du travail est devenu une source de revenu de moins en moins importante pour les familles à faible revenu. En fonction du seul revenu gagné, la fréquence du faible revenu a augmenté considérablement chez les enfants et les jeunes adultes au cours des années 80 et 90. Le risque accru de toucher un faible revenu a été compensé par deux facteurs : la majoration des paiements de transfert et les variations des caractéristiques des familles au sein desquelles vivent les Canadiens. Pendant les années 80 et au début des années 90, les paiements de transfert ont constitué une source croissante de revenu chez les Canadiens à faible revenu, alors que le revenu gagné a reculé et que les familles ont modifié leurs caractéristiques afin de réduire la fréquence du faible revenu.

Au cours des années 90, la situation a évolué. Les tendances de la structure familiale, qui avaient auparavant réduit le risque de toucher un faible revenu, se sont stabilisées ou se sont inversées, tandis que le nombre de familles monoparentales a continué d'augmenter. Le ratio emploi-population a diminué chez les hommes de tous âges et a cessé de progresser chez les femmes. Entre 1988 et 1995, les variations de la composition des familles ont accru d'environ 2 points le risque du faible revenu chez les enfants et les jeunes adultes.

Afin de réduire les déficits et d'intensifier les mesures d'incitation au travail, les gouvernements ont commencé à modifier le système de transferts sociaux pendant les années 90. Comme bon nombre de ces changements sont relativement récents, il est difficile de prévoir avec certitude quelles en seront les conséquences à long terme. Les réformes de l'aide sociale visent notamment à intensifier les mesures d'incitation au travail afin que les familles à faible revenu améliorent leur revenu grâce à des gains plus élevés. Plusieurs études portant sur la situation des mères de famille monoparentale ont conclu que l'augmentation des prestations d'aide sociale à la fin des années 80 avait eu une incidence importante sur le recours à l'aide sociale et la baisse de l'emploi au sein de ce groupe

(Charette et Meng, 1994; Kapsalis, 1996; Dooley, 1994b). Il est supposé que la réduction des prestations aura pour effet d'inverser le processus. Bien qu'il soit prématuré de tirer des conclusions probantes à cet égard, rien ne semble encore témoigner d'un tel changement : les gains des familles à faible revenu, notamment les familles avec enfants, ont diminué considérablement depuis 1990. L'Enquête sur les finances des consommateurs de 1996 montre que les paiements de transfert aux familles comprises dans le quintile inférieur ont diminué de 3 % (Statistique Canada, 1997). L'augmentation des gains n'ayant pas compensé cette réduction, le revenu total moyen de ces familles a également reculé d'environ 3 %.

L'essentiel n'est pourtant pas de déterminer si les transferts sociaux créent des contre-incitations au travail (ce qui est sans doute le cas), mais de savoir si leur ampleur suffit à expliquer le recul des gains des jeunes adultes (et, de façon plus générale, des travailleurs à faible revenu). Compte tenu d'un certain nombre de facteurs, il est peu probable que le recul du revenu d'emploi chez les familles à faible revenu soit principalement attribuable à l'augmentation des contre-incitations au travail que crée le système de transferts sociaux. Après avoir passé en revue les études portant sur l'offre de main-d'oeuvre, Hum et Simpson (1991) concluent que cette offre réagit à peine au système de transferts fiscaux. On observe un recul des gains des jeunes adultes (qui sont les parents de la plupart des jeunes enfants) dans un certain nombre de pays dotés de systèmes de transferts sociaux très différents (Davis, 1992). En ce qui concerne les États-Unis, Moffitt (1992) conclut que si les programmes d'aide sociale entraînent une certaine contre-incitation au travail, l'absence de cette contre-incitation augmenterait très peu le revenu d'emploi des travailleurs et qu'en général, l'offre de main-d'oeuvre est relativement insensible aux modifications éventuelles des politiques en matière d'aide sociale. Selon certains chercheurs, ce serait plutôt les variations de la demande de main-d'oeuvre, peut-être liées aux changements survenus dans le commerce ou la technologie, qui expliqueraient les fluctuations de la courbe des gains dans bon nombre de pays développés, notamment le recul des gains chez les travailleurs à faible revenu et peu spécialisés (Katz et Murphy, 1992). Les variations de l'offre, liées aux fluctuations des mesures d'incitation à l'aide sociale ou à d'autres facteurs, sont considérées comme moins importantes.

Quoi qu'il en soit, il n'est pas impossible qu'on puisse, dans un avenir rapproché, évaluer dans quelle mesure les modifications apportées au système de transferts sociaux ont une incidence sur le revenu d'emploi, ou encore sur le niveau de faible revenu, à mesure que se feront sentir les effets des modifications apportées aux politiques sociales fédérales et provinciales. Il importera de suivre et d'expliquer l'incidence que les changements survenus dans le marché du travail et le système de transferts sociaux auront sur le faible revenu, afin de comprendre les tendances globales de la fréquence du faible revenu au cours des années à venir.

## Annexe

### Sources des données et définitions des variables

Nos données sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Selon notre définition, le revenu gagné comprend les traitements et salaires, la solde des militaires, la rémunération des travailleurs indépendants, le revenu de placement et les rentes provenant d'un régime privé. Les transferts sociaux comprennent les allocations familiales, les allocations aux jeunes, les prestations de la SV, le SRG, les prestations du RPC/RRQ, ainsi que les prestations d'assurance-chômage, le soutien du revenu, les crédits d'impôt provinciaux, les crédits d'impôt pour enfants, le crédit pour taxe fédérale sur les ventes, le crédit pour TPS et d'autres transferts gouvernementaux. Les crédits s'entendent avant impôts. L'impôt sur le revenu constitue une autre composante (négative) du revenu. L'EFC sous-estime les paiements de transferts, notamment ceux de l'assurance-chômage et le soutien du revenu. Toutefois, le degré de sous-estimation est uniforme dans le temps. Entre 75 % et 80 % des transferts gouvernementaux sont pris en compte dans le fichier de l'EFC pour les années étudiées. L'évaluation de l'incidence des transferts est donc prudente, car nous sous-estimons son effet sur le revenu familial, mais elle est uniforme dans le temps. Par contraste, les impôts exigibles déclarés dans l'EFC constituent 98 % de ceux qui sont déclarés par Revenu Canada.

Notre calcul du revenu familial « redressé en fonction des équivalents-adultes » repose sur

une échelle d'équivalences particulière. Il existe plusieurs échelles d'équivalences, dont celles qui sont implicites dans l'établissement des seuils de faible revenu (SFR) de Statistique Canada. Nous utilisons l'échelle à « variante centrale » proposée par Wolfson et Evans (1992). Dans notre version, on attribue un poids de 1,0 au premier adulte et de 0,4 à chaque adulte supplémentaire. On attribue au premier enfant et à chaque enfant supplémentaire un poids de 0,3, sauf dans les familles monoparentales, où l'on attribue au premier enfant un poids de 0,4.

Notre évaluation du « faible revenu » est fondée sur la mesure de faible revenu (MFR) correspondant à la moitié du revenu médian. Contrairement au SFR, la MFR est sensible aux variations de la répartition du revenu (inégalité), mais non à celles du niveau de revenu moyen (Wolfson et Evans, 1992; Sharif et Phipps, 1994). Nous nous concentrons sur l'incidence des marchés, des familles et des politiques sociales sur la répartition du revenu, et non sur son niveau. Toutefois, nous avons répété une grande partie de l'analyse en utilisant le SFR après impôts et transferts, et nous avons obtenu des résultats très semblables. Les deux mesures montrent des tendances analogues, mais des niveaux très différents de faible revenu. Chez les personnes de plus de 65 ans, par exemple, toutes les mesures indiquent un recul continu de l'incidence du faible revenu. En fonction du SFR avant impôts et après transferts, le faible revenu a presque diminué de moitié entre 1981 et 1995, passant d'environ 34 % à 18,7 %. Le SFR après impôts et transferts indique un recul plus prononcé : de 21,0 % en 1981 à 7,7 % en 1995. La réduction est encore plus spectaculaire en fonction de la MFR : le faible revenu passe d'environ 20 % en 1981 à 3,6 % en 1995. Ces résultats s'apparentent aux conclusions de Wolfson et Murphy (1996), qui utilisent une mesure semblable. Selon eux, cette valeur très faible de la fréquence du faible revenu s'explique par le fait que le revenu tiré de la SV ou du SRG se situe juste au-dessus de la moitié du revenu médian redressé. Ainsi, même des variations minimes de la garantie que constitue le revenu tiré de la SV ou du SRG peuvent avoir une incidence importante sur le nombre de personnes âgées dont le revenu est inférieur à la moitié du revenu médian.

### Analyse logistique des variations de la probabilité du faible revenu

Le texte qui suit décrit les méthodes d'estimation du modèle de régression logistique utilisé à la section 2 (la période 1981-1988 servant d'illustration). La fonction logistique prend la forme  $Y = 1/[1+\exp(-\beta X)]$  où  $Y=1$  si le revenu familial de l'enfant est inférieur à la moitié du revenu familial médian et  $Y=0$  autrement. Si l'on transforme de la manière habituelle, l'équation estimée est  $L = \beta X + u$ , où  $L = \ln[P/(1-P)]$  est le logit,  $P = \Pr\{Y=1|X\}$ ,  $X$  est un vecteur de variables indépendantes et  $\beta$  est le vecteur des coefficients associés.

À partir de données de 1981, nous obtenons  $L_{81} = \beta_{81} X_{81} + u$ , puis nous calculons  $\bar{P}_{81}$ , soit la probabilité moyenne globale qu'un enfant ait un revenu familial inférieur à 0.5 de la médiane en 1981. Pour calculer cette probabilité, on pourrait simplement estimer la probabilité à la valeur moyenne des variables. Cependant, comme on fait appel à une fonction non linéaire, le résultat ne correspond habituellement pas à la moyenne dérivée des données brutes. Ainsi, on calcule la probabilité moyenne en estimant la probabilité que chaque enfant de l'échantillon ait un revenu familial inférieur à la moitié de la médiane, d'après l'équation de régression, puis on calcule la moyenne de ces probabilités pour l'ensemble des personnes comprises dans l'échantillon (selon les poids d'échantillonnage). De cette façon, la probabilité estimée au moyen de l'équation de régression correspond à la moyenne de l'échantillon tirée des données brutes.

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

le poids d'échantillonnage associé à l'individu  $i$ ,  $n$ , le nombre d'observations et  $\hat{P}_{i,81}$ , la probabilité estimée pour l'individu  $i$  dans l'année 1981,

$$\text{calculée comme suit : } \hat{P}_{i,81} = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{81} X_{i,81})}$$

Pour décomposer la variation totale de  $P$  (de 1981 à 1988, par exemple) afin de connaître celle attribuable aux changements survenus dans la composition familiale (variations des variables indépendantes) et celle due aux changements survenus dans le risque de se trouver parmi la population à faible revenu étant donné un ensemble particulier de caractéristiques (variations des coefficients), il faut procéder comme suit :

- [1] Modifier la composition des familles (les variables indépendantes), en maintenant la valeur des coefficients aux niveaux de 1981. Ainsi,  $L^* = \beta_{81} X_{88}$ . Nous calculons  $L^*$ , puis  $\bar{P}^*$  comme ci-dessus. Puis  $\bar{P}^* - \bar{P}_{81}$  équivaut à la variation de  $P$  observée entre 1981 et 1988 en raison de la variation de la composition des familles avec enfants.
- [2] La valeur des coefficients est ensuite changée, celle de 1981 étant remplacée par celle de 1988. Ainsi,  $L_{88} = \beta_{88} X_{88}$ , et  $\bar{P}_{88}$  est calculé. Puis  $\bar{P}_{88} - \bar{P}^*$  équivaut à la variation de  $P$  due au changement survenu dans le risque de se trouver parmi la population à faible revenu étant donné un ensemble particulier de caractéristiques familiales (autrement dit, au changement survenu dans les coefficients).

On n'obtient pas les mêmes résultats selon que les coefficients ou les valeurs des variables sont modifiés en premier; c'est pourquoi le calcul se fait selon les deux méthodes, la valeur moyenne des deux résultats étant retenue. De plus, la mise en garde habituelle concernant l'interprétation de tels résultats s'applique ici. Le modèle ne renferme aucun rapport comportemental explicite entre les deux facteurs de base (soit l'évolution démographique et la situation des enfants sur le plan du revenu au sein des groupes démographiques), bien qu'il en existe presque certainement dans les faits. Dans une certaine mesure, les variations de la situation économique des familles et celles de la composition familiale sont déterminées par les mêmes facteurs. Idéalement, on voudrait estimer l'incidence des changements exogènes liés à la démographie et au marché du travail sur la probabilité du faible revenu, mais le modèle est caractérisé par une certaine endogénéité. Si la situation économique se détériore, par exemple pour les jeunes familles peu scolarisées, ce facteur risque fort d'influencer la probabilité que ces familles aient des enfants et, partant, les caractéristiques démographiques des enfants. De plus, la diminution des gains des jeunes sur le marché du travail peut avoir incité de nombreux deuxièmes soutiens de jeunes familles à travailler eux aussi. Or, ces rapports ne sont pas pris en compte ici. Par conséquent, les résultats s'apparentent à une décomposition de l'histoire au sens comptable. Ils estiment l'incidence directe, mais non indirecte, de ces facteurs sur le faible revenu parmi les enfants au cours de la période.

Le tableau 2A.1 présente les résultats complets des régressions logistiques.

Tableau 2A.1

**Variations de la situation économique de différents groupes d'âge :  
revenu familial des particuliers redressé en fonction des équivalents-adultes**

	1973	1981	1986	1988	1990	1991	1994	1995
<b>A. 0-14 ans</b>								
Nombre de personnes (en milliers)	5 900	5 306	5 270	5 338	5 467	5 552	5 852	5 867
Revenu avant impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	16,2	20,4	20,9	21,4	21,5	20,3	20,3	20,1
Revenu médian indexé	100	126	129	132	133	125	125	124
Revenu médian relatif	0,89	0,91	0,93	0,92	0,91	0,92	0,93	0,92
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	22,3	19,9	23,0	22,3	24,5	25,9	25,9	26,1
Revenu après impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	14,9	18,6	18,7	19,1	19,2	18,5	18,5	18,3
Revenu médian indexé	100	125	126	128	129	124	124	123
Revenu médian relatif	0,88	0,89	0,90	0,89	0,89	0,90	0,89	0,89
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	17,3	14,5	15,0	14,7	15,6	15,4	15,3	15,7
<b>B. 25-34 ans</b>								
Nombre de personnes (en milliers)	3 053	4 169	4 478	4 581	4 640	4 624	4 864	4 783
Revenu avant impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	21,7	25,1	24,6	25,6	25,0	23,6	24,5	23,6
Revenu médian indexé	100	116	113	118	115	109	113	109
Revenu médian relatif	1,19	1,12	1,09	1,09	1,06	1,07	1,12	1,08
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	11,9	14,0	18,0	16,9	18,0	20,1	19,5	18,7
Revenu après impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	19,2	22,2	21,7	22,2	22,0	21,1	21,9	21,2
Revenu médian indexé	100	116	113	116	115	110	114	110
Revenu médian relatif	1,13	1,07	1,05	1,04	1,02	1,03	1,05	1,03
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	8,7	9,3	11,7	10,3	10,8	11,0	10,8	11,1
<b>C. 45-54 ans</b>								
Nombre de personnes (en milliers)	2 240	2 454	2 536	2 678	2 867	3 027	3 602	3 755
Revenu avant impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	22,4	27,7	28,4	30,1	30,9	29,7	29,9	29,3
Revenu médian indexé	100	124	127	134	138	133	133	131
Revenu médian relatif	1,23	1,24	1,27	1,29	1,31	1,35	1,36	1,34
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	14,4	13,7	14,6	14,1	13,6	14,0	15,2	16,2
Revenu après impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	20,1	24,8	24,6	25,9	26,5	25,6	25,5	25,2
Revenu médian indexé	100	123	122	129	132	127	127	125
Revenu médian relatif	1,19	1,19	1,19	1,21	1,23	1,24	1,23	1,22
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	10,1	9,0	9,0	8,2	8,1	8,0	8,5	9,3
<b>D. 65 ans et plus</b>								
Nombre de personnes (en milliers)	1 683	2 223	2 557	2 710	2 873	2 950	3 297	3 379
Revenu avant impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	5,6	7,3	6,5	6,6	8,4	7,7	6,8	8,1
Revenu médian indexé	100	130	116	118	150	138	121	145
Revenu médian relatif	0,31	0,33	0,29	0,28	0,36	0,35	0,31	0,37

Tableau 2A.1 – fin

**Variations de la situation économique de différents groupes d'âge :  
revenu familial des particuliers redressé en fonction des équivalents-adultes**

	1973	1981	1986	1988	1990	1991	1994	1995
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	59,8	59,9	63,0	63,4	58,3	59,6	61,8	58,6
Revenu après impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	12,3	15,3	15,9	16,3	17,8	17,0	17,3	18,0
Revenu médian indexé	100	124	129	133	145	138	141	146
Revenu médian relatif	0,72	0,74	0,77	0,76	0,82	0,82	0,83	0,87
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	25,3	19,4	9,7	10,7	7,3	5,0	4,0	3,6
<b>E. Tous les âges</b>								
Nombre de personnes (en milliers)	20 805	23 814	24 807	25 347	26 099	26 495	28 867	29 197
Revenu avant impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	18,2	22,4	22,4	23,4	23,6	22,1	21,9	21,9
Revenu médian indexé	100	124	124	129	130	121	120	120
Revenu médian relatif	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	21,5	21,1	24,4	23,8	24,2	25,6	26,4	26,2
Revenu après impôts et transferts								
Revenu médian (en milliers de dollars de 1991)	16,9	20,8	20,7	21,4	21,6	20,6	20,7	20,6
Revenu médian indexé	100	123	122	126	127	122	122	122
Revenu médian relatif	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Pourcentage en deçà de la moitié du revenu médian	14,3	12,3	12,1	11,5	11,6	11,5	11,7	11,8

**Nota :** L'année de base pour le revenu médian indexé est 1973.

Tableau 2A.2  
**Résultats des régressions logistiques de la probabilité qu'un individu  
ait un revenu inférieur à la moitié du revenu médian**

	1973		1981		1988		1994		1995	
	Coefficient	Statistique t								
<b>A. 0-14 ans</b>										
Coordonnée à l'origine	-2,168	-24,42	-1,358	-17,28	-0,820	-9,15	-0,880	-9,74	-0,889	-8,90
Âge de la famille										
Moins de 26 ans <sup>a</sup>										
27-34 ans	-0,746	-9,38	-0,757	-10,47	-1,095	-13,37	-0,923	-10,85	-0,663	-7,07
35-44 ans	-0,606	-7,97	-0,933	-12,74	-1,552	-18,61	-1,067	-12,67	-0,963	-10,34
45-54 ans	-0,259	-3,11	-0,582	-6,49	-1,165	-10,71	-0,951	-8,73	-0,662	-5,67
55 ans et plus	0,144	1,12	-0,303	-2,09	-1,525	-7,89	-1,304	-6,28	-0,909	-4,18
Études										
Primaires	0,849	19,47	0,982	19,03	0,765	11,07	0,710	8,75	0,541	5,74
Secondaires <sup>a</sup>										
Universitaires partielles / collégiales	-0,639	-8,07	-0,709	-10,41	-0,493	-8,03	-0,397	-6,83	-0,039	-0,67
Diplôme universitaire	-2,079	-12,27	-0,952	-10,25	-1,074	-11,99	-0,779	-9,50	-0,812	-9,09
Nombre d'enfants										
Un <sup>a</sup>										
Deux	0,340	4,40	0,215	3,40	0,287	4,20	0,067	1,06	0,236	3,59
Trois	0,900	11,36	0,779	11,43	1,013	13,34	0,628	8,90	0,420	5,48
Quatre ou plus	1,957	25,49	1,404	17,94	1,792	20,34	1,241	14,57	1,071	11,67
Type de famille / nombre de soutiens										
Un adulte, aucun soutien	4,372	24,26	4,167	25,54	4,010	26,28	2,343	29,39	2,314	26,15
Un adulte, un soutien	1,517	15,77	1,082	14,41	1,188	15,95	0,681	9,22	0,363	4,65
Deux adultes ou plus, aucun soutien	3,621	24,08	3,733	21,64	3,499	22,53	3,033	28,69	2,729	24,54
Deux adultes ou plus, un soutien										
Deux adultes ou plus, deux soutiens ou plus	-0,865	-19,31	-1,285	-26,55	-1,257	-23,24	-1,312	-22,61	-1,515	-25,13
Taille de l'échantillon	24 253		25 438		22 380		21 527		18 360	
Chi carré modèle	6253,40		6272,57		6501,76		5861,47		4799,58	
<b>B. 25-34 ans</b>										
Coordonnée à l'origine	-5,605	-21,19	-4,924	-29,91	-4,539	-31,39	-4,057	-32,56	-3,943	-29,04
Études										
Primaires	2,043	10,18	1,623	13,31	0,870	6,73	0,716	5,25	0,595	4,06
Secondaires	1,206	6,11	0,650	5,92	0,429	4,44	0,408	4,32	0,246	2,53
Universitaires partielles / collégiales	0,954	4,56	0,289	2,38	0,264	2,57	0,247	2,43	-0,060	-0,55

Tableau 2A.2 – suite  
**Résultats des régressions logistiques de la probabilité qu'un individu  
ait un revenu inférieur à la moitié du revenu médian**

	1973		1981		1988		1994		1995	
	Coefficient	Statistique t								
Diplôme universitaire <sup>a</sup>										
Type de famille / Nombre de soutiens										
Personne seule, aucun enfant, aucun soutien	6,568	15,08	7,088	16,77	5,541	24,89	4,524	27,59	4,720	24,77
Personne seule, aucun enfant, un soutien	2,363	10,61	2,272	14,85	2,494	18,77	1,936	16,52	1,791	13,43
Un adulte, un enfant, aucun soutien	5,515	10,88	7,901	8,55	6,358	14,85	4,142	19,32	5,317	15,81
Un adulte, un enfant, un soutien	2,695	7,35	3,393	15,53	3,351	16,67	2,371	11,90	2,514	11,81
Un adulte, deux enfants ou plus, aucun soutien	7,243	12,46	7,057	15,15	6,983	15,78	4,726	22,80	5,069	20,72
Un adulte, deux enfants ou plus, un soutien	3,812	13,15	3,886	18,56	4,143	21,63	3,003	15,50	3,045	14,19
Deux adultes ou plus, aucun enfant, aucun soutien	4,765	11,54	3,831	15,27	4,357	17,56	3,089	14,84	3,056	13,91
Deux adultes ou plus, aucun enfant, un soutien	1,769	6,54	2,218	11,99	1,728	8,74	1,497	9,22	1,901	11,34
Deux adultes ou plus, aucun enfant, deux soutiens ou plus <sup>a</sup>										
Deux adultes ou plus, un enfant ou plus, aucun soutien	5,906	16,17	6,291	18,81	5,930	20,62	4,884	27,10	5,128	22,44
Deux adultes ou plus, un enfant ou plus, un soutien	2,149	10,93	2,476	17,24	2,549	18,93	2,122	17,51	2,393	17,82
Deux adultes ou plus, un enfant ou plus, deux soutiens ou plus	0,946	4,48	0,910	5,98	1,061	7,82	0,253	1,93	0,528	3,69
Taille de l'échantillon	11 320		17 225		16 747		15 354		12 481	
Chi carré modèle	1592,35		2910,31		2984,63		2826,06		2304,55	
<b>C. 45–54 ans</b>										
Coordonnée à l'origine	-5,928	-16,57	-4,708	-23,46	-5,197	-26,75	-4,418	-32,15	-4,007	-31,83
Études										
Primaires	2,486	7,47	1,463	7,76	1,722	9,54	1,028	7,16	0,576	4,23
Secondaires	1,589	4,74	0,686	3,58	0,945	5,29	0,816	6,44	0,465	4,02
Universitaires partielles / collégiales	0,634	1,66	0,200	0,88	0,767	3,80	0,477	3,22	0,225	1,65
Diplôme universitaire <sup>a</sup>										
Type de famille / Nombre de soutiens										
Personne seule, aucun enfant, aucun soutien	6,631	16,55	4,757	23,33	5,791	26,91	4,442	29,67	4,626	30,16
Personne seule, aucun enfant, un soutien	2,287	11,05	2,028	13,20	2,466	16,38	1,857	15,30	1,787	14,47
Un adulte, un enfant ou plus	4,135	11,59	3,468	12,46	3,546	12,60	3,009	13,81	2,601	11,81
Deux adultes ou plus, aucun soutien	4,811	22,51	4,352	25,58	4,089	24,27	3,772	29,38	3,713	27,16
Deux adultes ou plus, aucun enfant, un soutien	1,562	8,67	1,796	13,94	1,854	11,69	1,455	11,62	1,487	11,88

Tableau 2A.2 – fin  
**Résultats des régressions logistiques de la probabilité qu'un individu ait un revenu inférieur à la moitié du revenu médian**

	1973		1981		1988		1994		1995	
	Coefficient	Statistique t								
Deux adultes ou plus, aucun enfant, deux soutiens ou plus <sup>a</sup>										
Deux adultes ou plus, un enfant ou plus, un soutien	2,505	15,09	2,476	17,26	2,841	15,92	1,928	11,00	2,340	14,88
Deux adultes ou plus, un enfant ou plus, deux soutiens ou plus	1,479	9,05	1,006	7,61	1,229	7,66	0,733	5,21	0,677	4,81
Taille de l'échantillon	8 390		10 464		9 670		12 167		11 085	
Chi carré modèle	1554,75		1724,45		1902,85		1911,99		1818,92	
<b>D. 65 ans et plus</b>										
Coordonnée à l'origine	-6,056	-15,98	-6,312	-22,08	-7,365	-20,68	-6,323	-17,44	-6,815	-15,58
Études										
Primaires	1,216	3,83	0,733	3,60	0,840	3,90	0,493	1,88	-0,167	-0,69
Secondaires	0,765	2,38	0,267	1,29	0,595	2,72	-0,122	-0,46	-0,782	-3,11
Universitaires partielles / collégiales	0,256	0,74	-0,050	-0,22	0,503	2,10	-0,132	-0,42	-1,066	-3,21
Diplôme universitaire <sup>a</sup>										
Nombre de soutiens										
Aucun	2,258	11,78	2,614	12,04	3,062	10,09	1,864	6,46	1,781	4,83
Un	0,910	4,78	1,520	7,00	1,734	5,79	0,630	2,12	1,022	2,76
Deux ou plus <sup>a</sup>										
Nombre d'adultes										
Un	1,403	10,69	0,923	7,98	-0,025	-0,15	-0,634	-2,94	0,384	1,57
Deux	-0,027	-0,21	-0,663	-5,64	-0,913	-5,59	-1,305	-6,02	-0,463	-1,91
Trois ou plus <sup>a</sup>										
Protection en matière de pensions										
Aucun RPC/RRQ, régime de retraite privé	0,180	0,95	1,395	8,46	2,132	9,87	2,825	8,10	1,982	4,11
RPC/RRQ, aucun régime de retraite privé	1,689	10,11	1,829	14,97	2,101	13,91	2,125	9,52	2,537	9,57
Aucun RPC/RRQ, aucun régime de retraite privé										
privé	2,218	14,55	2,925	24,52	3,703	24,61	4,147	18,52	4,348	16,14
RPC/RRQ, régime de retraite privé <sup>a</sup>										
Taille de l'échantillon	7 225		10 260		10 573		11 272		10 426	
Chi carré modèle	2260,98		3097,42		2071,74		1001,56		842,14	

<sup>a</sup> Catégories de référence.

## Notes

Nous tenons à remercier Dean Lillard, ainsi qu'un collaborateur anonyme, pour leurs précieuses observations, tout en précisant que le présent document reflète uniquement le point de vue des auteurs, et pas nécessairement celui de Statistique Canada.

<sup>1</sup> Pampel (1979) en témoigne éloquemment à partir de données américaines. Le revenu relatif des personnes âgées s'est replié continuellement de la fin des années 40 jusqu'aux années 60. D'importantes réformes de la sécurité sociale ont eu lieu à la fin des années 60 et au début des années 70, de sorte qu'à la fin des années 70, la situation économique relative des personnes âgées était revenue au niveau de l'après-guerre. Au Canada, on ne dispose de séries continues et comparables de données sur le revenu qu'à partir de la fin des années 60. Toutefois, la similitude des fluctuations de l'emploi au sein de la population âgée de 65 ans et plus, alliée aux préoccupations accrues soulevées par la pauvreté de la vieillesse au cours des années 60, laisse supposer une tendance comparable au Canada. Pour obtenir des données sur le revenu des personnes âgées en 1951 et 1961, voir Podoluk (1968).

<sup>2</sup> Nous avons répété cette analyse en utilisant le seuil de faible revenu (SFR) après impôts et transferts comme mesure du faible revenu, et les résultats sont très semblables. Le système de transferts a réduit de plus en plus le niveau de faible revenu au cours des années 80 et au début des années 90. Chez les enfants, par exemple, en fonction du revenu gagné, la fréquence du faible revenu augmente considérablement (passant de 16,8 % en 1981 à 24,1 % en 1994). Lorsqu'on ajoute les impôts et les transferts, le taux réel de faible revenu (après impôts et transferts) augmente beaucoup moins (il passe de 12,7 % à 15,6 %). L'ajout des impôts et des transferts réduit le taux d'environ quatre points en 1981, mais de sept points en 1990 et de 8,5 points en 1994, ce qui témoigne du rôle accru joué par le système de transferts jusque-là. On observe des résultats semblables chez les adultes de 25 à 34 ans et de 45 à 54 ans : la fréquence réelle du faible revenu en fonction du revenu disponible augmente au cours des années 90, mais beaucoup moins qu'en fonction du seul revenu gagné.

<sup>3</sup> On calcule habituellement cette statistique en fonction de la famille de recensement, qui

comprend uniquement la famille immédiate (les enfants et le parent). Nous utilisons plutôt la famille économique, qui comprend la famille immédiate et les autres personnes apparentées. Ainsi, l'enfant d'une mère seule qui habite avec ses parents ne serait pas considéré comme vivant dans une famille monoparentale selon la définition utilisée ici, mais il le serait selon la définition de famille de recensement. Nous supposons que cet enfant bénéficie d'une partie des ressources économiques de la cellule familiale élargie. Toutefois, la proportion des enfants vivant dans des familles monoparentales est alors inférieure à celle qui est déclarée ailleurs.

<sup>4</sup> Comme la plupart des personnes âgées ne sont pas occupées, on pourrait soutenir que le niveau d'instruction est sans importance pour leur revenu. Premièrement, un niveau d'instruction élevé améliore, chez les personnes âgées qui demeurent sur le marché du travail, la capacité de gagner leur vie. Deuxièmement, les personnes qui possèdent un niveau d'instruction élevé sont proportionnellement plus nombreuses que les autres à avoir accumulé des économies et des droits à la retraite pendant leur vie active.

<sup>5</sup> La proportion des hommes occupés (le ratio emploi-population) diminue lentement depuis un certain temps : elle est passée de 73,1 % au point culminant du cycle économique de 1981 à 71,4 % à celui de 1989. Le ratio a ensuite fortement chuté à 65 % en 1992 et est demeuré à ce niveau jusqu'en 1996. Le recul a été particulièrement sensible chez les hommes de 25 à 44 ans : le ratio est passé de 88 % en 1989 à 83 % en 1996. Le ratio emploi-population des femmes a augmenté régulièrement tout au long de la période pour culminer à 54 % en 1990; depuis, il est tombé à environ 52 %. Par contraste avec les hommes du même groupe d'âge, toutefois, le taux d'activité des femmes de 25 à 44 ans est revenu à son niveau d'avant la récession : il était d'environ 71 % en 1996.

## Bibliographie

BATTLE, K. et L. MUSZYNSKI (1995). *One Way to Fight Child Poverty*. Ottawa : Caledon Institute of Social Policy.

BLANK, R. et D. CARD (1993). « Poverty, Income Distribution and Growth: Are They Still Connected? » *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 2, 285-339.

- BLANK, R. et M. HANRATTY (1993). « Responding to Need: A Comparison of Social Safety Nets in Canada and the United States. » Dans David Card et Richard B. Freeman (dir.). *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*. Chicago: University of Chicago Press.
- CALEDON INSTITUTE OF SOCIAL POLICY (1997). *Persistent Poverty*. Ottawa : Caledon Institute of Social Policy.
- CHARETTE, M.F. et R. MENG (1994). « The Determinants of Welfare Participation of Female Heads of Households in Canada. » *Canadian Journal of Economics*. Vol. 27, n° 2, 290-306.
- CONSEIL NATIONAL DU BIEN-ÊTRE (1997). *Another Book at Welfare Reform*. Ottawa : Conseil National du Bien-être.
- DAVIS, S. (1992). « Cross-Country Patterns of Change in Relative Wages. » NBER document de travail n° 4085.
- DOOLEY, M. (1994a). « Women, Children and Poverty in Canada. » *Canadian Public Policy*. Vol. 20, 430-43.
- DOOLEY, M. (1994b). « The Use of Social Assistance Income by Canadian Lone Mothers. » Department of Economics, McMaster University. Non publié.
- DOOLEY, M. (1991). « The Demography of Child Poverty in Canada: 1973-1986. » *Canadian Studies in Population*. Vol.18, 53-74.
- GOTTSCHALK, P. et S. DANZIGER (1993). « Family Structure, Family Size and Family Income: Accounting for Changes in the Economic Well Being of Children, 1968-1986. » Dans Sheldon Danziger et Peter Gottschalk (dir.). *Uneven Tides, Rising Inequality in America*. New York: Russell Sage, 167-93.
- HUM, D. et W. SIMPSON (1991). *Soutien du revenu et propension au travail, l'expérience canadienne Mincome*. Ottawa : Conseil économique du Canada.
- KATZ, L. F. et K.M. MURPHY(1992). « Changes in Relative Wages, Supply and Demand Factors. » *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 107, 235-78.
- KAPSALIS, C. (1996). « Social Assistance Benefit Rates and the Employment Rates of Lone Mothers. » Ottawa : Développement des Ressources humaines Canada. Document de travail W-96-5E.
- KUHN, P. et A. L. ROBB (1996). « Shifting Skill Demand and the Canada-U.S. Unemployment Gap. » McMaster University, Department of Economics. Non publié.
- McFATE, K., T. SMEEDING et L. RAINWATER (1995). « Markets and States: Poverty Trends and Transfer System Effectiveness in the 1980s. » Dans K. McFate, R. Lawson et W. J. Wilson (dir.). *Poverty, Inequality and the Future of Social Policy*. New York: Russell Sage.
- MORISSETTE, R., J. MYLES et G. PICOT (1995). « Earnings Polarization in Canada, 1986-1991. » Dans K.G. Banting et C. Beach (dir.). *Labour Market Polarization and Social Policy Reform*. Kingston: Queen's University, School of Policy Studies.
- MOFFIT, R. (1992). « Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review. » *Journal of Economics Literature*. Vol. 30, n° 1, 1-61.
- MYLES, J. (1989). *Old Age in the Welfare State: The Political Economy of Public Pensions*. Lawrence, Kansas: University Press of Kansas.
- PAMPEL, F. (1979). « Changes in the Labor Force Participation and Income of the Aged in the United States 1947-1976. » *Social Problems*. Vol. 27,125-142.
- PICOT, G. (1998). « Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90. » Ottawa : Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 116.
- PICOT, G. et J. MYLES (1996). « Social Transfers, Changing Family Structure and Low-Income Among Children. » *Canadian Public Policy*. Vol. 22, 244-67.
- PODOLUK J. (1968). *Incomes of Canadians*. Ottawa : Bureau fédéral de la statistique.
- SHARIF, N. et S. PHIPPS (1994). « The Challenge of Child Poverty. » *Canadian Business Economics*. Vol. 2, 17-30.
- STATISTIQUE CANADA (1997). Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1996. Ottawa : Statistique Canada, n° 13-207 au catalogue.
- WOLFSON, M. et J. EVANS (1992). *Seuils de faible revenu de Statistique Canada : problèmes et possibilités méthodologiques*. Ottawa : Statistique Canada, Document de travail.

WOLFSON, M. et B. MURPHY (1996). « Aging and Canada's Public Sector: Retrospect and Prospect. » Ottawa : Statistique Canada, Direction des études analytiques. Non publié.

WOLFSON, M. et B. MURPHY (1995). « Kinder and Gentler: A Comparative Analysis of Incomes of the Elderly in Canada and the United States. » Dans Theodore R. Marmor, Timothy M. Smeeding et Vernon L. Greene (dir.). Economic Security and Intergenerational Justice: A Look at North America. Washington D.C.: The Urban Institute.

## Chapitre 3

# Dégradation de la situation des jeunes hommes par rapport au marché du travail

RENÉ MORISSETTE

---

À partir du début des années 1960 jusqu'au milieu des années 1970, les jeunes Canadiens ont vécu dans une économie qui a engendré des taux élevés de croissance de la production et du revenu réel ainsi que des taux de chômage relativement faibles. Ils ont pu profiter de l'expansion de l'emploi dans le secteur des biens et dans les services publics, deux branches qui offrent typiquement de bons débouchés aux débutants. Ils sont entrés sur le marché du travail à une période où le filet de la sécurité sociale du pays devenait de plus en plus généreux. La plupart d'entre eux s'attendaient sans doute à ce que les revenus de toute leur vie dépassent ceux de leurs parents.

Aujourd'hui, la situation est différente pour les jeunes Canadiens. La croissance du PIB réel par habitant a ralenti; le revenu médian des familles et les gains des salariés à temps plein toute l'année stagnent; le taux de chômage continue d'être élevé; les compressions budgétaires ont stoppé la croissance de l'emploi dans la fonction publique; et les programmes d'assurance-chômage et de soutien du revenu sont devenus plus restrictifs. Selon des données non scientifiques, la génération des jeunes d'aujourd'hui ne semble pas s'attendre à un avenir plus prometteur que celui de leurs parents. Elle semble plutôt être davantage préoccupée par le fait que la transformation structurelle du marché du travail a pu diminuer ses chances de profiter d'un niveau de vie « décent ».

Le but de ce chapitre est de documenter la façon dont les jeunes se débrouillent sur le marché du travail d'aujourd'hui. Deux raisons nous amènent à choisir les jeunes hommes. D'abord, la plupart des ouvrages récents sur la croissance de l'inégalité des salaires portent sur les hommes. Cette approche est adoptée car l'une des questions abordées a trait aux conséquences de

la croissance de l'inégalité des salaires sur le profil âge-salaires chez les jeunes. En second lieu, et plus important encore, le comportement des femmes sur le marché du travail est beaucoup plus complexe à examiner, car leur taux d'activité a changé radicalement au cours des 20 dernières années.

À l'aide d'une grande diversité de données transversales et longitudinales, quatre résultats importants sont obtenus. D'abord, par rapport à leurs homologues du début des années 1980, les jeunes hommes d'aujourd'hui se débrouillent beaucoup moins bien si l'on se fie à un vaste éventail d'indicateurs du marché du travail. La génération des années 1990 fréquente beaucoup plus l'école, mais ceux qui ne sont pas à l'école à plein temps ont moins de chances de trouver un emploi. Du même coup, ceux qui sont occupés ont moins de chances d'être employés à temps plein, tandis que ceux qui ont un travail à temps plein touchent un salaire moins élevé et sont plus concentrés dans le secteur des services aux consommateurs, ils ont moins tendance à être syndiqués et ils ont aussi moins tendance à participer à un régime de retraite. En deuxième lieu, la diminution des salaires réels chez les jeunes hommes subsiste dans une large part même lorsqu'on tient compte de la baisse considérable du taux de syndicalisation et des modifications de la répartition de l'emploi dans les branches d'activité. En troisième lieu, la diminution de leurs salaires réels sur une base transversale semble avoir eu des répercussions à long terme : comparativement à celui des cohortes antérieures, le profil âge-revenus des récentes cohortes de jeunes hommes s'est détérioré. Enfin, les jeunes hommes semblent avoir légèrement moins de chances de progresser dans les années 1980 qu'au milieu des années 1970, même lorsqu'on tient compte à la fois des effets cycliques et de la baisse des salaires réels.

## 1. Tendances de l'emploi

Il est bien connu que l'importance de la jeunesse au sein de la population a régressé énormément au cours des vingt dernières années. En 1976, les jeunes hommes (ceux qui avaient entre 17 et 24 ans) figuraient pour 25 % de la population masculine de 17 à 64 ans; 20 ans plus tard, ce pourcentage était tombé à 17 % (tableau 3.1). Que ce soit en réponse à une conjoncture défavorable ou à une hausse du taux de rendement associé à une scolarité accrue, le pourcentage de jeunes gens qui fréquentent l'école à plein temps depuis le début des années 1980 est plus élevé. En effet, ce pourcentage est passé de 28 % en 1981 à 37 % en 1989, et il se situe à 45 % en 1996.

Chez ceux qui n'étudient **pas** à plein temps et qui donc, peut-on penser, ont fait la transition entre l'école et le travail, l'expérience du marché du travail s'est détériorée. Entre le milieu des années 1970 et la fin des années 1980, le taux d'activité, le rapport emploi-population et le taux de chômage au sein de ce groupe ont affiché une certaine variation cyclique mais aucune tendance ascendante. En gros, 94 % des jeunes hommes qui ne fréquentaient pas l'école à plein temps étaient actifs sur le marché du travail en 1976 et aussi en 1989. De plus, 85 % étaient occupés et 10 % de ceux qui étaient actifs n'avaient pas d'emploi (tableau 3.1, volet C). Toutefois, les trois statistiques révèlent qu'entre 1989 et 1996, les conditions du marché du travail ont empiré. Le nombre d'actifs sur le marché du travail et de jeunes gens occupés a diminué tandis que le pourcentage des actifs qui connaissent une période de chômage est plus élevé.

Le volet B du tableau 3.1 révèle la même situation pour tous les hommes de 17 à 24 ans. En effet, le taux d'activité pour ce groupe est passé de 76 % en 1989 à 68 % en 1996. En termes permanent comptables, la plus grande partie de cette diminution est associée à une augmentation de la fréquentation scolaire : la fraction des jeunes hommes qui ne participent pas au marché du travail mais qui fréquentent l'école à temps partiel ou à plein temps a augmenté de 6 points au cours de la même période, passant de 21 % en 1989 à 27 % en 1996. Aussi, le pourcentage de jeunes hommes qui ne sont ni actifs ni étudiants n'a que très peu varié entre ces deux années.

Le tableau 3.2 présente la situation des personnes qui n'étudient pas à plein temps et compare leurs taux d'emploi, de chômage et de

sous-emploi selon le groupe d'âge. Deux points ressortent. D'abord, même si les taux de chômage et de sous-emploi (chômage plus emploi à temps partiel involontaire) chez les jeunes hommes sont maintenant plus élevés qu'en 1976, ils ont diminué relativement à ceux des hommes de 35 à 64 ans. Le même argument s'applique aux taux d'emploi : les rapports emploi-population chez les jeunes gens sont maintenant moins élevés qu'ils ne l'étaient en 1976, mais ils ne se détériorent pas par rapport à ceux des travailleurs plus âgés. En deuxième lieu, entre 1981 et 1989, la durée (tronquée) des périodes de chômage a eu tendance à augmenter chez les travailleurs de 25 ans ou plus mais non chez les jeunes hommes. Aussi, bien que la durée du chômage s'accroisse chez les jeunes depuis les sept dernières années, elle est plus faible en 1996 qu'elle ne l'était en 1976 par rapport à celle des travailleurs plus âgés.

Le type d'emploi qu'occupent les jeunes hommes a changé sous au moins trois rapports depuis les 15 dernières années. D'abord, les emplois à temps plein chez les jeunes ne sont plus répartis en grande partie dans le secteur de la fabrication et des services publics; on retrouve maintenant davantage d'emplois faiblement rémunérés dans les services aux consommateurs. De tous les jeunes hommes occupés à temps plein en 1981, 30 % travaillaient dans l'industrie manufacturière, 23 % dans les services aux consommateurs et 8 % dans les services publics (tableau 3.3). En 1995, les chiffres correspondants s'établissaient à 23 %, 33 % et 4 %. Même si l'on observe les mêmes déplacements chez les travailleurs masculins de 25 à 64 ans, ils sont beaucoup moins prononcés. En deuxième lieu, bien que le taux de syndicalisation de tous les travailleurs masculins à temps plein ait légèrement diminué entre 1981 et 1995, le taux des jeunes hommes travaillant à temps plein a diminué de 50 % pendant cette période, passant de 33 % en 1981 à 15 % en 1995 (tableau 3.4). En troisième lieu, la fraction des emplois à temps plein couverts par un régime de retraite a régressé chez les jeunes hommes, passant de 29 % à 25 % entre 1984 et 1995, mais elle est demeurée à peu près inchangée chez les travailleurs masculins plus âgés, à 64 %. Ainsi, on trouve moins souvent d'emplois à temps plein occupés par des jeunes hommes dans les secteurs bien rémunérés de l'économie, et ces emplois sont moins syndicalisés et moins nombreux à être associés à un régime de retraite.

Il en découle donc qu'un pourcentage important des jeunes font maintenant partie de ce

Tableau 3.1  
Tendances de l'emploi chez les hommes de 17 à 24 ans (1976 à 1996)

	1976	1981	1986	1989	1993	1996
<b>A. Parts des jeunes hommes sur le marché du travail</b>						
[1] Part des hommes de 17 à 24 ans en pourcentage des hommes de 17 à 64 ans	25,4	24,8	21,5	18,9	17,4	16,7
[2] Pourcentage des hommes de 17 à 24 ans qui étudient à plein temps	27,8	27,7	33,6	36,7	44,7	44,6
[3] Pourcentage des hommes de 17 à 24 ans qui ne sont ni occupés ni à l'école	11,4	12,1	12,4	9,3	12,4	11,2
[4] Pourcentage des hommes de 17 à 24 ans qui ne sont ni actifs ni à l'école	4,5	3,8	3,6	3,5	4,2	4,6
[5] Pourcentage des hommes de 17 à 24 ans qui ne sont pas actifs mais qui fréquentent l'école	20,3	17,6	21,2	20,9	26,2	27,2
<b>B. Tous les hommes de 17 à 24 ans</b>						
[1] Taux d'activité	75,2	78,6	75,3	75,6	69,6	68,2
[2] Rapport emploi-population	67,5	68,6	64,6	68,1	57,7	58,2
[3] Taux de chômage	10,2	12,6	14,2	9,9	17,1	14,8
[4] Taux d'emploi à temps partiel involontaire*	1,0	2,1	3,4	2,6	6,3	5,3
[5] = [3] + [4]	11,2	14,7	17,6	12,5	23,4	20,1
<b>C. Hommes de 17 à 24 qui n'étudient pas à plein temps</b>						
[1] Taux d'activité	93,3	94,6	94,0	94,0	91,5	90,6
[2] Rapport emploi-population	83,5	82,7	80,5	84,6	75,6	77,5
[3] Taux de chômage	10,5	12,5	14,3	10,0	17,4	14,5
[4] Taux d'emploi à temps partiel involontaire*	1,1	2,3	4,0	3,1	7,9	6,7
[5] = [3] + [4]	11,6	14,8	18,3	13,1	25,3	21,2

\* Nombre d'hommes de 17 à 24 ans qui travaillent involontairement à temps partiel, divisé par le nombre d'hommes de 17 à 24 ans dans la population active.

Source: Statistique Canada, Enquête sur la population active (fichiers de septembre).

qu'on pourrait appeler une population active auxiliaire. En 1995, 17 % de tous les jeunes hommes actifs sur le marché du travail étaient en chômage, 8 % détenaient un emploi à temps partiel imposé et 10 % occupaient des postes non permanents (tableau 3.5). Par conséquent, 35 % d'entre eux n'avaient pas d'emploi, étaient sous-employés ou occupaient un poste temporaire. Chez les hommes de 25 à 64 ans, le chiffre correspondant est de 15 %.

## 2. Salaires annuels et salaires horaires

Entre 1969 et 1977, les salaires annuels réels des hommes de 18 à 24 ans occupant un poste

à temps plein toute l'année ont augmenté de 30 % (graphique 3.1). Les salaires ont commencé à fléchir après 1977, ils ont fait une chute prononcée entre 1981 et 1983 et ils n'ont pas récupéré. Aussi, les jeunes hommes qui ont travaillé à temps plein toute l'année en 1994 ont touché (en chiffres réels) la même chose que leurs homologues en 1969.

Cette diminution des salaires annuels réels est survenue de concert avec une baisse des salaires horaires réels. Les salaires horaires réels des hommes de 17 à 24 ans occupant un emploi à temps plein ont diminué en gros de 20 % entre 1981 et 1986 (graphique 3.2), mais ont augmenté de 5 points entre 1986 et 1990 pour ensuite fléchir entre 1990 et 1993. Pendant ce

Tableau 3.2  
**Tendances de l'emploi chez les hommes qui n'étudient pas à plein temps,  
selon l'âge, 1976 à 1996**

	1976	1981	1986	1989	1993	1996
<b>A. Rapport emploi-population</b>						
[1] 17-24 ans	83,5	82,7	80,5	84,6	75,6	77,5
[2] 25 à 34 ans	93,5	92,1	88,9	90,8	84,8	86,7
[3] 35 à 64 ans	93,5	92,1	88,9	90,8	84,8	86,7
[4] = [1] / [3]	0,89	0,90	0,91	0,93	0,89	0,89
<b>B. Taux de chômage</b>						
[1] 17 à 24 ans	10,5	12,5	14,3	10,0	17,4	14,5
[2] 25 à 34 ans	4,0	5,1	8,3	5,9	10,9	8,5
[3] 35 à 64 ans	2,9	3,8	5,5	4,3	8,3	6,8
[4] = [1] / [3]	3,6	3,3	2,6	2,3	2,1	2,1
<b>C. Taux de chômage + taux d'emploi à temps partiel involontaire</b>						
[1] 17 à 24 ans	11,6	14,8	18,3	13,1	25,2	21,2
[2] 25 à 34 ans	4,3	5,9	10,1	6,9	13,9	10,7
[3] 35 à 64 ans	3,1	4,3	6,6	5,0	10,3	8,5
[4] = [1] / [3]	3,7	3,4	2,8	2,6	2,4	2,5
<b>D. Durée du chômage*</b>						
[1] 17 à 24 ans	12,3	14,3	15,8	11,5	23,3	17,9
[2] 25 à 34 ans	13,3	16,6	23,4	19,8	29,0	26,7
[3] 35 à 64 ans	18,9	20,8	33,2	27,5	35,1	32,8
[4] = [1] / [3]	0,65	0,69	0,48	0,42	0,66	0,55

\* Nombre moyen de semaines pendant lesquelles une personne a cherché du travail, au moment de l'interview.  
**Source** : Statistique Canada, Enquête sur la population active (fichiers de septembre).

Tableau 3.3  
**Répartition de l'emploi par branche d'activité :  
hommes occupés à temps plein, 1981-1995**

	17 à 24 ans			25 à 64 ans			17 à 64 ans		
	1981	1989	1995	1981	1989	1995	1981	1989	1995
Agriculture	2,6	2,4	2,8	0,7	0,9	0,9	1,1	1,1	1,1
Forêt et mines	4,5	2,6	3,5	4,4	4,0	3,6	4,4	3,8	3,5
Construction	10,8	13,1	12,3	7,4	8,6	7,1	8,0	9,2	7,7
Fabrication	30,2	26,2	22,9	28,0	27,7	27,2	28,4	27,5	26,8
Services de distribution	15,2	11,7	14,1	19,5	18,5	18,3	18,7	17,5	17,9
Services commerciaux	5,7	6,7	7,0	7,6	8,0	9,7	7,2	7,8	9,4
Services aux consommateurs	23,3	29,7	33,3	11,7	12,1	13,8	13,8	14,5	15,9
Services publics	7,7	7,5	4,2	20,9	20,4	19,4	18,4	18,6	17,8

**Source** : Statistique Canada, Enquête sur l'activité de 1981, Enquête sur l'activité de 1989, Enquête sur les horaires et les conditions de travail de 1995.

Tableau 3.4  
Taux de syndicalisation des hommes occupés à temps plein, 1981-1995

	17 à 24 ans	25 à 64 ans	17 à 64 ans
1981	32,8	46,1	43,6
1986	22,2	45,3	41,9
1989	24,0	44,5	41,7
1995	15,1	40,4	37,8

**Nota:** Pour les années 1981, 1986 et 1989, les chiffres reposent sur la question suivante :  
« Êtes-vous membre d'un syndicat ou d'un autre groupe qui négocie collectivement avec cet employeur ? »  
Pour 1995, les chiffres reposent sur la question suivante :  
« Êtes-vous syndiqué dans votre emploi (principal) ? »

**Source :** Enquête sur l'activité de 1981, Enquête sur l'activité de 1986 et 1989, Enquête sur les horaires et les conditions de travail de 1995.

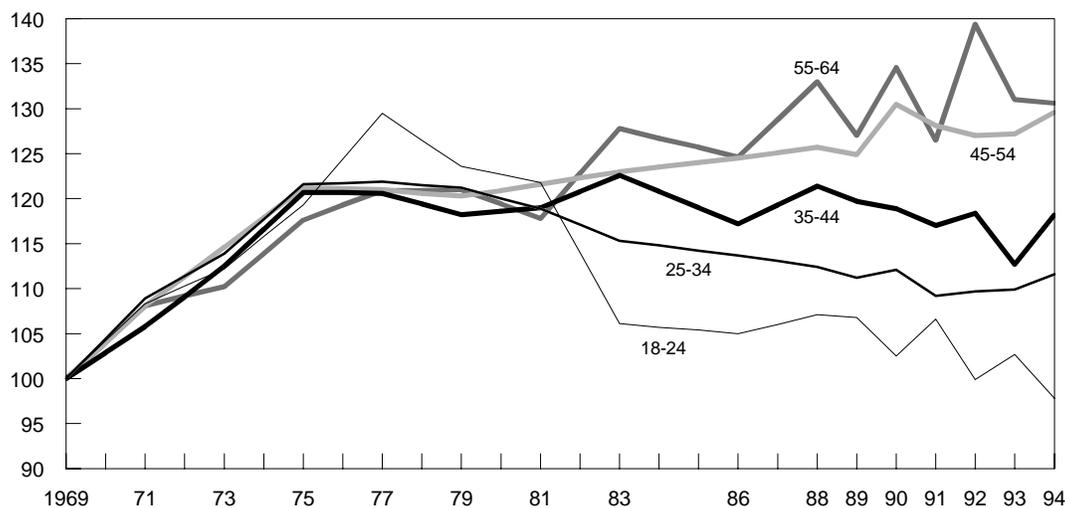
Tableau 3.5  
Population active auxiliaire : hommes âgés de 17 à 64 ans, non-étudiants à plein temps et actifs, 1995

	17 à 24 ans	25 à 64 ans	17 à 64 ans
En chômage	16,9	7,7	8,7
Occupé involontairement à temps partiel	8,3	2,2	2,8
Emploi non permanent	9,9	5,1	5,6
Population active auxiliaire	35,1	15,0	17,1
Autres	64,8	85,0	82,9

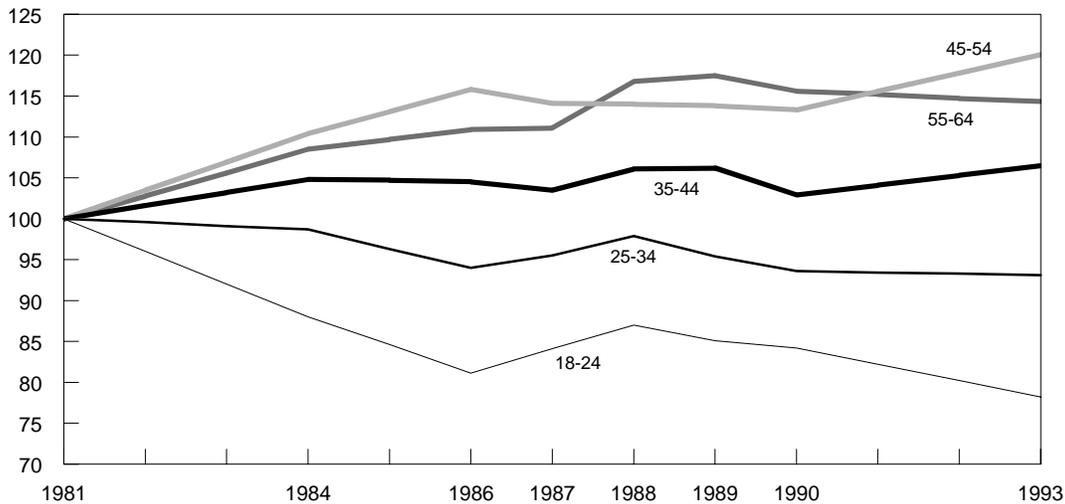
**Nota :** La population active auxiliaire désigne l'ensemble des personnes en chômage, occupées involontairement à temps partiel et celles détenant un emploi non permanent.

**Source :** Statistique Canada, Enquête sur horaires et les conditions de travail de 1995.

Graphique 3.1  
Traitements et salaires annuels réels indexés des hommes occupés à temps plein toute l'année, selon l'âge, 1969-1994 (1969 : 100)



Graphique 3.2  
**Salaires horaires réels indexés des travailleurs rémunérés\* de sexe masculin occupés à temps plein, selon l'âge, 1981-1993 (1981 : 100)**



\* Travailleurs rémunérés de sexe masculin ayant entre 17 et 64 ans, occupés à temps plein dans leur emploi principal en décembre.

Source : Enquête sur l'activité de 1981, Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984, Enquêtes sur l'activité de 1986-1990 et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993.

temps, les hommes de 45 ans ou plus touchaient des gains substantiels; entre 1981 et 1993, leurs salaires réels ont augmenté d'au moins 15 %.

La baisse des salaires chez les jeunes par rapport aux travailleurs d'âge mûr n'est pas un phénomène unique au Canada. Même si le moment et l'ampleur de la diminution sont différentes d'un pays à l'autre, les salaires des jeunes ont chuté dans plusieurs pays entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1990 : États-Unis, Royaume Uni, Australie, France, Allemagne et Japon (OCDE 1996).

Diverses explications ont été avancées pour expliquer l'écart salarial croissant entre les groupes d'âge. On peut facilement rejeter l'argument que cet écart est causé par les fluctuations de l'offre de main-d'œuvre chez les jeunes car, dans la plupart des pays en question, le pourcentage de jeunes dans la population active ne cesse de diminuer. Par conséquent, toutes choses étant égales par ailleurs, on s'attendrait à ce que les variations de l'offre de main-d'œuvre chez les jeunes réduisent l'écart salarial entre les groupes d'âge.

Les modifications de la composition de l'emploi par branche d'activité pourraient expliquer en partie la diminution des salaires réels chez les jeunes au Canada. Entre 1981 et le milieu des années 1990, l'emploi à temps plein s'est

déplacé vers les services aux consommateurs (où les emplois sont en général, moins bien rémunérés) plus chez les jeunes que chez les travailleurs âgés. De plus, le taux de syndicalisation chez les jeunes a diminué considérablement.

Pour évaluer la contribution de ces deux facteurs, nous avons regroupé les données pour 1981 et 1993 et nous avons effectué la régression du logarithme naturel des salaires horaires sur un ensemble de variables associées à la branche d'activité, à la situation à l'égard de la syndicalisation, aux professions et aux régions pour chacun des cinq groupes d'âge (de 17 à 24 ans, de 25 à 34 ans, de 35 à 44 ans, de 45 à 54 ans et de 55 à 64 ans). Les variables explicatives comprennent aussi une variable nominale égale à 1 en 1993 et à 0 en 1981 (qu'on nomme an93). Cette variable mesure la diminution des salaires horaires réels entre 1981 et 1993. Idéalement, on voudrait inclure des variables de contrôle pour le niveau de scolarité. Cependant, les modifications des catégories de scolarité introduites en 1990 ne permettent pas de comparer les niveaux d'études entre 1981 et 1993. Les termes d'interaction entre la variable nominale annuelle et les autres variables explicatives sont exclus, ce qui contraint les variations temporelles des salaires horaires réels à être identiques pour l'ensemble des branches d'activité, professions, régions et types d'emploi

Tableau 3.6  
**Variations des salaires horaires réels selon l'âge :  
travailleurs masculins rémunérés occupés à temps plein, 1981 et 1993**

	Modèle 1	Modèle 2	Taille de l'échantillon
17 à 24 ans	-0,216 (15,26)	-0,151 (11,53)	4 054
25 à 34 ans	-0,063 (6,36)	-0,038 (4,16)	7 397
35 à 44 ans	0,081 (6,94)	0,085 (7,89)	5 787
45 à 54 ans	0,214 (15,31)	0,171 (13,32)	4 174
55 à 64 ans	0,139 (7,27)	0,142 (8,13)	2 422

**Nota :** Les chiffres présentés dans ce tableau sont les coefficients d'une variable nominale (an93) qui est égale à 1 en 1993 et à 0 en 1981. Pour les deux modèles, les données pour les années 1981 et 1993 ont été regroupées. La variable dépendante est le logarithme naturel des salaires horaires (en dollars constants de 1993). Le modèle 1 comprend uniquement une coordonnée à l'origine et la variable nominale an93. Le modèle 2 comprend les variables explicatives supplémentaires suivantes : 1) branche d'activité (sept variables nominales), 2) profession (sept variables nominales), 3) régions (quatre variables nominales) et 4) situation vis-à-vis la syndicalisation. La variation en pourcentage des salaires horaires réels correspond à l'anti-logarithme de ces coefficients moins 1. Par exemple, le modèle 2 indique qu'entre 1981 et 1993, les salaires horaires réels des hommes de 17 à 24 ans ont régressé de 13,9 %, c'est-à-dire  $\exp(-0,151) - 1$ . Les valeurs absolues des statistiques t figurent entre parenthèses. Les régressions sont calculées à l'aide de moindres carrés ordinaires. Les catégories « services aux consommateurs », « professions de bureau », « Ontario » et « non syndiqués » représentent les groupes de référence.

**Source :** Enquête sur l'activité de 1981 et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993.

(syndiqués et non syndiqués). On peut considérer la variable nominale de l'année comme une variable qui capture les variations « moyennes » des salaires réels qui se sont produites entre 1981 et 1993 au sein des emplois. Les résultats obtenus de cette spécification (modèle 2) sont comparés à ceux d'un modèle simple où l'on effectue la régression du logarithme naturel des salaires horaires uniquement sur une constante et la variable an93 (modèle 1). Cela nous permet d'évaluer dans quelle mesure les variations sectorielles de la composition de l'emploi selon la branche d'activité et la situation vis-à-vis de la syndicalisation peuvent expliquer les fluctuations des salaires horaires réels entre les groupes d'âge.

Les résultats sont présentés au tableau 3.6. Le message est clair. Pour tous les groupes d'âge, la plus grande partie de la variation des salaires horaires réels survenue entre 1981 et 1993 subsiste lorsqu'on tient compte des déplacements d'emploi entre les branches d'activité et des variations du taux de syndicalisation. Par exemple, le modèle 1 indique que les salaires

horaires réels des jeunes hommes occupés à temps plein ont régressé de 19 %  $\exp[-0,216] - 1$ ) entre 1981 et 1993. Le modèle 2 révèle que même si l'on tient compte des modifications de l'emploi entre les grands groupes de branches d'activité et de la situation vis-à-vis de la syndicalisation, les salaires réels pour ce groupe ont diminué de 14 % ( $\exp[-0,151] - 1$ ). Les variations sectorielles de la composition de l'emploi par branche d'activité et la diminution du taux de syndicalisation ne semblent donc pas être les principaux facteurs qui expliquent la chute des salaires réels chez les jeunes. Cela va de pair avec le fait que la baisse des salaires chez les jeunes survient dans l'ensemble des branches d'activité et des groupes de professions (Betcherman et Morissette 1994).

Un autre argument est que la croissance du commerce international a augmenté l'offre mondiale de travailleurs peu spécialisés et a donc exercé des pressions à la baisse sur les salaires de ces travailleurs tout en relevant ceux des travailleurs hautement spécialisés (Wood 1994). Par ailleurs, les changements technologiques—

comme l'introduction de l'ordinateur personnel— ont pu augmenter la demande de travailleurs hautement spécialisés et ainsi accroître l'écart salarial entre ces deux catégories de travailleurs, dont le capital humain est généralement mesuré par l'expérience sur le marché du travail et la scolarité.

### 3. Nouveaux profils âge-salaires

Même si, sur une base transversale, la diminution des salaires réels chez les jeunes est bien documentée (Beach et Slotsve 1994; Morissette, Myles et Picot 1994) il reste à savoir si le profil âge-salaires chez les jeunes travailleurs s'est détérioré avec le temps. Les salaires réels des jeunes travailleurs pourraient être inférieurs en début de carrière, mais ils pourraient ensuite augmenter rapidement pour dépasser ceux de leurs homologues après un certain nombre d'années. Autrement dit, le nouveau profil âge-salaires pourrait recouper l'ancien profil après un certain nombre d'années. Pour déterminer si c'est vraiment le cas, nous avons besoin de données longitudinales.

Les données longitudinales du fichier des T4 Supplémentaire (T4S) pour la période de 1975 à 1993 sont utilisées. Les données reposent sur un échantillon à 1 % de tous les Canadiens qui ont reçu une formule T4S et qui ont produit une déclaration annuelle de revenus T1 **au moins une fois** entre 1975 et 1993 (pour plus de détails, prière de se reporter à l'annexe). Les salaires annuels dans ce fichier se fondent sur les formules T4S remises par les employeurs, tandis que l'âge et le sexe des travailleurs sont déterminés à partir des enregistrements T1.

Nous avons besoin des fichiers T4S et T1 pour créer la base de données fiscales, parce que les salaires annuels provenant de la première source sont uniformes dans le temps, ce qui n'est pas nécessairement le cas des salaires peu élevés qui proviennent de la deuxième source. (Les crédits d'impôt introduits au milieu des années 1980 ont pu encourager les petits salariés à produire une formule T1 qu'ils n'auraient autrement pas remplie.) Nous avons besoin du fichier T1 pour obtenir de l'information sur l'âge et le sexe des personnes. Ce fichier longitudinal comporte trois grands avantages : [1] l'exactitude des salaires annuels; [2] la taille imposante de l'échantillon; et [3] la longueur de la période visée. Les principales faiblesses du fichier sont l'absence de renseignements détaillés sur les caractéristiques socio-économiques individuelles : en effet,

le fichier ne renferme aucune donnée sur le niveau d'instruction, la fréquentation scolaire, la profession et l'état matrimonial, entre autres variables.

Nous utilisons deux périodes, à savoir de 1975 à 1984 et de 1984 à 1993 pour examiner dans quelle mesure la diminution des salaires réels chez les jeunes, mesurée sur une base transversale, a eu des répercussions à long terme. Chaque période couvre un intervalle de dix ans, comprend une récession et se termine par le début d'une reprise. Pour chacune, un échantillon de travailleurs qui ont touché des salaires positifs pendant les dix années en question a été choisi. Par exemple, pour comparer les résultats des jeunes hommes au cours des deux dernières décennies, je choisis : [1] les hommes qui avaient entre 18 et 24 ans en 1975 et qui avaient touché des salaires positifs pendant les dix années allant de 1975 à 1984; et [2] les hommes qui avaient entre 18 et 24 ans en 1984 et qui avaient touché des salaires positifs pendant les dix années s'échelonnant de 1984 à 1993.

En premier lieu, les salaires réels moyens cumulés des hommes âgés de 18 à 24 ans (au début des périodes visées) ont chuté de 11 % ou d'environ 27 000 \$ entre ces deux périodes (tableau 3.7). Par contre, les salaires des hommes de 35 à 44 ans ont légèrement augmenté (4 %). En deuxième lieu, le profil âge-salaires des travailleurs de l'échantillon révèle que les salaires annuels des hommes de 18 à 24 ans en 1984 étaient de 20 % inférieurs à ceux de leurs homologues en 1975 (voir l'année 1 au graphique 3.3). Cet écart s'est rétréci à 10 % cinq ans plus tard (l'an 6), mais il n'a pas disparu à la fin de la période<sup>1</sup>. C'est la même chose pour les travailleurs de 21 à 24 ans et ceux de 25 à 29 ans. Cependant, les salaires réels des cohortes de travailleurs de 35 à 44 ans affichent une situation différente. Plus précisément, après la troisième année, les salaires réels de cette cohorte (de 35 à 44 ans) en 1984 sont bien supérieurs à ceux des travailleurs du même groupe d'âge en 1975.

On pourrait prétendre que la diminution observée à l'égard du profil âge-salaires chez les hommes de 21 à 24 ans peut s'expliquer **entièrement** par le nombre croissant de personnes qui travaillent à temps partiel tout en fréquentant l'école à plein temps. Toutefois, ce raisonnement souffre de deux problèmes. D'abord, même si cet argument peut expliquer en partie l'écart observé entre les salaires réels de la cohorte de

Tableau 3.7  
**Salaires annuels réels accumulés sur une période de 10 ans  
 par les travailleurs masculins rémunérés, 1975 à 1984 et 1984 à 1993**

Âge au début de la période	[1] 1975 à 1984	[2] 1984 à 1993	[3] Écart [1]-[2]	[4] Taux de variation (%)
(en dollars de 1989)				
18-24	258 130	230 619	27 511	-10,7
25-29	346 117	322 772	23 345	-6,7
30-34	392 203	375 916	16 287	-4,2
35-44	402 704	418 860	-16 156	4,0

**Nota** : Les calculs s'appliquent à des hommes touchant des salaires positifs pendant les dix années de la période en question.

**Source** : Fichier des T4 Supplémentaire.

1984 et ceux de la cohorte de 1975 pendant les premières années de la période (c'est-à-dire, un plus grand nombre de jeunes hommes combinant études et travail à temps partiel et touchant donc des salaires relativement peu élevés), il peut difficilement expliquer pourquoi un tel écart subsiste encore après 10 ans d'observations. En deuxième lieu, les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs présentent une situation semblable chez les hommes de 21 à 24 ans qui travaillent à temps plein toute l'année (graphique 3.4). Par conséquent, le nombre croissant d'individus qui combinent études et travail à temps partiel n'explique pas tout.

On pourrait aussi tenter d'expliquer ce déplacement vers le bas du profil âge-salaires des jeunes simplement par l'augmentation du taux de chômage au cours de la deuxième période : dès qu'on tient compte des effets cycliques, le profil âge-salaires aurait pu demeurer inchangé. Pour aborder cette question, on modélise le logarithme naturel des salaires réels d'une personne  $i$  au temps  $t$ ,  $y(i, t)$ , comme suit :

$$y(i, t) = \beta_0 + \beta_1 X(i, t) + \beta_2 TChôm(i, t) + u(i, t) \quad (3,1)$$

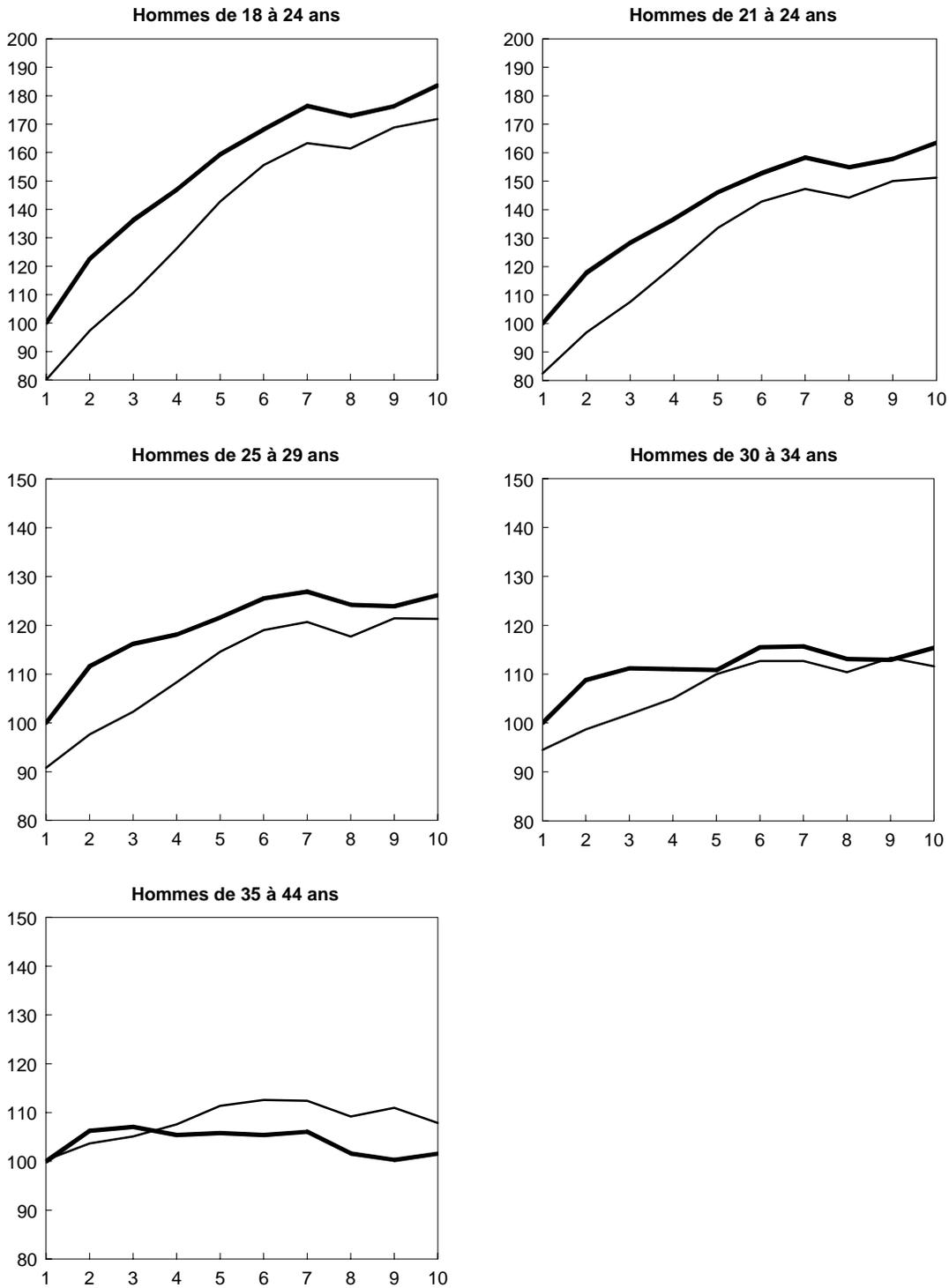
où  $u(i, t)$  est un terme aléatoire,  $TChôm(i, t)$  est le taux de chômage régional chez les hommes de 25 à 54 ans et  $X(i, t)$  est un vecteur qui renferme les variables explicatives suivantes : cinq variables régionales nominales; une quadratique de l'âge; deux variables nominales des cohortes (cohorte<sub>79</sub>=1 si les personnes ont entre 21 et 24 ans en 1979, sinon 0; cohorte<sub>83</sub>=1 si les personnes ont entre 21 et 24 ans en 1983, sinon 0); et quatre termes d'interaction entre les effets de

la cohorte et la quadratique de l'âge. Les variables nominales des cohortes permettent la **coordonnée à l'origine** du profil âge-salaires de varier d'une cohorte à l'autre, tandis que les termes d'interaction autorisent la variation des **pentés** des profils âge-salaires. On utilise la cohorte de 1975 comme groupe témoin.

Si je m'arrête aux hommes de 21 à 24 ans plutôt qu'à ceux de 18 à 24, c'est pour diminuer l'influence de la croissance de l'inscription scolaire sur les résultats. (Il est impossible de distinguer les travailleurs à temps plein toute l'année des autres travailleurs, car les T4S ne renferment aucune donnée sur les heures de travail.) Cette régression est appliquée à un échantillon qui regroupe trois cohortes : [1] les hommes qui avaient entre 21 et 24 ans en 1975 et qui touchaient des salaires positifs entre 1975 et 1985; [2] les hommes qui avaient entre 21 et 24 ans en 1979 et qui touchaient des salaires positifs entre 1979 et 1989; et [3] les hommes qui avaient entre 21 et 24 ans en 1983 et qui touchaient des salaires entre 1983 et 1993. On procède ainsi pour profiter pleinement des renseignements contenus dans les données. (Vu que la période d'observation s'échelonne de 1975 à 1993, le choix de cohortes de naissance sur quatre ans permet de suivre trois cohortes différentes de travailleurs sur une période de onze ans.)

Je pose d'abord l'hypothèse que le terme aléatoire  $u(i, t)$  est indépendant d'une personne à l'autre (aucune corrélation transversale), qu'il présente la même variance chez les individus (aucune hétéroscédasticité transversale) et qu'il est indépendant entre les années pour le

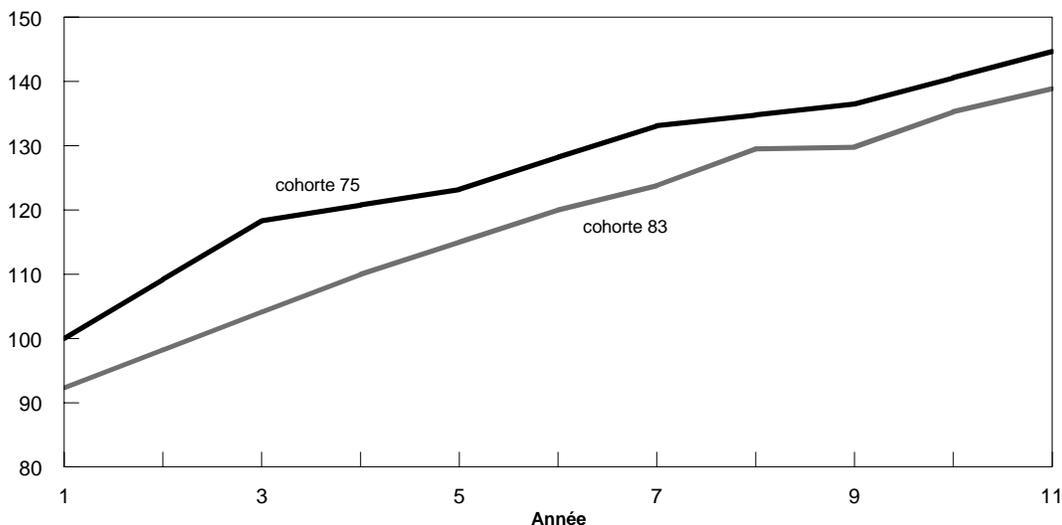
Graphique 3.3  
**Évolution des salaires réels chez les hommes entre 1975 et 1984  
 et entre 1984 et 1993**



**Nota :** La ligne grasse (mince) révèle le montant des salaires annuels réels que les travailleurs âgés de x-y en 1975 (1984) ont touché pendant la période de 1975-1984 (1984-1993). Les salaires annuels réels sont exprimés par rapport à ceux que les travailleurs âgés de x-y en 1975 ont touchés cette année-là.

**Source :** Données T4.

Graphique 3.4  
Salaires réels de cohortes synthétiques d'hommes travaillant à temps plein toute l'année (ayant entre 21 et 24 ans au début de la période)



Source : Enquête sur les finances des consommateurs.

même individu (aucune autocorrélation). Les trois hypothèses nous permettent d'utiliser les moindres carrés (MC). J'admets ensuite une autocorrélation du premier ordre puis je réévalue le modèle à l'aide des moindres carrés généralisés admissibles (MCGA)<sup>2,3</sup>. Le tableau 3.8 présente les résultats de régression pour les coefficients choisis à l'aide des moindres carrés et des MCGA. Comme on s'y attendait, il y a une corrélation négative entre les salaires annuels et le chômage. La variable nominale pour la cohorte de 1983 et les termes d'interaction entre la variable nominale de la cohorte et le terme quadratique de l'âge sont significatifs, indiquant par là que le profil âge-salaires de la cohorte de 1983 est effectivement différent de celui de la cohorte de 1975. Pour évaluer cet écart, nous portons sur le graphique le profil âge-salaires qu'on aurait observé si le taux de chômage avait été le même chez les deux cohortes.

Le premier volet du graphique 3.5 nous indique que même si les taux de chômage avaient été identiques pour les deux cohortes, les salaires réels de la cohorte de 1983 auraient quand même commencé à un niveau beaucoup moins élevé que ceux de la cohorte de 1975, ils se seraient rapprochés de ceux de la cohorte de 1975 à mesure que les travailleurs auraient vieilli, mais ils seraient demeurés dans l'ensemble de 5 % moins élevés même après une période de

dix ans sur le marché du travail. Ceci suggère que les salaires permanents des jeunes ont diminué.

Cet exercice est répété pour les cohortes de naissance sur quatre ans d'hommes ayant entre 25 et 28 ans et entre 41 et 44 ans; les résultats sont présentés au tableau 3.8 ainsi qu'aux deuxième et troisième volets du graphique 3.5. Contrairement à ce qu'on avait trouvé pour les hommes de 21 à 24 ans, les moindres carrés et les MCGA affichent des résultats fort différents. Plus particulièrement, les coefficients de la cohorte 83 et les deux termes d'interaction changent radicalement lorsqu'on applique une correction pour l'autocorrélation du premier ordre.

Pourquoi ces coefficients varient-ils tellement? En premier lieu, il est possible que les effets des cohortes soient difficiles à déceler dès qu'on commence à corriger l'autocorrélation du premier ordre. Si  $\rho=1$  et qu'on transforme les données et applique les moindres carrés généralisés, on ne pourrait pas identifier les effets de la cohorte (en niveaux). Il est possible que même si  $\rho$  égale seulement 0,73 dans nos modèles, nous commençons à ne pas pouvoir identifier les effets des cohortes lorsqu'on applique la correction aux valeurs résiduelles autocorrélées. Le fait que les coefficients des effets de la cohorte

Tableau 3.8  
**Résultats de régression des données longitudinales**

Coefficients choisis	Hommes de 21 à 24 ans		Hommes de 25 à 28 ans		Hommes de 41 à 44 ans	
	Moindres carrés	MCGA	Moindres carrés	MCGA	Moindres carrés	MCGA
Âge	0,356 (26,07)	0,114 (2,79)	0,205 (14,35)	-0,111 (2,28)	0,089 (3,13)	-0,286 (2,22)
Âge au carré/100)	-0,537 (21,53)	-0,149 (2,21)	-0,277 (12,20)	0,165 (2,36)	-0,097 (3,23)	0,250 (2,04)
Cohorte83	-2,15 (8,21)	-2,14 (2,49)	-0,519 (1,65)	-3,6 (3,05)	-2,49 (2,68)	-17,33 (3,73)
Cohorte83 x Âge	0,139 (7,25)	0,136 (2,40)	0,025 (1,25)	0,2 (2,95)	0,107 (2,74)	0,668 (3,80)
Cohorte83 x (Âge au carré/100)	-0,228 (6,59)	-0,222 (2,36)	-0,033 (1,03)	-0,282 (2,88)	-0,111 (2,70)	-0,644 (3,85)
Taux de chômage	-0,027 (25,93)	-0,025 (24,57)	-0,021 (22,25)	-0,019 (21,24)	-0,015 (12,45)	-0,014 (13,65)
rho*		0,681 (377,48)		0,728 (414,29)		0,822 (404,04)
Taille de l'échantillon	172 040	156 400	169 620	154 200	100 529	91 390

\* La variable dépendante est le logarithme naturel des salaires annuels réels. L'ensemble complet des variables explicatives est le suivant : une coordonnée à l'origine; quatre variables nominales régionales; taux de chômage régional chez les hommes de 24 à 54 ans; deux variables nominales pour les cohortes de 1983 et 1979 (la cohorte de 1975 est la catégorie omise); âge; âge au carré; quatre termes d'interaction entre les variables nominales des cohortes et le terme quadratique de l'âge. Le modèle est estimé à la fois au moyen des moindres carrés et des moindres carrés généralisés admissibles (MCGA), en supposant une corrélation propre du premier ordre. Le coefficient pour rho est obtenu par régression de  $res(i,t) = \rho * res(i,t-1) + v(i,t)$ , où  $res(i,t)$  et  $res(i,t-1)$  sont les valeurs résiduelles (des moindres carrés) pour la personne i au moment t et  $v(i,t)$  est une erreur de bruit blanc. Les statistiques t sont entre parenthèses. La taille de l'échantillon est égale à N fois T, où N fois T, où N est le nombre de personnes et T est le nombre de périodes dans l'échantillon constant. Pour cet échantillon, T = 11. Lorsqu'on utilise les MCGA, la première observation est éliminée pour chaque personne. Dans ce cas, la taille de l'échantillon est N fois T-1.

Source : Fichiers des T4 Supplémentaire de Revenu Canada.

varient plus que les coefficients d'autres variables explicatives (le taux de chômage et les variables nominales régionales) cadre bien avec cette hypothèse.

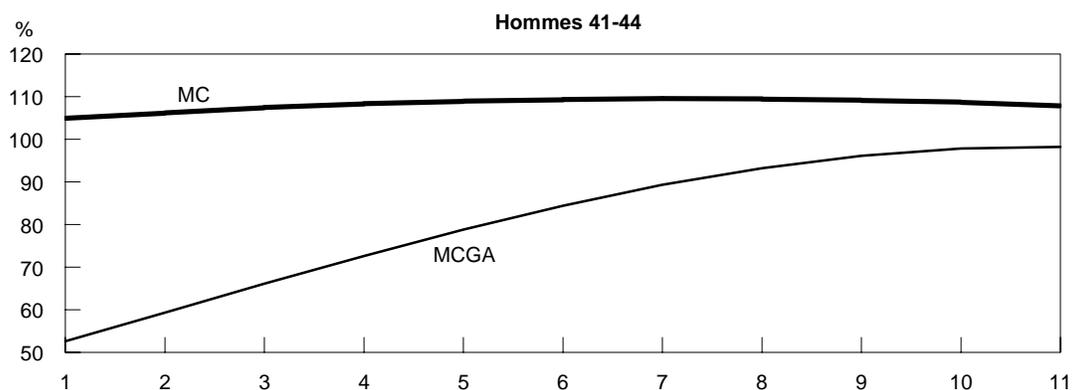
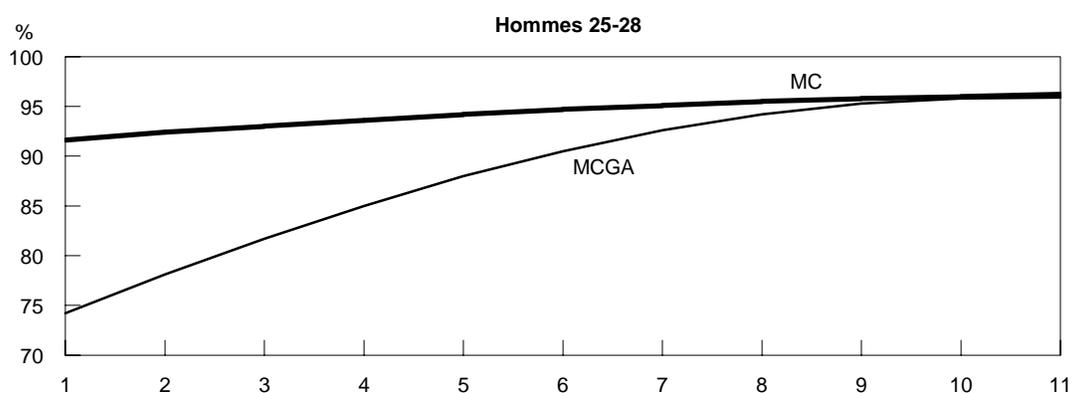
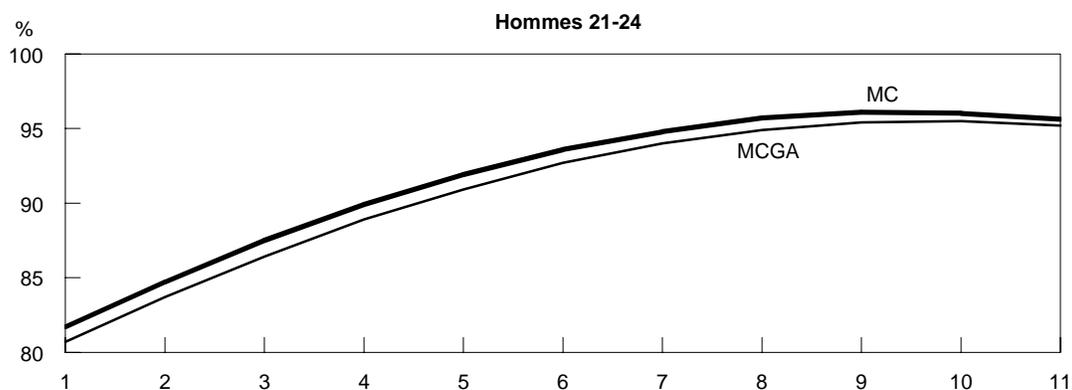
Quoi qu'il en soit, même si l'on obtient des résultats mixtes (pour ce qui est de l'estimation du profil âge-salaires de la cohorte de 1983 par rapport à celui de la cohorte de 1975) en ce qui concerne les hommes de 25 à 28 ans et les hommes de 41 à 44 ans, les données brutes et les résultats de la régression par les MC et les MCGA font ressortir (pour les hommes âgés de 21 à 24 ans) une tendance à la baisse dans le profil âge-salaires de la cohorte pour 1983 par rapport à celui de la cohorte pour 1975, même après avoir éliminé les effets cycliques. Lorsqu'on procède à une estimation des salaires à partir des coefficients MC, on remarque que les hommes âgés de 24 ans en 1983 ont subi une perte de salaires cumulée de 16 430 \$ (en dollars constants de 1989) au cours d'une période de 11 ans

comparativement aux hommes âgés de 24 ans en 1975. (Ajoutons que l'estimation des salaires à partir des coefficients MC laisse entendre que les hommes âgés de 24 ans en 1983 touchaient 16 923 \$, tandis qu'en 1975, les hommes du même âge gagnaient 19 278 \$.) Par conséquent, les effets à long terme du fléchissement des salaires réels chez les jeunes (du moins chez les 21 à 24 ans) semblent loin d'être négligeables.

#### 4. Mobilité vers des salaires élevés

La baisse des salaires réels chez les jeunes sur une base transversale et le déplacement vers le bas du profil âge-salaires indiquent que les jeunes travailleurs d'aujourd'hui toucheront une rémunération faible pour une plus grande partie de leur carrière que ce ne fut le cas pour leurs homologues au milieu des années 1970. La raison pourrait simplement être qu'ils commencent à travailler à des salaires moindres et

Graphique 3.5  
**Profil estimé âge-salaires de la cohorte de 1983  
 par rapport à celui de la cohorte de 1975**



MC : Méthode des moindres carrés  
 MCGA : Moindres carrés généralisés admissibles

qu'ils ne réussissent pas à rattraper l'écart même après 10 ans.

Une question connexe consiste à savoir si la chance de ces travailleurs de s'élever au-dessus de la zone de faibles salaires réels a changé dans les années 1980 **après** avoir tenu compte à la fois des effets cycliques et d'une diminution de salaires. Autrement dit, si l'on fait abstraction des effets cycliques et des fluctuations des salaires réels, il est possible que la durée des périodes de faible salaire qu'ont connues les jeunes travailleurs ait augmenté au cours de la dernière décennie. Cela serait possible si les nouvelles pratiques d'embauche des entreprises (en raison d'une concurrence accrue et/ou de changements technologiques) ont eu pour effet d'emprisonner un plus grand nombre de jeunes gens dans des emplois non permanents n'offrant à peu près aucune perspective de progression professionnelle, réduisant ainsi la vitesse à laquelle ils auraient pu accéder aux différents seuils de salaires.

Pour examiner cette question, on doit d'abord définir ce qu'on entend par un seuil de faible salaire. Étant donné que toute définition est arbitraire, nous avons choisi deux seuils pour mesurer les transitions à la base de la distribution des salaires. Le premier est établi à 13 509 \$ (en dollars de 1993) et il se situe près du seuil de faible revenu (SFR) de Statistique Canada pour un adulte habitant une région urbaine de moins de 30 000 habitants (13 063 \$). Le deuxième seuil est fixé à 21 073 \$ (en dollars de 1993) et il se rapproche du SFR pour une famille de deux personnes habitant une région urbaine comptant au moins un demi-million d'habitants (20 603 \$). Pour des raisons de simplicité, nous utiliserons les chiffres de 13 000 \$ et 21 000 \$ respectivement, pour distinguer ces deux seuils.

Il est bien connu que le pourcentage de travailleurs masculins qui touchent un faible salaire a augmenté pendant les années 1980. L'importance relative des petits salariés s'est accrue dans tous les groupes d'âge, surtout chez les hommes de moins de 35 ans. Par exemple, Morissette et Bérubé (1996) révèlent que 23 % des salariés masculins de 25 à 34 ans ont touché moins de 21 000 \$ en 1975, comparativement à 40 % en 1993.

Pour savoir si la durée des périodes de faible revenu a changé au fil des ans, je calcule d'abord les pourcentages de nouvelles périodes de faible salaire amorcées par les jeunes hommes entre 1976 et 1992, qui ont duré **au moins**

2 ans, 3 ans, 4 ans et ainsi de suite<sup>4,5</sup>. On définit une période de faible salaire comme celle où un travailleur commence à toucher des salaires **positifs** inférieurs à 13 000 \$ ou à 21 000 \$. La période se termine soit lorsque le travailleur ne touche plus de salaires **l'année suivante**, soit lorsqu'il commence à toucher des salaires plus élevés **l'année suivante**. La période est censurée en aval (c'est-à-dire qu'elle est incomplète) si un travailleur touche toujours moins de 13 000 \$ ou 21 000 \$ en 1993, dernière année pour laquelle nous disposons de données.

Le tableau 3.9 présente les résultats de cet exercice. De tous les hommes qui ont commencé à toucher moins de 13 000 \$ (21 000 \$) au cours d'une année particulière, près de 40 % (50 %) n'ont pas bougé de ce niveau pendant au moins deux ans. Un examen rapide du tableau nous révèle que les risques de demeurer au bas de la distribution des salaires pour un nombre particulier d'années sont influencés par la conjoncture macroéconomique. Aussi, pour savoir si les périodes de faible salaire ont duré plus longtemps dans les années 1980 que dans les années 1970, nous devons contrôler les effets des cycles économiques.

La durée d'une période de faible salaire dépendra vraisemblablement non seulement des conditions macroéconomiques qui prévalent au **début** de la période, mais également de celles qui existeront **après** le début de cette période. Elle devrait aussi dépendre des salaires réels des travailleurs au moment *t*. Toutes choses étant égales par ailleurs, plus l'écart entre les salaires réels du travailleur et le seuil servant à définir le faible salaire est grand, moins un travailleur aura de chances de s'extirper de sa situation inférieure au moment *t+1*. On a besoin d'un cadre empirique renfermant des variables temporalisées pour tenir compte de ces questions. Même si l'on pouvait observer la fin de toutes les périodes, une analyse de régression conventionnelle (utilisation des moindres carrés pour modéliser la durée des périodes de faible salaire en fonction de certaines variables explicatives) ne parviendrait pas à régler ce problème. Pour intégrer des variables temporalisées, nous avons besoin d'un modèle de durée (Kiefer, 1988).

Étant donné que l'unité de temps utilisée pour analyser les périodes de faible salaire est longue (un an) par rapport à la période totale des observations (19 ans pour la période de 1975 à 1993) et vu que les périodes de faible salaire ne peuvent débuter n'importe quand, un modèle de durée basé sur une analyse temporelle discrète

**Tableau 3.9**  
**Fraction des périodes de faible salaire d'une durée au moins égale au nombre d'années en question**

	Année au cours de laquelle une période de faible salaire a commencé																
	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
<b>A. Faibles salaires définis comme étant 13 509 \$ en dollars de 1993</b>																	
2 ans	39,1	41,0	39,0	40,2	40,3	45,4	46,9	46,8	47,3	47,7	44,4	45,0	44,1	44,2	45,9	45,8	45,2
3 ans	19,2	19,0	20,1	20,5	21,4	25,9	24,5	25,9	26,7	26,2	24,1	24,2	23,0	24,6	25,0	24,4	
4 ans	10,1	11,0	11,1	11,4	12,8	15,3	14,4	15,3	16,1	14,9	14,2	13,9	14,1	14,1	15,2		
5 ans	6,0	6,9	7,1	7,5	8,3	9,2	8,9	9,1	10,2	9,1	8,6	8,1	8,8	9,0			
6 ans	3,9	4,3	4,9	5,2	5,0	5,6	5,6	5,7	6,6	5,3	5,4	5,5	5,7				
7 ans	2,5	3,2	3,4	3,8	3,5	3,9	3,6	3,7	4,2	3,7	3,6	3,7					
8 ans	1,6	2,4	2,6	2,5	2,4	2,7	2,5	2,6	2,9	2,6	2,4						
9 ans	1,1	1,6	1,9	1,8	1,7	2,1	1,8	1,9	2,0	1,9							
10 ans	1,0	1,4	1,4	1,3	1,2	1,7	1,3	1,5	1,6								
Nombre de périodes	3 775	4 129	4 280	4 087	4 452	4 659	5 667	5 976	5 446	5 269	5 365	5 272	5 147	5 272	5 674	6 323	6 062
<b>B. Faibles salaires définis comme étant moins de 21 073 \$ en dollars de 1993</b>																	
2 ans	48,4	49,7	48,8	51,2	50,8	55,7	55,8	56,4	57,0	57,8	56,4	56,3	54,0	53,7	57,0	54,0	53,9
3 ans	28,3	28,6	28,6	31,7	32,3	36,7	34,0	36,3	37,7	37,6	35,4	34,9	33,8	34,9	36,7	33,3	
4 ans	18,1	18,8	18,6	21,0	23,0	25,8	23,0	24,9	26,4	25,5	24,4	24,0	23,7	23,3	25,9		
5 ans	12,3	13,5	12,0	15,1	17,0	18,5	16,0	17,8	19,2	18,4	17,3	16,9	16,9	16,6			
6 ans	8,9	9,5	8,6	11,3	12,6	13,2	11,3	12,5	14,0	13,2	12,5	12,9	12,6				
7 ans	6,7	7,6	6,5	8,5	9,1	9,4	8,3	9,0	10,8	10,0	9,1	9,6					
8 ans	5,3	5,7	5,4	6,5	7,0	6,8	6,3	6,6	8,4	7,6	6,9						
9 ans	4,3	4,6	4,1	4,9	5,4	4,9	4,8	5,2	6,5	6,0							
10 ans	3,4	3,8	3,3	3,9	4,2	3,8	3,8	4,0	5,1								
Nombre de périodes	4 201	4 692	4 841	4 693	5 109	5 218	6 206	6 375	5 721	5 608	5 652	5 620	5 487	5 762	6 127	6,614	6,182

**Nota :** Les inscriptions dans le tableau désignent les nouvelles périodes de faible salaire chez les travailleurs masculins qui avaient entre 18 et 50 ans au début de la période. Sont incluses les périodes incomplètes et les périodes terminées.

est utilisé. Plus précisément, un modèle logit est estimé pour évaluer la probabilité qu'une période se termine au cours d'une année donnée.

Pour évaluer la probabilité qu'un individu quitte la distribution des faibles salaires au moment  $t+1$ , on construit un ensemble de données dont l'unité d'observation est une année-période de faible salaire. En d'autres termes, si une période de faible salaire dure sept ans, il y aura sept observations associées à cette période dans l'ensemble de données. Chaque année-période comprend les variables explicatives suivantes : quatre variables nominales régionales; un taux de chômage régional (spécifique à chaque groupe d'âge) au moment  $t$ ; l'écart entre les salaires des travailleurs au moment  $t$  et le seuil servant à définir les faibles salaires; un ensemble de variables nominales de la durée des périodes; et une variable nominale égale à 1 à partir de 1985, sinon la variable est égale à 0. Les variables nominales régionales permettent aux taux de sortie (la chance de terminer une période de faible salaire compte tenu qu'on y est resté pendant plusieurs années) de varier d'une région à l'autre. Cela peut se produire si les régions ont une structure industrielle différente. Dans ce cas, les occasions de passer d'une branche à faible salaire à une branche à salaire élevé—et donc le degré de mobilité vers le haut—peut varier également d'une région à l'autre.

On utilise le taux de chômage spécifique à l'âge/région pour contrôler les effets des cycles économiques. L'écart entre les salaires des travailleurs au moment  $t$  et le seuil de faible salaire nous permet de mesurer le taux de mobilité qui est conditionnel aux salaires des travailleurs. L'ensemble de variables nominales de la durée des périodes sert à évaluer la pente des taux de sortie<sup>6</sup>. Je vérifie également si les chances des travailleurs de quitter la distribution des faibles salaires (après avoir contrôlé les effets cycliques et les variations des salaires réels) sont plus faibles pendant la deuxième moitié de la période 1975-1993 que durant la première moitié, incluant une variable nominale égale à 1 en 1985 et à 0 par la suite. L'utilisation de cette variable repose sur l'hypothèse que la période d'expansion de la deuxième moitié des années 1980 était, d'une certaine façon, différente des périodes d'expansion qui précédaient. Plus précisément, il est possible que la concurrence accrue engendrée par la croissance du commerce international et les changements technologiques ait amené les entreprises à gérer leur effectif avec plus de souplesse. Il est également possible que les entreprises aient augmenté leur personnel temporaire,

à temps partiel ou contractuel, surtout chez les jeunes travailleurs. Si c'était le cas, le taux potentiel de croissance des salaires chez les jeunes pourrait diminuer et, partant, la mobilité ascendante des jeunes aurait pu fléchir.

On utilise un modèle **logit multinomial** étant donné que les périodes de faible salaire peuvent se terminer de deux façons différentes : un travailleur peut arrêter de toucher des salaires ou il peut commencer à toucher des salaires plus élevés que 13 000 \$ ou 21 000 \$ l'année suivante (Hosmer et Lemeshow 1989). Puisque la mobilité des salaires est susceptible de varier selon le groupe d'âge, on procède à une estimation distincte du modèle pour les trois groupes d'âge suivants qui sont définis au début de la période : de 18 à 24 ans; de 25 à 34 ans; et de 35 à 50 ans. On fait aussi l'estimation du modèle pour chacun des deux seuils, à savoir 13 000 \$ et 21 000 \$. La variable dépendante est égale à : 0 si un travailleur demeure dans la distribution des faibles salaires au moment  $t+1$ ; 1 si ce travailleur ne reçoit plus de salaires au moment  $t+1$ ; et 2 s'il commence à toucher des salaires supérieurs l'année suivante au moment  $t+1$ <sup>7</sup>. (On peut se procurer sur demande, en annexe à ce chapitre, les résultats détaillés de l'estimation.)

Deux faits ressortent en ce qui concerne les travailleurs de moins de 35 ans, quel que soit le seuil utilisé. D'abord, une fois les effets cycliques contrôlés, les chances de quitter une situation de faible salaire sont légèrement moins élevées à partir de 1985 qu'avant cette année-là. En deuxième lieu, plus un travailleur touche de faibles salaires pendant une longue période, plus faibles sont les chances qu'il termine une telle période<sup>8</sup>. On ne sait trop pourquoi. Au moins deux explications sont possibles (Bane et Ellwood 1986). Dans un premier temps, compte tenu de caractéristiques observables et non observables, il peut être plus difficile pour des travailleurs de s'extirper d'une situation de faible salaire à mesure que le temps file. Une longue période de faible salaire pourrait rendre encore plus difficile pour un travailleur la tâche de décrocher un emploi bien rémunéré qui lui permettra de s'élever dans l'échelle de distribution des salaires. Il est également possible que les travailleurs représentent un groupe hétérogène eu égard à leurs aptitudes non observées. Certains travailleurs peuvent afficher un taux de sortie faible et constant, tandis que d'autres peuvent avoir un taux de sortie élevé et constant. À mesure que le temps s'écoule, les premiers représentent un pourcentage plus nombreux des

périodes. Par conséquent, la diminution du taux de sortie observé au niveau agrégé pourrait provenir de ce mélange de probabilités de sortie particulières à un groupe.

Pour illustrer notre propos, nous présentons au tableau 3.10 la probabilité qu'un travailleur de s'échapper de l'extrémité inférieure de la distribution des salaires l'année suivante, compte tenu qu'il a touché de faibles salaires pendant un certain nombre d'années. Cette probabilité correspond à la somme de la probabilité de s'enfoncer (c'est-à-dire de ne toucher aucun salaire l'année suivante) et de la probabilité de s'élever (c'est-à-dire de recevoir des salaires élevés l'année suivante). On offre également des estimations de ces deux probabilités<sup>9</sup>. On calcule les chiffres en supposant un taux de chômage de 10 %, 6 % et 4 % chez les travailleurs masculins de 18 à 24, de 25 à 34 et de 35 à 50 ans respectivement<sup>10</sup>. De plus, ils reposent sur l'écart moyen (qu'on définit pour chaque groupe d'âge) entre les salaires des travailleurs et le seuil de faible salaire.

Comme l'indique le tableau 3.10, la probabilité de se sortir d'une situation de faible salaire a légèrement diminué chez les travailleurs de moins de 35 ans. Chez ces salariés, les probabilités inférieures de sortie sont principalement attribuables à une diminution des chances de s'élever dans la distribution des salaires. Par exemple, chez les hommes de 18 à 24 ans, la probabilité de s'élever après avoir touché moins de 21 000 \$ pendant deux années passe de 16 % en 1976-1984 à 13 % en 1985-1992. Cette probabilité diminue de 22 % à 20 % chez les hommes de 25 à 34 ans puis reste stable à 21 % chez les hommes de 35 à 50 ans, laissant supposer qu'il n'y a aucune baisse de la mobilité ascendante chez les travailleurs âgés. Les résultats qu'on ne voit pas ici indiquent que ces conclusions qualitatives demeurent vraies lorsqu'on tient compte du seuil de salaire de 13 000 \$.

Par conséquent, même après avoir éliminé les effets cycliques et toute diminution des salaires réels, la durée des périodes de faible salaire semble avoir augmenté dans les années 1980 chez les jeunes travailleurs. Pourquoi les jeunes travailleurs prennent-ils maintenant plus de temps pour s'élever dans l'échelle de distribution des salaires que ce n'était le cas auparavant? On pourrait supposer que de plus en plus de jeunes personnes travaillent à temps partiel pendant qu'ils fréquentent l'école à plein temps. (Le pourcentage des personnes de 18 à 24 ans qui travaillaient tout en fréquentant l'école est

passé de 8,9 % à 19,6 % entre 1976 et 1993.) Ainsi, il est possible qu'un pourcentage plus élevé de jeunes touchent de faibles salaires pendant une longue période simplement parce qu'ils sont plus nombreux à combiner travail à temps partiel et études.

Une deuxième explication vient du fait que les jeunes hommes qui ont déjà fait la transition entre l'école et le travail ont peut-être maintenant plus de difficultés à décrocher des emplois permanents bien rémunérés que ce n'était le cas chez leurs homologues dans les années 1970. Comme l'indique le tableau 3.5, beaucoup de jeunes travailleurs qui ont quitté l'école se retrouvent maintenant malgré eux dans un emploi à temps partiel ou dans un emploi temporaire. Cela pourrait se répercuter sur la rapidité avec laquelle ils s'élèveront dans l'échelle de distribution des salaires réels.

On pourrait aussi expliquer la situation si une partie des travailleurs de moins de 35 ans ne possédaient pas les compétences ni la scolarité demandées sur le marché du travail. Vu que les T4S ne renferment aucune donnée sur la fréquentation scolaire ou les niveaux d'études, il est impossible de distinguer la contribution relative de chacun de ces facteurs. Le fait que le taux de chômage chez les jeunes travailleurs moins instruits ait augmenté dans les années 1980 rejoint cette opinion. Entre 1981 et 1989, le rapport du taux de chômage de personnes comptant au maximum huit années de scolarités aux diplômés d'université est passé de 3,0 à 3,9 chez les personnes de 15 à 24 ans et de 3,3 à 3,7 chez celles de 25 à 34 ans.

Une quatrième explication est la possibilité qu'une hétérogénéité non observée explique une partie de la diminution dans la mobilité ascendante chez les jeunes. Plus précisément, si les périodes de faible salaire dans les années 1980 sont davantage concentrées chez les travailleurs peu spécialisés (chez qui on attendrait des taux de sortie peu élevés) qu'elles ne l'étaient au milieu des années 1970, les taux de sortie peuvent avoir diminué à cause de cet effet de composition. Dès lors, il faudrait interpréter avec prudence la diminution de la mobilité ascendante chez les jeunes travailleurs. Celle-ci pourrait refléter à la fois une diminution réelle des taux de sortie pour tous les types de travailleurs, ou encore une concentration accrue de périodes de faible salaire chez les travailleurs peu spécialisés (sans qu'il y ait variation des taux de sortie particuliers à chaque groupe).

Tableau 3.10  
**Probabilités d'échapper à de faibles salaires selon la durée  
de la période et le type de sortie**

Année	Probabilité de salaires nuls		Probabilité de salaires supérieurs		Probabilité totale d'échapper	
	1976-84	1985-92	1976-84	1985-92	1976-84	1985-92
<b>A. Périodes de faible salaire débutées par des hommes ayant entre 18 et 24 ans au début de la période</b>						
	pourcentage					
1	13,9	13,0	18,7	15,5	32,5	28,6
2	13,5	12,6	15,7	12,9	29,2	25,5
3	12,0	11,2	14,4	11,8	26,5	23,0
4	11,6	10,8	13,4	11,0	25,1	21,8
5	12,0	11,1	13,6	11,2	25,6	22,3
6	10,5	9,7	13,0	10,6	23,5	20,3
7	11,5	10,6	10,8	8,8	22,2	19,3
8	10,1	9,3	10,8	8,7	20,9	18,1
9	11,1	10,2	10,5	8,5	21,6	18,7
10 ou plus	11,3	10,3	7,4	5,9	18,6	16,2
<b>B. Périodes de faible salaire débutées par des hommes ayant entre 25 et 34 ans au début de la période</b>						
	pourcentage					
1	20,6	20,3	27,3	25,4	47,9	45,6
2	17,7	17,3	21,7	20,0	39,4	37,3
3	16,2	15,8	17,8	16,4	34,1	32,2
4	15,6	15,1	15,3	14,0	30,8	29,1
5	14,1	13,6	12,8	11,7	26,9	25,2
6	13,4	13,0	12,0	10,9	25,5	23,9
7	12,7	12,2	10,7	9,7	23,4	21,9
8	13,7	13,2	9,4	8,5	23,1	21,7
9	13,6	13,0	7,4	6,7	21,0	19,7
10 ou plus	11,2	10,7	6,1	5,5	17,3	16,2
<b>C. Périodes de faible salaire débutées par des hommes ayant entre 35 et 50 ans au début de la période</b>						
	pourcentage					
1	23,2	23,2	27,7	27,7	50,9	50,9
2	19,3	19,3	20,9	20,9	40,2	40,2
3	16,7	16,7	14,3	14,3	31,1	31,1
4	15,4	15,4	12,2	12,2	27,6	27,6
5	13,3	13,3	11,0	11,0	24,3	24,3
6	13,5	13,5	9,1	9,1	22,5	22,5
7	12,0	12,0	8,3	8,3	20,2	20,2
8	11,0	11,0	7,4	7,4	18,3	18,3
9	11,6	11,6	5,2	5,2	16,8	16,8
10 ou plus	11,2	11,2	4,4	4,4	15,6	15,6

**Nota** : Le faible salaire est fixé à moins de 21 073 \$ (dollars constants de 1993). Les données présentées dans ce tableau supposent un taux de chômage de 10 %, 6 % et 4 % pour les hommes âgés de 18 à 24, 25 à 34 et 35 à 50 ans, respectivement. Chez les hommes âgés de 35 à 50 ans, les probabilités sont les mêmes pour les deux périodes parce que la variable nominale qui est égale à 1 en 1985 et par la suite n'est pas statistiquement significative au niveau de 5 %.

## 5. Conclusion

En termes **absolus**, les taux d'emploi, de chômage et de sous-emploi chez les jeunes hommes sont maintenant pires qu'avant la récession de 1990-1992 ou même qu'il y a vingt ans. Parce que les résultats de l'emploi chez les travailleurs âgés se sont aussi détériorés pendant la période en question, les jeunes hommes, **comparativement** à leurs homologues plus âgés, ne sont pas dans une pire situation qu'il y a vingt ans.

C'est différent dans le cas des salaires. En effet, depuis 1981, les salaires horaires et les salaires annuels des jeunes hommes, tant en chiffres réels que par rapport à ceux de salariés plus âgés, ont diminué considérablement. Le fait que le profil âge-salaires des cohortes récentes de jeunes hommes se soit détérioré par rapport à celui des cohortes précédentes (même après avoir éliminé les effets cycliques) laisse entendre que la diminution des salaires chez les jeunes a eu des effets à long terme. À tout le moins, les salaires accumulés par les jeunes hommes au cours d'une période de dix ans ont été touchés.

Même après avoir contrôlé à la fois les effets cycliques et toute diminution des salaires réels, les jeunes hommes semblent prendre plus de temps à s'élever dans l'échelle de la distribution des salaires que ce n'était le cas au milieu des années 1970. Cette situation pourrait s'expliquer par la croissance du nombre d'étudiants qui combinent études et travail à temps partiel, les problèmes accrus (possiblement) éprouvés par les jeunes à décrocher des emplois permanents bien rémunérés, le manque de compétences appropriées chez certains jeunes moins instruits et enfin une hétérogénéité non observée.

Prises ensemble, ces conclusions soulèvent au moins deux questions. D'abord, quels facteurs ont conduit à ce fléchissement des salaires chez les jeunes? Malgré leur augmentation rapide, les études sur l'inégalité des salaires n'ont pas encore fourni de réponse satisfaisante. Une des principales explications, à savoir l'hypothèse du changement technologique axé sur les compétences, peut difficilement être reliée à la notion que les jeunes travailleurs sont plus susceptibles que tous les autres de pouvoir travailler avec les nouveaux procédés et les récentes technologies. En deuxième lieu, la dégradation du profil âge-salaires chez les récentes cohortes de jeunes travailleurs se traduira-t-elle

par une diminution des salaires qu'ils toucheront pendant leur vie ou sera-t-elle compensée à la longue par une croissance rapide des salaires dans les années à venir? Peu importe les réponses qu'on obtiendra, les jeunes Canadiens d'aujourd'hui font face à un marché du travail fort différent de celui qu'ont affronté leurs homologues de la génération précédente.

## Annexe

Le fichier des formules T4 Supplémentaire (T4S) pour les années 1975 à 1993 représente le principal ensemble de données que nous avons utilisé. L'échantillon de l'analyse repose sur 1 % de tous les enregistrements des déclarations de particuliers reçues à Revenu Canada. Plus précisément, il se compose de 1 % des particuliers qui ont reçu une formule T4S et qui ont produit une déclaration T1 dans **au moins une année** entre 1975 et 1993. Le fichier a été confectionné en combinant les T4S des employeurs et les enregistrements T1.

Les employeurs doivent remplir une T4 Supplémentaire dans les cas suivants : l'impôt sur le revenu, les cotisations au Régime de pensions du Canada/Régime des rentes du Québec (RPC/RRQ) ou les cotisations à l'assurance-chômage (a.-c.) doivent être retenus sur la paie d'un salarié; les salaires annuels d'un salarié dépassent un certain seuil. Ce seuil s'établissait à 250 \$ entre 1975 et 1988, et à 500 \$ par la suite. Il est nécessaire de retenir de l'impôt sur le revenu chaque fois que le **revenu** annuel du salarié (salaire annuel plus revenu tiré d'autres sources, comme les intérêts et les dividendes) dépasse son exemption personnelle. Dans la plupart des cas, le salaire annuel sous-jacent devrait être supérieur aux seuils de 250 \$ ou 500 \$. Il faut aussi retenir les cotisations au RPC/RRQ chaque fois que le salaire annuel d'un salarié dépasse l'exemption annuelle de base (EAB). L'EAB correspond en gros à 10 % du salaire annuel moyen dans la branche d'activité et il dépasse donc les seuils de 250 \$ et 500 \$. Il faut retenir de la paie d'un salarié les cotisations à l'a.-c. chaque fois que le nombre d'heures hebdomadaires de travail de cette personne dépasse un certain seuil (15 heures en 1993) ou que son salaire dépasse un montant hebdomadaire déterminé (149 \$ en 1993).

Étant donné que les seuils associés à l'impôt sur le revenu (l'exemption personnelle) ou aux cotisations du RPC/RRQ (l'EAB) dépassent

250 \$ ou 500 \$, la plupart des emplois nécessitent la production d'une T4. Cependant, ce n'est peut-être pas toujours le cas si la personne touche un salaire supérieur au seuil hebdomadaire de l'a.-c. (ou si le nombre d'heures qu'elle travaille dans une semaine est plus élevé que le nombre minimal requis), sans que son salaire annuel dépasse 250 \$ ou 500 \$. Ces cas sont susceptibles d'être peu importants.

J'utilise une procédure à deux étapes pour obtenir un échantillon uniforme dans le temps. D'abord, tous les emplois dont le salaire annuel est inférieur à 250 \$ en dollars constants de 1975 sont exclus de l'analyse. Les seuils qui en découlent sont les suivants : 250 \$ en 1975, 645 \$ en 1989 et 738 \$ en 1993. On obtient ensuite le salaire annuel en faisant la somme des gains provenant de tous les autres emplois détenus par une personne au cours d'une année donnée. Ainsi, à moins d'indication contraire, **la notion de gain qu'on a utilisée désigne les salaires annuels provenant d'emplois qui ont payé au moins 250 \$ en 1975 (dollars constants)**. Cela signifie que les « travailleurs sans salaire » comprennent non seulement les travailleurs qui n'ont touché aucun salaire pendant l'année de référence, mais aussi ceux dont les salaires provenaient (au total) d'emplois qui payaient moins de 250 \$ par année en dollars constants de 1975. Par « travailleurs sans salaire », il faudrait entendre ici les travailleurs qui n'ont connu aucune période notable d'emploi pendant l'année de référence. En corollaire, notons que la notion des gains utilisée exclut tout salaire provenant d'un travail autonome. Par conséquent, une personne dont les salaires annuels diminuent entre l'année t et l'année t+1 mais qui commence à toucher un revenu d'un travail autonome au cours de l'année t+1 pourrait amorcer une nouvelle période de faible salaire au cours de l'année t+1 même si son revenu d'emploi (c'est-à-dire la somme des traitements et salaires annuels et du revenu d'un emploi autonome) est demeuré inchangé entre les deux années en question. D'une façon plus générale, l'analyse ne tient pas compte de la transition des personnes entre un travail rémunéré et un travail autonome.

### Notes

L'auteur remercie les évaluateurs anonymes pour leurs commentaires sur une version antérieure. Toutefois, les opinions exprimées dans ce document n'engagent que l'auteur et ne devraient en aucun cas être attribuées à Statistique Canada.

<sup>1</sup> Autrement dit, les salaires annuels réels en 1989 des hommes qui avaient entre 18 et 24 ans en 1984 (et qui avaient donc entre 23 et 29 ans en 1989) étaient inférieurs de 10 % aux salaires touchés en 1980 par les hommes qui avaient entre 18 et 24 ans en 1975 (qui avaient donc entre 23 et 29 ans en 1980).

<sup>2</sup> Pour ce faire, je procède en deux étapes. D'abord, j'évalue  $\rho$ , le coefficient d'autocorrélation, à l'aide de la régression suivante :  $\text{res}(i,t) = \rho \text{res}(i,t-1) + v(i,t)$ , où  $\text{res}(i,t)$  et  $\text{res}(i,t-1)$  représentent les résidus de l'estimation des moindres carrés de l'équation (3,1) pour l'individu  $i$  au moment  $t$  et  $t-1$ , et  $v(i,t)$  est une erreur aléatoire. En deuxième lieu, je laisse de côté la première observation pour chaque individu, je fais une transformation des données puis une régression de l'équation suivante par les moindres carrés :  $y(i,t) - \rho y(i,t-1) = b_0(1-\rho) + b_1(X(i,t) - \rho X(i,t-1)) + b_2(\text{TCChôm} - \rho \text{TCChôm}(i,t-1))$ .

<sup>3</sup> Une façon de vérifier l'autocorrélation du premier ordre consiste à effectuer une régression des résidus obtenus à partir de la première régression,  $\text{res}(i,t)$ , sur  $\text{res}(i,t-1)$ , ainsi que sur toutes les variables explicatives utilisées dans la première régression. Si le coefficient qui en résulte pour  $\text{res}(i,t-1)$  est significatif, on peut alors rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation du premier ordre (Davidson et MacKinnon 1993, 357-58).

<sup>4</sup> Comme on le sait pertinemment, ni la durée moyenne des nouvelles périodes en cours ni la durée moyenne des nouvelles périodes terminées ne peuvent fournir des estimations non biaisées de la durée réelle des nouvelles période de faible salaire.

<sup>5</sup> Les périodes de faible salaire pour lesquelles nous observons le début commencent en 1976 ou après cette date. Si un travailleur de sexe masculin touche de faibles salaires en 1975, on ne peut déterminer s'il a commencé à toucher un tel salaire cette année-là ou auparavant puisqu'il n'existe aucune donnée antérieure à 1975. De la même façon, les périodes de faible salaire amorcées en 1993 ne peuvent faire partie de l'analyse, car on ne sait pas si ces périodes se sont terminées ou non l'année suivante. Pour cette raison, l'analyse repose sur les périodes qui ont commencé entre 1976 et 1992.

<sup>6</sup> Neuf variables nominales de la durée des périodes sont incluses. L'utilisation d'un ensemble de variables nominales de la durée des périodes nous permet de préciser avec beaucoup

de souplesse les probabilités de terminer une période de faible salaire compte tenu que la personne a touché des faibles salaires pendant plusieurs années. Les taux de sortie peuvent croître ou décroître de façon monotone au fil du temps, présenter une forme en U et une forme en U inverse ou encore afficher d'autres tendances non linéaires.

<sup>7</sup> L'analyse repose sur des périodes amorcées par des hommes d'un groupe d'âge donné au **début** de la période. L'échantillon se compose de périodes de faible salaire qui ont commencé entre 1976 et 1992. L'année 1976 est la première année pour laquelle j'observe le début d'une période, et 1992 est la dernière année pour laquelle je sais si une personne a quitté ou non la distribution des faibles salaires au moment t+1.

<sup>8</sup> Il y a quelques exceptions. Par exemple, si l'on définit les faibles salaires comme étant situés à 13 000 \$ ou moins, la chance de quitter l'extrémité inférieure de la distribution des salaires est, chez les hommes de 35 à 50 ans, plus élevée si cette période a duré huit ans que si elle a duré sept ans.

<sup>9</sup> Voici comment se calculent ces probabilités. La variable dépendante est assujettie à trois événements. Elle est égale à 0 si la période n'est pas terminée pendant une année; elle est égale à 1 si une période se termine par un abaissement du travailleur; elle est égale à 2 si une période se termine par une remontée du travailleur. Posons  $b_1$  et  $b_2$  comme les deux vecteurs des coefficients associés au vecteur des variables explicatives  $X$ . La probabilité qu'un travailleur s'enfonce est donc égale à :  $\exp(b_1X) / [1 + \exp(b_1X) + \exp(b_2X)]$ . De la même façon, la probabilité qu'il s'élève est égale à :  $\exp(b_2X) / [1 + \exp(b_1X) + \exp(b_2X)]$ . La probabilité qu'une période ne se termine **pas** pendant une année donnée est égale à un moins la somme de ces deux dernières probabilités.

<sup>10</sup> Pour évaluer l'impact du cycle économique sur les chances des travailleurs de s'élever dans la distribution des salaires, j'ai recalculé les probabilités mentionnées ci-avant en supposant des taux de chômage de 14 %, 9 % et 6 % pour les hommes de trois groupes d'âge. Pour l'ensemble des groupes d'âge et pour les deux seuils, ces taux de chômage élevés ont conduit à une probabilité plus faible de sortie, de descente et de montée. Par conséquent,

les taux élevés de chômage semblent diminuer la mobilité vers le haut (qui est définie en chiffres réels) chez les petits salariés.

## Bibliographie

- BANE, M.J. et D.T. ELLWOOD (1986). « Slipping in and out of Poverty: the Dynamics of Spells. » *Journal of Human Resources*. Vol. 1, 1-23.
- BEACH, C.M. et G.A. SLOTSVE (1994). « Polarization of Earnings in the Canadian Labour Market. » *Bell Canada Papers on Economic and Public Policy*. Vol. 2. Kingston: Queen's University, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy.
- BETCHERMAN, G. et R. MORISSETTE (1994). « Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada ». Ottawa: Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 63.
- COX, D.R. (1972). « Regression Models and Life Tables. » *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 34, Series B, 187-220.
- COX, D.R. et D. OAKES (1984). *Analysis of Survival Data*. London: Chapman & Hall.
- DAVIDSON, R. et J.G. MACKINNON (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- HOSMER, D.W. et S. LEMESHOW (1989). *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley and Sons.
- KATZ, L.F. et K.M. MURPHY (1992). « Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors. » *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 107, 35-78.
- KIEFER, N. (1988). « Economic Duration Data and Hazard Functions. » *Journal of Economic Literature*. Vol. 26, 646-679.
- MORISSETTE, R. (1995). « Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada ? » Ottawa : Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 80.
- MORISSETTE, R. et C. BÉRUBÉ (1996). « Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada. » Ottawa : Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 94.

MORISSETTE, R., J. MYLES et G. PICOT (1994). « Earnings Inequality and the Distribution of Working Time in Canada. » *Canadian Business Economics*. Vol. 2, 3-16.

OCDE (1996). « Growing into Work: Youth and the Labour Market Over the 1980s and the 1990s. » *Employment Outlook*. Paris: Organisation de coopération et de développement économiques.

WOOD, A. (1994). *North-South Trade, Employment and Inequality*. Oxford: Oxford University Press.

## Chapitre 4

# Mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada

NICOLE M. FORTIN ET SOPHIE LEFEBVRE

---

Les enfants des familles à haut revenu gagneront-ils un revenu aussi élevé? Ceux des familles défavorisées continueront-ils à vivre dans la pauvreté? Ces importantes questions se rapportent à la mobilité intergénérationnelle du revenu, en d'autres termes la transmission d'un niveau de vie d'une génération à l'autre. Dans ce chapitre, nous déterminerons le degré de mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada au cours de la deuxième moitié des années 80 et dans les années 90, et essayerons de voir si la situation a changé avec le temps. À une époque où l'inégalité des revenus grandit en l'espace d'une génération, il est capital de savoir si les chances restent égales dans la vie ou si la polarisation croissante des emplois sur le marché du travail s'aggravera davantage à la génération suivante. L'égalité des chances permet à chacun d'exploiter ses talents et ses ressources, peu importe le milieu familial d'où il est issu. Plus il y a transmission du niveau de vie d'une génération à l'autre, plus inégales sont les chances de réussir dans la vie. Le degré de transmission du niveau de vie entre générations affecte par ricochet l'inégalité des revenus à l'intérieur d'une génération. Ainsi, Becker et Tomes (1986) ont montré que les sommes investies par les parents dans leurs enfants affectent la mobilité du revenu et, par conséquent, l'inégalité des revenus. Le degré de transmission entre générations nous apprend comment une société s'attaque aux problèmes de l'inégalité des revenus et de l'égalité des chances; on peut donc le considérer comme un baromètre socio-économique de la société concernée. Cet aspect revêt aussi une grande importance à l'égard de nombreuses préoccupations en matière de politique publique, notamment le financement de l'éducation par les administrations publiques.

On ne sera guère surpris d'apprendre que maintes études récentes sur l'égalité intergénérationnelle se sont attardées aux deux pays où l'inégalité des revenus au sein d'une même

génération s'est aggravée le plus brutalement, soit les États-Unis (Altonji et Dunn 1991, Solon 1992, Zimmerman 1992, Peters 1992) et le Royaume-Uni (Dearden, Machin et Reed 1997). L'existence de données longitudinales suivant les mêmes sujets pendant une période assez longue est une autre raison pour laquelle on s'est intéressé à ces deux pays. Certaines restrictions au niveau des données ont empêché la poursuite d'études analogues au Canada. Corak et Heisz (1995, 1998) ont néanmoins surmonté récemment la difficulté en recourant aux données fiscales sur près de 450 000 couples pères-fils. Nous examinerons la même question sous un angle différent grâce à la combinaison de données sur le revenu moyen par profession provenant des recensements de 1951 à 1991 (y compris celui de 1986) mises à la disposition du public et de données de l'Enquête sociale générale de 1986 et de 1994. Bien que les données employées diffèrent considérablement, nos résultats se rapprochent de ceux de Corak et Heisz (1995, 1998) et révèlent que le revenu connaît une plus grande mobilité intergénérationnelle au Canada qu'aux É.-U. et au R.-U. Par la même occasion, nous avons remarqué que le niveau de vie se transmet davantage entre pères et filles qu'entre pères et garçons. Enfin, nos estimations indiquent une plus forte mobilité intergénérationnelle du revenu chez les cohortes plus jeunes, comparativement aux cohortes de personnes plus âgées.

### 1. Description des données

Choisir le bon ensemble de données est un aspect méthodologique crucial dans les études portant sur la mobilité intergénérationnelle du revenu. L'une des exigences les plus sévères concerne l'information sur les membres de deux générations successives, parvenus approximativement au même point de leur vie. L'Enquête sociale générale (ESG) de Statistique Canada

fournit de nombreuses informations de cette nature et a autorisé toute une gamme d'études sociologiques sur la mobilité de la profession ou de l'éducation entre générations. On a notamment posé aux répondants de l'ESG de 1986 et de 1994 des questions très détaillées sur leurs parents. Les répondants ont ainsi offert des renseignements sur la situation d'emploi, la scolarité, la profession et la branche d'activité de leur père et de leur mère au moment où le répondant avait 15 ans. L'ESG nous renseigne également sur le sexe, l'âge, la scolarité, la profession et le revenu avant impôt tiré d'un emploi rémunéré ou d'un travail à son compte. L'absence de données sur le revenu des parents constitue toutefois une importante lacune pour l'analyse qui nous intéresse. C'est pourquoi nous avons élaboré une méthode permettant de quantifier le revenu des pères à partir de l'information disponible à leur sujet. La méthode d'estimation résultante est équivalente à la méthode d'instrumentation du revenu du père d'après sa profession, qui soulève des difficultés particulières, examinées à la partie 2.

Déterminer le revenu permanent des parents est une autre importante question connexe à l'estimation de la mobilité intergénérationnelle. Selon (1992) et Zimmerman (1992) ont montré qu'on peut sérieusement surestimer le degré de mobilité intergénérationnelle du revenu en n'utilisant que le revenu d'une année, surtout quand il s'agit d'un échantillon trop homogène. En émettant l'hypothèse que la profession est un instrument approprié afin d'estimer le revenu permanent du parent, nous avons relié les données de l'ESG sur la profession aux revenus moyens selon la profession par le biais des tableaux de recensement. Dans l'ESG de 1986, la profession des parents repose uniquement sur la classification socio-économique des professions de Pineo-Porter-McRoberts (Pineo, Porter et McRoberts 1977), système qui restructure la Classification type des professions du Canada (codes de 4 chiffres) de 1971 et de 1981 en 15 catégories, selon le niveau de qualification. Ces catégories passent respectivement des ouvriers agricoles, des manoeuvres et du personnel de bureau non qualifiés du secteur des ventes et des services aux manoeuvres semi-qualifiés, au personnel de bureau semi-qualifié du secteur des ventes et des services et aux agriculteurs, puis aux hommes de métier et artisans qualifiés, au personnel de bureau qualifié du secteur des ventes et des services, aux contremaîtres, aux superviseurs, aux cadres intermédiaires, aux techniciens et aux semi-professionnels et enfin,

aux cadres supérieurs et aux professionnels. Cet agencement par niveau de compétence constitue le principal avantage de la classification de Pineo-Porter-McRoberts sur la classification à deux chiffres des codes de profession de 1980 fournie par Statistique Canada. En effet, cette dernière n'est pas conçue pour mesurer le niveau de vie, de sorte qu'elle combine parfois les professions par secteur d'activité plutôt que niveau de compétence. On a d'ailleurs entièrement modifié les codes de profession de 1990 pour remédier à ce problème. Le système Pineo-Porter-McRoberts se prête relativement bien à notre propos puisqu'il est possible de l'appliquer aux systèmes de classification plus anciens (Pineo, 1985). Quoi qu'il en soit, il soulève d'autres problèmes. L'inconvénient d'une structure reposant sur les niveaux de compétence est que les classes résultantes peuvent illustrer une suite d'emplois plutôt qu'un véritable choix de carrière. Une façon d'améliorer l'estimation consisterait à utiliser les codes détaillés des professions et à calculer un revenu moyen par profession, selon la scolarité. Malheureusement, il est impossible de recourir à pareille stratégie avec les données à grande diffusion.

Puisque les codes de profession détaillés à 4 chiffres n'apparaissent pas dans les fichiers à grande diffusion du recensement, nous nous sommes servis du revenu d'emploi moyen selon la profession des tableaux correspondants. Ces tableaux donnent le revenu moyen des travailleurs de 15 ans et plus, selon le sexe, pour les recensements de 1951 à 1991. Nous avons reclassifié chaque profession à 4 chiffres d'après la classification de Pineo-Porter-McRoberts dans chaque tableau du recensement et calculé le revenu d'emploi pondéré moyen pour les 15 catégories de profession. Le revenu estimatif moyen d'une profession correspond donc au revenu pondéré moyen venant d'une profession en 1950, 1960, 1970, 1980, 1985 et 1990. On note la profession du père au moment où le répondant avait 15 ans, soit de 1944 à 1982 pour l'échantillon de 1986 et de 1952 à 1990 pour celui de 1994. Une interpolation linéaire entre les deux périodes nous a permis d'obtenir le revenu intercensitaire. Le tableau 4.1 indique le revenu moyen estimatif tiré d'une profession, en dollars constants de 1993. On constate que le revenu moyen des 15 groupes de profession est passé de 15 434 \$ à 34 979 \$ entre 1950 et 1980 avant de diminuer à 33 245 \$ en 1985, puis de remonter à 34 251 \$ en 1990. Cette tendance à la hausse du revenu moyen s'assortit d'une inégalité grandissante des revenus. Ainsi, l'écart

Tableau 4.1  
**Revenu d'emploi estimatif moyen des hommes, en dollars de 1993**

Classification des professions de Pineo-Porter-McRoberts	1950	1960	1970	1980	1985	1990
	(dollars de 1993)					
Professionnels	20 888	32 457	43 547	54 153	53 928	54 872
Cadres supérieurs	23 223	36 734	81 227	71 378	69 702	68 871
Semi-professionnels	18 293	27 100	31 518	35 753	34 628	36 632
Techniciens	16 122	24 178	29 401	35 190	35 361	36 207
Cadres intermédiaires	15 793	18 194	44 405	46 226	42 607	45 425
Superviseurs	17 009	25 696	34 208	36 398	34 894	36 192
Contremaîtres	19 851	26 033	37 596	42 217	39 335	40 763
Personnel de bureau qualifié (ventes et services)	16 713	23 087	31 851	37 661	35 856	36 380
Hommes de métier et artisans qualifiés	15 381	20 852	27 941	32 205	30 835	32 155
Agriculteurs	11 714	17 258	15 568	25 589	19 772	20 190
Personnel de bureau semi-qualifié (ventes et services)	14 653	16 581	21 048	22 478	21 209	22 052
Manoeuvres semi-qualifiés	13 039	18 326	23 859	27 058	25 886	26 445
Personnel de bureau non qualifié (ventes et services)	11 701	17 671	20 201	23 483	21 736	21 976
Manoeuvres non qualifiés	11 549	14 197	18 736	22 143	21 093	22 030
Ouvriers agricoles	5 576	7 437	9 637	12 744	11 825	13 569

Source : Calculs des auteurs à partir de données de Statistique Canada.

entre le plus haut revenu et le revenu le plus faible s'est sensiblement agrandi durant la période à l'étude. En 1950, les manoeuvres non qualifiés réalisaient un revenu moyen à peu près égal à la moitié du revenu des cadres supérieurs alors qu'en 1990, il en représentait moins du tiers.

La méthode que nous avons retenue mesure le revenu professionnel moyen des travailleurs à différentes époques de leur vie. Elle donne donc une meilleure idée du niveau de vie qu'une seule observation, effectuée à un moment précis dans le temps. Le revenu noté à une année quelconque combinerait à la fois une composante permanente et une autre, transitoire. Selon (1992) et Zimmerman (1992) calculent le revenu moyen du père pour cinq années consécutives en vue d'atténuer le biais que pourrait entraîner l'existence de composantes transitoires. (Idéalement, le revenu permanent devrait reposer sur une série d'observations couvrant la vie entière du sujet.) Il se pourrait que le revenu professionnel moyen que nous avons calculé soit pollué par des composantes transitoires, mais seulement si les mesures sont liées à un emploi transitoire. Que la profession du père signalée par le fils soit permanente ou transitoire pourrait

dépendre de l'âge du père. En effet, plus âgé sera ce dernier et plus grande sera la probabilité qu'il s'agisse d'un emploi permanent. On pourrait aussi se demander si les revenus que nous avons établis ne sont pas contaminés par les effets associés au cycle de vie. Le revenu moyen des cadres supérieurs est-il plus élevé à cause du niveau de vie, parce que les intéressés sont plus vieux ou parce que leur vie a suivi un cours plus abrupt? Il est impossible d'évaluer la variation de l'âge du père selon sa profession, mais l'âge moyen du fils varie quelque peu avec les professions de la classification Pineo-Porter-McRoberts, entre l'ESG de 1986 et celle de 1994. Ainsi, les cadres supérieurs et les contremaîtres ont en moyenne quatre ans de plus que les cadres intermédiaires et les hommes de métier qualifiés. Dans les autres professions, la différence d'âge moyen est plus faible. Pour résoudre le problème des variations du cycle de vie entre différentes professions, on pourrait procéder à des corrections différentes pour chaque profession. Si une telle stratégie s'avère réalisable pour les enfants, il n'en va pas de même pour le père, car on réduit simplement la corrélation entre le revenu du père et celui de l'enfant. Une autre solution consisterait à comparer père et enfant

Tableau 4.2  
Statistiques descriptives

	Fils		Filles	
	1986	1994	1986	1994
Âge	35,5 (10,12)	37,4 (10,76)	34,2 (9,98)	36,5 (10,70)
Scolarité	12,9 (3,08)	13,85 (2,98)	13,32 (2,62)	14,09 (2,57)
Revenu d'emploi hebdomadaire	776,83 \$ (456,86)	702,94 \$ (383,50)	521,83 \$ (365,79)	474,48 \$ (284,59)
Revenu professionnel hebdomadaire	641,35 \$ (241,83)	680,80 \$ (245,50)	362,23 \$ (143,30)	398,58 \$ (151,42)
Scolarité du père	9,2 (4,66)	10,5 (5,07)	9,3 (4,44)	10,6 (4,97)
Revenu professionnel hebdomadaire du père	493,08 \$ (223,61)	559,83 \$ (250,45)	512,06 \$ (228,51)	560,71 \$ (237,26)
Taille de l'échantillon	3 400	2 459	2 474	2 308

**Nota** : Les revenus sont exprimés en dollars constants de 1993. L'écart-type apparaît entre parenthèses.

**Source** : Calculs des auteurs d'après l'Enquête sociale générale de Statistique Canada.

au même point de leur vie, en supposant que leur cheminement ne change pas sensiblement avec le temps. On ignore l'âge du père, mais en présumant un écart de 25 à 35 ans entre les deux générations, le père d'un enfant de 40 à 50 ans devrait se trouver au même stade de la vie que son enfant. Les estimations qui portent sur ce groupe d'âge sont donc moins susceptibles de connaître les problèmes résultant des professions transitoires et des effets du cycle de vie.

Nos échantillons de l'ESG se composent d'hommes et de femmes de 17 à 59 ans dont la principale activité au cours des 12 mois précédant l'enquête était d'avoir un emploi ou de travailler à leur compte. Le tableau 4.2 donne les principales caractéristiques des échantillons qui ont servi à l'estimation. Nous laissons de côté la mobilité intergénérationnelle du revenu entre les couples mère-fils ou mère-fille essentiellement parce que nous ne connaissons la profession de la mère que pour un échantillon passablement faible. Les échantillons comprenaient 3 400 couples père-fils et 2 474 couples père-fille pour l'ESG de 1986, et 2 459 couples père-fils et 2 308 couples père-fille pour celle de 1994.

Les hommes de l'échantillon avaient en moyenne 35,5 ans en 1986 et 37,4 ans en 1994, contre 34,2 et 36,5 ans, respectivement, pour les femmes. Dans l'ensemble, ces dernières sont mieux instruites que les hommes. En outre, le père est moins scolarisé que ses enfants. Le revenu hebdomadaire estimatif que le fils tire d'un emploi est inférieur au revenu moyen signalé lors de l'ESG de 1986; la variation est beaucoup moins importante en 1994. Il est difficile d'établir si on le doit au cycle de vie ou s'il s'agit d'un effet cyclique<sup>1</sup>.

Par sa taille, notre échantillon se compare favorablement à celui d'études américaines récentes, qui reposaient sur aussi peu que 348 observations à un maximum de 876 (Altonji et Dunn 1991, Solon 1992, Zimmerman 1992). Au R.-U., Atkinson (1981) a prélevé un échantillon d'hommes de York d'une étude de 1950 dont il a retrouvé les enfants à la fin des années 70. L'échantillon non aléatoire définitif comptait seulement 307 couples père-fils. Un autre avantage de nos données a trait à l'information qu'elles procurent sur les sujets de nombreuses autres cohortes. Disposant de deux observations sur les

mêmes cohortes, nous pourrions procéder à certaines analyses de cohorte et voir si la mobilité intergénérationnelle change avec les ans. Dearden, Machin et Reed (1997) se servent pour leur part de la *National Child Development Survey*, enquête permanente sur l'ensemble des personnes nées au R.-U. entre le 3 et le 9 mars 1958. Ces chercheurs n'ont accès qu'au revenu des enfants à 23 et à 33 ans, et ne disposent que d'une seule indication sur le revenu du père, soit lorsque ses enfants avaient 16 ans. Au Canada, Corak et Heisz (1995, 1998) ont constitué une cohorte de personnes de 27 à 31 ans à partir du revenu mentionné sur la déclaration de revenus et des moyennes pluriannuelles relatives au revenu du père.

Notre analyse s'inscrit dans le courant de la littérature actuelle et exploite deux cadres analytiques complémentaires : le modèle de régression loglinéaire et la matrice de transition à quartiles. Maints auteurs ont recouru à ces méthodes, ce qui permet des comparaisons. Le modèle de régression loglinéaire établit une simple relation linéaire entre les valeurs logarithmiques du revenu de l'enfant et du père. On peut y voir un examen du degré moyen de transmission du niveau de vie. La matrice de transition à quartiles tente de différencier plusieurs degrés de transmission par quartile de revenu. Elle permet d'établir si la mobilité est plus ou moins importante à la base ou au sommet de l'échelle des revenus.

## 2. Modèles de régression

Dans le modèle de régression loglinéaire, on estime que le logarithme du revenu permanent d'un enfant de la famille  $i$  ( $y_i^{\text{enfant}}$ ) est une fonction linéaire du logarithme du revenu permanent du père ( $y_i^{\text{parent}}$ ), ainsi que l'indique l'équation (1) :

$$y_i^{\text{enfant}} = \alpha + \beta y_i^{\text{parent}} + \varepsilon_i \quad (1)$$

où  $\varepsilon_i$  est un terme d'erreur de distribution égal à  $N(0, \sigma^2)$ , présume-t-on habituellement. Cette équation devrait être perçue comme la forme simplifiée d'un mécanisme complexe de transmission économique, où le coefficient  $\beta$  désigne le degré de mobilité entre les deux générations. Il existe deux cas extrêmes. En premier lieu, si  $\beta=0$ , la mobilité est totale, bref il y a entièrement régression jusqu'à la moyenne. Le revenu de l'enfant ne présente aucune corrélation avec celui du père. À l'autre extrême, si  $\beta=1$ , il y a immobilité. La répartition du revenu observée dans la génération du père se retrouve absolument dans

celle de l'enfant. Quand la valeur de  $\beta$  se situe entre 0 et 1, il y a régression vers la moyenne, à un taux variant selon la valeur de  $\beta$ . Ainsi, plus  $\beta$  est faible, moins les probabilités que l'enfant hérite le niveau de vie du père seront grandes et plus forte sera la mobilité.

Les difficultés méthodologiques surgissent du fait qu'on n'observe pas le revenu permanent du père ou de l'enfant. On doit donc recourir à une approximation. Ainsi qu'on l'a déjà mentionné, Solon (1992) et Zimmerman (1992) croient que l'usage d'approximations incorporant des composantes transitoires peut créer un problème d'erreur au niveau des variables. Ces composantes déboucheront sur une surestimation de la variance du revenu paternel, malgré l'absence générale de corrélation avec la situation « permanente ». Il s'ensuivra une sous-estimation du véritable coefficient de transmission intergénérationnelle (égal à la covariance entre le revenu de l'enfant et celui du père divisée par la variance du revenu paternel). Nous ne nous heurtons pas aux problèmes qui pourraient résulter d'une surestimation de la variance du revenu du père. En réalité, la mesure du revenu paternel que nous avons obtenue pourrait sous-estimer la variance réelle au sein de la population, qui pourrait en soi aboutir à des estimations de  $\beta$  biaisées à la hausse. Cette légère dispersion du revenu du père peut toutefois aussi déboucher sur une plus faible covariance entre le revenu de l'enfant et celui du parent. C'est pourquoi le sens du biais général s'avère difficile à établir dans les modèles proposés ici.

Nous nous servons du revenu d'emploi moyen du père quand l'enfant avait 15 ans, après élimination de la tendance temporelle. Pareille méthode revient à instrumenter le revenu du père avec sa profession, ce qui peut entraîner certaines préoccupations. Ainsi que l'explique Solon (1992), si la profession du père entre dans le modèle structurel du revenu du fils, il se pourrait que l'estimation de  $\beta$  par les variables instrumentales soit biaisée. Si la profession du père n'exerce aucune influence sur le revenu du fils, outre l'effet indirect attribuable au revenu paternel, l'estimation sera cohérente. Si la profession du père agit (positivement ou négativement) sur le niveau de vie du fils hors de l'effet résultant du revenu, en revanche, l'estimation sera faussée à la hausse ou à la baisse. Un test de suridentification nous permettra de voir si les estimations sont cohérentes. L'ESG de 1986 nous renseigne sur le revenu d'emploi des enfants en 1985 et l'ESG de 1994 en fait autant

pour l'année 1993. Cette unique mesure du revenu pourrait néanmoins s'écarter de la situation permanente à cause des effets de l'âge, que nous essayons de supprimer au moyen de facteurs de contrôle temporalisés susceptibles d'influer sur le revenu courant (plus précisément « âge » et « âge<sup>2</sup> »). Nous proposerons aussi d'autres estimations en vertu desquelles le revenu du fils est instrumenté de la même façon que le revenu du père. Quoique cette mesure du revenu permanent puisse poser des difficultés, ces dernières n'ont pas nécessairement évolué dans des directions différentes selon le groupe d'âge ou au fil des ans, de sorte que les analyses de cohorte et les groupes d'âge retenus demeurent instructifs.

Nous recourons à deux approches distinctes pour estimer  $\beta$ . La première—que nous appelons « approche des variables instrumentales » (VI)—suppose que la profession est un instrument valable pour estimer le revenu permanent du père. Dans un tel cas, on peut exprimer le revenu du père comme suit :

$$y_{it}^{\text{parent}} = \gamma_{kt} \sum \text{Occ}_{kt}^{\text{parent}} + v_{it}^{\text{parent}} \quad (2)$$

où  $y_{it}^{\text{parent}}$  correspond au revenu professionnel du père l'année  $t$ ,  $\text{Occ}_{kt}$  représente un ensemble de variables nominales désignant la profession  $k$  ( $k=2$  à  $16$ ) durant l'année  $t$ ,  $\gamma_{kt}$  indique le revenu moyen pour la profession  $k$  l'année  $t$ , et  $v_{it}$  est un terme d'erreur. Il est possible d'obtenir une mesure résiduelle de la situation permanente du parent,  $\hat{y}_{ri}^{\text{parent}}$ , en éliminant les composantes du revenu professionnel qui varient dans le temps,

$$\hat{y}_{ri}^{\text{parent}} = \hat{\gamma}_{kt} \sum \text{Occ}_{kt}^{\text{parent}} - \hat{\delta} x_{it}^{\text{parent}} \quad (3)$$

où  $\hat{\gamma}_{kt}$  est le revenu moyen estimatif pour la profession  $k$  l'année  $t$  et les facteurs temporels  $x_{it}^{\text{parent}}$  correspondent aux variables nominales associées à l'année où la profession du père a été observée.

Pareillement, on n'observe pas le revenu permanent de l'enfant  $y_i^{\text{enfant}}$ , mais bien  $y_{it}^{\text{enfant}}$ , c'est-à-dire le revenu d'emploi à un moment précis dans le temps. Nous présumons que le revenu d'emploi au moment  $t$  est une fonction du revenu permanent  $y_i^{\text{enfant}}$ , de  $x_{it}^{\text{enfant}}$ , valeur vectorielle des facteurs temporels qui ont été observés et qui affectent la situation courante de l'enfant « adulte », et de  $w_{it}^{\text{enfant}}$ , un terme d'erreur transitoire :

$$y_{it}^{\text{enfant}} = y_i^{\text{enfant}} + \delta x_{it}^{\text{enfant}} + w_{it}^{\text{enfant}} \quad (4)$$

Pour calculer le revenu permanent, on régresse  $y_{it}^{\text{enfant}}$  au moyen des facteurs temporels  $x_{it}^{\text{enfant}}$  (âge, âge<sup>2</sup>) et prend la valeur résiduelle comme estimation du revenu permanent de l'enfant :

$$\hat{y}_{ri}^{\text{enfant}} = y_{it}^{\text{enfant}} - \hat{\delta} x_{it}^{\text{enfant}} = y_i^{\text{enfant}} + w_{it}^{\text{enfant}} \quad (5)$$

En effectuant la régression qui suit, on élimine les facteurs temporels qu'il est possible de contrôler pour,

$$\hat{y}_{ri}^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \hat{y}_{ri}^{\text{parent}} + \varepsilon_i, \quad (6)$$

de sorte que

$$y_i^{\text{enfant}} = \alpha + \beta (\hat{\gamma}_{kt} \sum \text{Occ}_{kt}^{\text{parent}} - \hat{\delta} x_{it}^{\text{parent}}) + \eta_i^{\text{enfant}}, \quad (7)$$

où  $\eta_i^{\text{enfant}} = \varepsilon_i + w_{it}^{\text{enfant}}$ . L'estimateur MCO du coefficient  $\beta$  sera cohérent si les variables nominales de la profession  $\text{Occ}_{kt}^{\text{parent}}$  et les variables de tendance  $x_{it}^{\text{parent}}$  ne présentent pas de corrélation avec  $\eta_i^{\text{enfant}}$ .

La deuxième approche—baptisée « approche du revenu professionnel » (Occlnc)—suppose que les mécanismes de transmission sont identiques pour le revenu permanent et le revenu professionnel, bref que les principales caractéristiques du niveau de vie se transmettent par la situation professionnelle. La corrélation entre le revenu permanent du père et celui de l'enfant sera donc identique à celle entre le revenu professionnel de l'enfant et celui du père ( $\hat{y}_{oi}^{\text{parent}}$  et  $\hat{y}_{oi}^{\text{enfant}}$ ) :

$$\text{corr}(y_i^{\text{enfant}}, y_i^{\text{parent}}) = \text{corr}(\hat{y}_{oi}^{\text{enfant}}, \hat{y}_{oi}^{\text{parent}}). \quad (8)$$

Si l'hypothèse est correcte, on peut estimer la régression que voici,

$$\hat{y}_{oi}^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \hat{y}_{oi}^{\text{parent}} + e_i \quad (9)$$

où

$$\hat{y}_{oi}^{\text{enfant}} = \hat{\gamma}_{kt} \sum \text{Occ}_{kt}^{\text{enfant}} - \hat{\delta} x_{it}^{\text{enfant}}$$

et

$$\hat{y}_{oi}^{\text{parent}} = \hat{\gamma}_{kt} \sum \text{Occ}_{kt}^{\text{parent}} - \hat{\delta} x_{it}^{\text{parent}}, \text{ où } \hat{\gamma}_{kt}$$

correspond au revenu estimatif pour la profession  $k$  lors de l'année  $t$ , et où les facteurs temporels sont les mêmes qu'en (3). Si l'hypothèse concernant la similitude du mécanisme de transmission du revenu professionnel et du revenu permanent est exacte, et si les variables nominales pour la profession  $\text{Occ}_{kt}^{\text{enfant}}$  ainsi que les variables de tendance ne présentent aucune corrélation avec  $e_i$ , le coefficient estimé grâce à l'équation (9) correspondra à une estimation cohérente du coefficient de transmission réel du niveau de vie.

Tableau 4.3  
**Estimation du coefficient de mobilité intergénérationnelle**

	Pères et fils		Pères et filles	
	1986	1994	1986	1994
<b>A. Méthode des variables instrumentales</b>				
	0,191 (0,029) [3 400]	0,217 (0,032) [2 459]	0,228 (0,041) [2 474]	0,226 (0,040) [2 308]
<b>B. Méthode des variables instrumentales pour certains groupes d'âge</b>				
17 à 29 ans	0,105 (0,052) [1 103]	0,048 (0,065) [651]	0,143 (0,062) [959]	0,145 (0,070) [681]
30 à 39 ans	0,201 (0,043) [1 220]	0,218 (0,051) [811]	0,324 (0,063) [842]	0,218 (0,064) [733]
40 à 59 ans	0,297 (0,062) [1 077]	0,351 (0,055) [997]	0,208 (0,104) [673]	0,309 (0,076) [894]
<b>C. Méthode du revenu professionnel</b>				
	0,185 (0,017) [4 013]	0,202 (0,021) [2 335]	0,155 (0,020) [3 027]	0,139 (0,024) [2 153]
<b>D. Échantillon combiné méthode des variables instrumentales</b>				
		0,208 (0,022) [5 859]	0,228 (0,029) [4 782]	

Nota : (écart-type), [taille de l'échantillon].

Le tableau 4.3 présente les résultats du modèle loglinéaire pour les pères et le fils ainsi que les pères et les filles, pour chacune des deux enquêtes et pour l'échantillon combiné. Nous avons aussi analysé séparément trois groupes d'âge. De cette façon, nous pourrions comparer nos estimations à celles d'autres études qui se concentrent sur ces groupes d'âge. Au volet A du tableau apparaît la valeur du coefficient de mobilité intergénérationnelle ( $\beta$ ) estimée par l'approche VI. Avec les données de l'ESG de 1986, on estime  $\beta$  à 0,191 pour les couples père-fils et à 0,228 pour les couples père-fille. Les données de 1994 aboutissent essentiellement aux mêmes résultats, soit 0,217 et 0,226<sup>2</sup>. Les tests de suridentification (Newey, 1985) permettent d'établir s'il subsiste une corrélation quelconque entre le terme d'erreur  $\eta_i$  et les variables nominales

$Occ_{kt}$ . La régression des valeurs résiduelles de l'équation (7) pour les variables  $Occ_{kt}$  passe le test F de non-signification pour l'échantillon de fils et de filles de 1994. On en conclut que la méthode d'instrumentation est valable pour l'échantillon de 1994. L'échantillon d'enfants des deux sexes de 1986 réussit presque le test F, à 10 %, mais l'hypothèse nulle ne tient pas; les deux termes sont faiblement corrélés. Le fait que les estimations de 1986 et de 1994 ne diffèrent pas sensiblement est une autre indication que les biais sont très faibles.

Les résultats de la régression divisant les données en trois groupes d'âge apparaissent au volet B du tableau 4.3. On constate que la mobilité intergénérationnelle diminue avec l'âge pour le fils, dans les échantillons de 1986 et 1994. Le

Tableau 4.4  
**Estimation du coefficient de mobilité intergénérationnelle du revenu  
 par analyse de cohorte**

	Pères et fils	Pères et filles
Cohorte née entre 1935 et 1945	0,316 (0,065) [1 061]	0,265 (0,099) [756]
Cohorte née entre 1946 et 1954	0,246 (0,035) [1 827]	0,323 (0,050) [1 411]
Cohorte née entre 1955 et 1969	0,157 (0,034) [2 248]	0,191 (0,041) [2 021]

**Nota :** (écart-type), [taille de l'échantillon].

coefficient  $\beta$  s'établit à 0,105 pour les couples père-fils de l'ESG de 1986, quand le fils a de 17 à 29 ans, à 0,201 lorsqu'il a entre 30 et 39 ans, et à 0,297, à l'âge de 40 à 59 ans. Les couples père-fille de l'échantillon de 1994 suivent une tendance identique, mais avec les données de 1986, le groupe qui se caractérise par la plus faible mobilité est celui des 30 à 39 ans. Il est intéressant de noter que ce groupe correspond à peu près à la cohorte de femmes qui avaient de 40 à 59 ans en 1994. Il se pourrait qu'il y ait des effets de cohorte. La mobilité accrue notée pour le groupe plus âgé en 1986 pourrait venir d'une modification au niveau du travail des femmes, ou simplement découler de la plus petite taille de l'échantillon. Pour corriger les effets du cycle de vie sur le revenu des enfants des deux sexes, on applique les valeurs résiduelles de la régression du revenu des enfants à l'âge et à l'âge au carré de ces derniers. Il se peut que cette correction ne saisisse pas tous les effets du cycle de vie. Une autre explication serait que les cohortes ne présentent pas toutes la même mobilité intergénérationnelle. La deuxième implication intéressante des résultats qui précèdent pour les études portant essentiellement sur les enfants dans le début de la trentaine est que le choix est représentatif de l'échantillon dans le cas des couples père-fils.

Le volet C du tableau 4.3 présente les résultats de l'approche articulée sur le revenu professionnel. Cette approche, rappelons-le, suppose que le mécanisme de transmission entre générations est le même pour le revenu permanent et le revenu professionnel. La valeur

estimée de  $\beta$  s'établit respectivement à 0,185 et à 0,202 pour les garçons de l'échantillon de 1986 et ceux de 1994. Les estimations ne diffèrent pas sensiblement de celles obtenues avec l'autre approche. Néanmoins, il n'en va pas autant avec les filles, pour lesquelles les valeurs sont sensiblement plus faibles: 0,155 en 1986 et 0,139 en 1994 (contre 0,228 et 0,226)<sup>3</sup>. Les résultats sur le revenu professionnel confirment ceux d'autres études qui ont révélé un coefficient légèrement plus faible avec l'analyse prévisionnelle (Dearden, Machin et Reed 1997). Ces résultats montrent aussi que nos estimations sont plus robustes pour les couples père-fils que les couples père-fille.

Les échantillons peuvent aussi être divisés en cohortes de naissances (année approximative de la naissance). Une analyse de ce genre indiquera si le degré de mobilité intergénérationnelle du revenu varie dans le temps. Le tableau 4.4 fournit les résultats de l'analyse pour trois cohortes. Les personnes âgées de 50 à 59 ans en 1986 ont été supprimées de l'échantillon combiné, ce qui a permis d'obtenir deux observations dans le temps pour chaque cohorte. La première cohorte se compose de personnes nées entre 1935 et 1945 (donc des quadragénaires en 1986 et des quinquagénaires en 1994); la deuxième comprend des personnes nées entre 1946 et 1954 (dans la trentaine en 1986 et la quarantaine en 1994); enfin, la troisième est constituée de personnes nées entre 1955 et 1969 (dans la vingtaine en 1986 et la trentaine en 1994). Les résultats indiqués au tableau 4.4 reposent sur l'approche VI.

Tableau 4.5

**Estimation de la mobilité intergénérationnelle du revenu dans d'autres études**

Auteur	Pays et ensemble de données	Méthode d'estimation	Estimation de $\beta$ pour les couples père-fils
Corak et Heisz (1995)	Canada, données fiscales (1992) 450 000 couples père-fils fils de 28 à 31 ans	MCO et revenu d'une seule année du père	RT: 0,121-0,136 RA: 0,115-0,143
		MCO et moyenne quinquennale du revenu du père	RT: 0,191 RA: 0,172
Altonji et Dunn (1991)	États-Unis, NLSY (1965-1967) 678-739 couples père-fils fils de 29 à 39 ans	MCO et revenu moyen du pères avec contrôles pour l'âge	RA: 0,180 RH: 0,263
		VI, instrumentation au moyen du revenu des années ultérieure et série complète de contrôles	RA: 0,218 RH: 0,282
Solon (1992)	États-Unis, PSID (1984) 348 couples père-fils fils de 25 à 33 ans	MCO et revenu d'une seule année du père	RA: 0,386 RH: 0,294
		MCO et moyenne quinquennale du revenu du père	RA: 0,413
		VI et scolarité du père	RA: 0,526 RH: 0,449
Zimmerman (1992)	États-Unis, NLSY(1981) 876 couples père-fils fils de 29 à 39 ans	MCO et moyenne de quatre ans du revenu du père	RA: 0,538 RH: 0,391
		VI et indice de Duncan pour la situation du père	RA: 0,417 RH: 0,485
		VI, instrumentation par étalement du quasi-écart	RA: 0,36 RH: 0,379
Atkinson (1981)	Royaume-Uni, Enquête Rowntree (1975-1978) 288-307 couples père-fils fils de 25 ans et plus	MCO	SH:0,358 RH:0,428
		MCO et corrections pour le cycle de vie	RH:0,415
Dearden, Machin et Reed (1995)	Royaume-Uni, NCDS(1991) 1,665 couples père-fils, 747 couples père-fille enfants de 23 et 33 ans	MCO et revenu d'une seule année du père	SH: 0,216 (fils) SH: 0,352 (filles)
		VI plus scolarité et classe sociale du père	SH: 0,581(fils) SH: 0,669 (filles)
		Rémunération prévue plus scolarité et classe sociale du père	SH: 0,425(fils) SH: 0,469 (filles)

**Nota** : PSID - Panel Study of Income Dynamics; NLSY - National Survey Study of Youth; NDCS - National Child Development Study; RT - revenu total; RA - rémunération annuelle; SH - salaire hebdomadaire; RH - rémunération horaire.

Les trois cohortes présentent des différences notables. Ainsi, l'estimation s'établit à 0,316 pour la première cohorte de couples père-fils, à 0,246 pour la deuxième et à 0,157 pour la troisième. Puisqu'on n'a procédé qu'à deux observations dans le temps, la différence d'âge entre les cohortes reste substantielle. Les résultats signalant une mobilité croissante dans le temps pour le fils devraient donc être interprétés avec prudence. Les couples père-fille suivent une tendance distincte avec des estimations de 0,265 pour la première cohorte, de 0,323 pour la deuxième et de 0,191 pour la dernière. La deuxième cohorte est celle qui illustre le plus fort degré de transmission du niveau de vie. Les résultats différents pour les couples père-fille pourraient s'expliquer par une variation du taux de participation des femmes d'une cohorte à l'autre. En effet, la deuxième cohorte correspond à la première génération de femmes à entrer sur le marché du travail en grand nombre. Le degré de transmission du niveau de vie entre deux générations paraît fluctuer de cohorte en cohorte, mais on ignore si la différence d'âge, l'existence de mécanismes de transmission distincts (par le truchement de l'accès universel à l'enseignement supérieur, par exemple) ou une plus grande dispersion du revenu dans les cohortes plus jeunes en sont la cause. Puisque le coefficient de transmission du niveau de vie est égal au coefficient de corrélation entre les deux générations multiplié par le ratio des écarts-types du revenu du père et des enfants, une hausse de 20 % de l'écart-type du revenu de l'enfant se traduirait par une augmentation de  $\beta$  de 0,03 lorsque le coefficient de corrélation est de 0,3.

En résumé, l'estimation du degré de mobilité intergénérationnelle du revenu gravite essentiellement autour de 0,2, valeur qu'on retrouve dans toutes les études antérieures qui recouraient aux modèles articulés sur la régression des moindres carrés ordinaires. Certains ont soutenu que les estimations de ces études étaient faussées à la baisse parce que le revenu du père comportait des composantes transitoires. Quoique l'existence de telles composantes soit moins problématique dans la méthode d'estimation que nous avons retenue, une sous-estimation éventuelle de la variance réelle du revenu permanent du père en raison de la variance du revenu professionnel pourrait causer des difficultés. C'est pourquoi il vaut la peine de comparer nos résultats à ceux d'études récentes entreprises aux É.-U., au R.-U. et surtout, au Canada. Le tableau 4.5 en présente quelques-uns. On se rend

compte que nos estimations du degré de mobilité intergénérationnelle du revenu (qui varient de 0,19 à 0,21) entre le fils et le père ressemblent fort à celles de l'autre étude canadienne. Corak et Heisz (1995) obtiennent en effet une valeur de 0,191 pour les couples père-fils lorsqu'ils appliquent la régression des moindres carrés à la moyenne quinquennale du revenu paternel. Leurs autres estimations sont encore plus faibles. Une interprétation plus conservatrice de nos résultats porterait essentiellement sur le groupe de quarante à cinquante ans, ce qui placerait l'estimation de la mobilité du revenu dans le bas de l'intervalle de 0,3. Réciproquement, dans les études américaines les plus récentes, Solon (1992) et Zimmerman (1992) situent  $\beta$  entre 0,413 et 0,538. Ces résultats reposent sur la régression des moindres carrés appliquée au revenu moyen du père sur quatre ou cinq ans. Les estimations d'Atkinson (1981) et celles de Dearden, Machin et Reed (1997) sur les hommes du R.-U. sont aussi sensiblement plus élevées que celles obtenues par Corak et Heisz (1995, 1998) et par nous pour des Canadiens du même âge. Bien sûr, la méthodologie présente d'importantes variations. Cependant, les estimations canadiennes (dont les nôtres) demeurent nettement en-dessous de celles rapportées aux É.-U. et au R.-U., même quand on les compare à celles obtenues par Solon (1992), Zimmerman (1992) et Dearden, Machin et Reed (1997) (présentées au tableau 4.5) au moyen de la méthode des moindres carrés, et cela en dépit des carences qu'on leur reconnaît. On en conclut donc que le revenu se caractérise par une plus grande mobilité intergénérationnelle au Canada qu'aux É.-U. et au R.-U. Fait intéressant, Björklund et Jäntti (1997) parviennent à une conclusion analogue dans leur méta-étude : le degré de mobilité le plus faible parmi sept pays industrialisés se retrouve aux É.-U. et au R.-U. Nous nous efforcerons maintenant de corroborer cette conclusion en estimant le degré de transmission du niveau de vie entre les générations par l'utilisation d'une technique différente.

### 3. La méthode de la matrice de transition

La matrice de transition à quantiles nous permet d'analyser les déplacements entre les quantiles de revenu, d'une génération à l'autre. Étant abondamment utilisée, cette méthode autorise la comparaison avec d'autres études. Le principal avantage que la matrice de transition à quantiles

présente sur le modèle de régression loglinéaire est qu'elle permet d'établir s'il existe une plus grande ou une plus faible mobilité au bas ou au sommet de l'échelle des revenus. Le degré de mobilité du revenu dans les derniers quantiles de la distribution intéressera plus ceux qui s'interrogent sur l'existence d'une « sous-classe » que le degré moyen de mobilité intergénérationnelle. Précisons toutefois que notre étude n'aborde pas la question d'un éventuel « cercle vicieux de la pauvreté », car elle se limite à la mobilité de la rémunération. Les familles canadiennes qui se retrouvent dans les déciles les plus bas du ratio entre le revenu familial et les nécessités comptent rarement un soutien économique (Fortin et Lemieux, 1997). En outre, il convient de se rappeler que les matrices de transition à quantiles ne permettent qu'un examen très grossier des non-linéarités que peut présenter le mécanisme de transmission. Corak et Heisz (1998) étudient cet aspect beaucoup plus en détail au moyen de méthodes de régression non paramétriques.

La méthodologie des matrices de transition est la suivante. Pères et enfants sont classés selon leur revenu, puis divisés (dans le cas qui nous intéresse) en quatre groupes de taille identique. Les membres du premier groupe se caractérisent par le revenu le plus faible et ceux du quatrième, par le revenu le plus élevé. On bâtit ensuite une matrice où chaque élément  $a_{ij}$  représente la probabilité qu'un enfant se retrouve dans le quartile  $j$  quand son père se trouvait dans le quartile  $i$ . Une matrice de ce genre illustre une propriété bi-stochastique. Si  $a_{ij}$  représente la proportion d'enfants de pères du quartile  $i$  qui se retrouvent dans le quartile  $j$ , alors,  $\sum_j a_{ij} = 1$  et  $\sum_i a_{ij} = 1$ . On peut représenter les deux cas extrêmes de mobilité du revenu avec cette approche : la mobilité est totale quand chaque élément de la matrice est égal à 0,25 tandis que c'est l'immobilité lorsque les éléments diagonaux prennent la valeur 1 (et tous les autres, la valeur nulle).

Le tableau 4.6 présente les estimations obtenues au moyen des matrices de transition pour 1986 et 1994 (fils et filles). Les calculs reposent sur le revenu résiduel corrigé pour l'âge dans le cas des enfants des deux sexes et sur le revenu professionnel moyen après élimination de la tendance temporelle dans le cas du père. En général, les résultats révèlent une forte mobilité. Le taux de transmission du niveau de vie est inférieur à celui rapporté par d'autres chercheurs, y compris dans le quartile supérieur où la mobilité est souvent moins grande. La probabilité qu'un

fils dont le père se trouvait dans le quartile supérieur de la distribution du revenu reste dans ce quartile s'établit respectivement à 0,32 et 0,33 pour les échantillons de 1986 et 1994. Ces valeurs sont cohérentes avec celles de Corak et Heisz (1995), mais se situent nettement en-dessous de celles signalées par Peters (1992) pour les É.-U. (0,40) et par Dearden, Machin et Reed (1995) pour le R.-U. (0,39). Les mêmes observations s'appliquent aux filles, avec des estimations de 0,34 pour 1986 et de 0,33 pour 1994. Une autre constatation vaut la peine d'être mentionnée. Comparativement aux autres études, la mobilité du revenu s'avère passablement élevée dans le quartile inférieur de la distribution. De fait, les résultats de 1994 indiquent que les fils ayant un père dans le dernier quartile de la distribution sont plus susceptibles de se retrouver dans le deuxième ou le troisième quartile. Nous situons la probabilité que ces enfants restent dans le dernier quartile, comme leur père, entre 0,260 et 0,285, ce qui s'avère légèrement plus faible que les estimations de Peters et de Dearden et ses collaborateurs pour les É.-U. (0,42) et le R.-U. (0,315). Si nos estimations ne sont généralement pas statistiquement différentes de 0,25, Corak et Heisz (1995) rapportent une valeur plus élevée (0,353), statistiquement distincte du cas de mobilité parfaite. Les mêmes chercheurs (1998) précisent néanmoins qu'une désagrégation plus précise (usage de déciles ou de percentiles) concentre la résistance éventuelle du mécanisme de transmission dans les tranches de revenu les plus élevées et les plus basses. La mobilité du revenu suit donc une tendance générale qui se rapproche relativement du cas de la mobilité idéale, si on néglige les déplacements aux extrémités inférieure et supérieure de la distribution.

Pour comparer le degré de mobilité estimé dans les diverses études, il est bon de classer les différentes matrices à quartiles. On peut établir un indice d'immobilité en calculant le ratio entre la somme des éléments diagonaux et la somme des éléments de la matrice. Le tableau 4.6 montre que les couples père-fils se caractérisent par un indice d'immobilité de 0,28 contre 0,27 pour les couples père-fille. Ces estimations s'insèrent dans l'intervalle calculé par Corak et Heisz (1995), puisque ceux-ci ont obtenu un indice de 0,306 pour l'ensemble du Canada. Ces chercheurs soulignent que leurs résultats sont sensiblement plus faibles que ceux obtenus par d'autres pour le Royaume-Uni (0,3675) et les É.-U. (0,350). Pareilles constatations étayaient les résultats de notre modèle loglinéaire et

Tableau 4.6  
Matrices de transition à quartiles

**A. Pères – Fils, 1986**

		Fils			
		Bas	2 <sup>e</sup>	3 <sup>e</sup>	Haut
Pères	Bas	0,285 (0,016)	0,279 (0,015)	0,234 (0,015)	0,224 (0,014)
	2 <sup>e</sup>	0,293 (0,016)	0,239 (0,015)	0,212 (0,014)	0,216 (0,014)
	3 <sup>e</sup>	0,232 (0,014)	0,258 (0,015)	0,256 (0,015)	0,252 (0,015)
	Haut	0,184 (0,013)	0,222 (0,014)	0,296 (0,016)	0,322 (0,016)
Indice d'immobilité = 0,276					

**B. Pères – Fils, 1994**

		Fils			
		Bas	2 <sup>e</sup>	3 <sup>e</sup>	Haut
Pères	Bas	0,26 (0,018)	0,277 (0,018)	0,264 (0,018)	0,19 (0,016)
	2 <sup>e</sup>	0,265 (0,018)	0,251 (0,018)	0,234 (0,017)	0,221 (0,017)
	3 <sup>e</sup>	0,254 (0,017)	0,213 (0,016)	0,278 (0,017)	0,303 (0,018)
	Haut	0,187 (0,015)	0,241 (0,017)	0,231 (0,018)	0,332 (0,019)
Indice d'immobilité = 0,280					

**C. Pères – Filles, 1986**

		Filles			
		Bas	2 <sup>e</sup>	3 <sup>e</sup>	Haut
Pères	Bas	0,265 (0,018)	0,272 (0,018)	0,278 (0,018)	0,196 (0,016)
	2 <sup>e</sup>	0,276 (0,018)	0,248 (0,018)	0,231 (0,017)	0,228 (0,017)
	3 <sup>e</sup>	0,28 (0,018)	0,23 (0,017)	0,232 (0,017)	0,257 (0,017)
	Haut	0,171 (0,015)	0,233 (0,017)	0,276 (0,017)	0,338 (0,019)
Indice d'immobilité = 0,271					

Tableau 4.6 – fin  
Matrices de transition à quartiles

D. Pères – Filles, 1994		Filles			
		Bas	2 <sup>e</sup>	3 <sup>e</sup>	Haut
Pères	Bas	0,256 (0,018)	0,274 (0,019)	0,244 (0,018)	0,22 (0,017)
	2 <sup>e</sup>	0,281 (0,019)	0,27 (0,018)	0,239 (0,018)	0,211 (0,017)
	3 <sup>e</sup>	0,25 (0,018)	0,229 (0,018)	0,246 (0,018)	0,281 (0,019)
	Haut	0,187 (0,016)	0,236 (0,017)	0,25 (0,018)	0,326 (0,019)

Indice d'immobilité = 0,275

**Nota** : Le revenu des enfants correspond au revenu résiduel corrigé pour l'âge, tandis que le revenu du père correspond au revenu professionnel moyen après élimination de la tendance temporelle.

( ) erreur-type attribuable à la variabilité de l'échantillonnage; elle devrait être considérée comme la limite inférieure de l'erreur type réelle.

donnent à penser que la plus forte mobilité intergénérationnelle du revenu notée au Canada, comparativement aux É.-U. ou au R.-U., dérive principalement de la mobilité accrue aux extrémités inférieure et supérieure de la distribution du revenu.

#### 4. Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons combiné les données sur le revenu d'emploi moyen venant des recensements de 1951 à 1991, accessibles au public, à celles de l'Enquête sociale générale de 1986 et 1994 en vue d'estimer la mobilité intergénérationnelle du revenu. Nous avons pour cela appliqué l'approche des variables instrumentales aux méthodes d'estimation habituelles par modèle loglinéaire et procédé à quelques analyses de cohortes sur les mêmes données. Les estimations issues du modèle loglinéaire ressemblent à celles obtenues par Corak et Heisz (1995, 1998), la seule autre étude canadienne du genre pour l'instant. Les résultats laissent croire que la mobilité intergénérationnelle est plus grande au Canada qu'aux É.-U. ou au R.-U., où des travaux récents indiquent que les estimations antérieures surestimaient le degré de mobilité. À cause d'un échantillon légèrement plus important, nous avons pu effectuer une analyse par cohorte de naissances. Cette dernière montre que le degré de mobilité intergénérationnelle du

revenu augmente dans le temps. Les groupes d'âge plus jeunes profitent aussi d'une mobilité supérieure du revenu. Enfin, les matrices de transition à quartiles que nous avons bâties suggèrent que la plus forte mobilité intergénérationnelle relevée au Canada, comparativement aux É.-U. et au R.-U., provient d'une mobilité accrue aux extrémités supérieure et inférieure (dans une moindre mesure) de la distribution du revenu. La prochaine étape afin de dégager des implications concrètes vis-à-vis les politiques publiques, consistera à étudier le processus dynamique expliquant la transmission du niveau de vie d'une génération à l'autre.

Quelques avertissements importants s'imposent quant à l'évaluation de nos résultats. Le code détaillé des professions n'apparaissant pas dans les fichiers à grande diffusion de l'Enquête sociale générale, nous avons été contraints d'estimer le revenu d'emploi moyen pour 15 groupes de professions seulement. Il est difficile de déterminer si l'établissement d'une telle moyenne, plutôt que l'emploi de catégories détaillées et de personnes d'âges distincts, nous rapproche plus de l'estimation idéale du revenu permanent du père que les estimations reposant sur l'établissement du revenu moyen d'un particulier pour quelques années. La meilleure façon de tester notre méthode serait de l'appliquer aux mêmes données américaines utilisées dans d'autres études et de comparer les résultats.

## Notes

L'étude que voici reprend en partie la thèse de maîtrise effectuée par Mme Lefebvre à l'Université de Montréal. Mme Fortin remercie le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada ainsi que le Fonds FCAR du Québec pour leur aide financière. Les opinions émises dans le présent document n'engagent que leur auteures et ne doivent en aucun cas être attribuées à Statistique Canada.

- <sup>1</sup> Précisons que les tableaux du recensement donnent le revenu moyen des personnes de 15 ans et plus. Le nombre de jeunes qui détiennent un emploi ayant diminué entre 1986 et 1990, il se pourrait que l'âge moyen de l'échantillon ait augmenté, de sorte que ce dernier se serait rapproché davantage de notre propre échantillon.
- <sup>2</sup> La variation entre les résultats de 1986 et 1994 n'est pas statistiquement significative. En outre, l'erreur-type indiquée ne tient pas compte du fait que le revenu du père est une estimation, donc qu'il y a sans doute surestimation de l'erreur-type véritable.
- <sup>3</sup> Le revenu professionnel moyen estimé pour l'échantillon de filles correspond au revenu professionnel moyen d'un échantillon de femmes.

## Bibliographie

- ALTONJI, Joseph G. et Thomas A. DUNN (1991). « Relationships among the Family Incomes and Labor Market Outcomes of Relatives. » *Research in Labor Economics*. Vol. 12, 269-310.
- ATKINSON, Anthony B. (1981). « On Intergenerational Income Mobility in Britain. » *Journal of Post-Keynesian Economics*. Vol. 3, 194-217.
- BECKER, Gary S. et Nigel TOMES (1986). « Human Capital and the Rise and Fall of Families. » *Journal of Labor Economics*. Vol. 4, S1-S39.
- BJÖRKLUND, Anders et Markus JÄNTTI (1997). « Intergenerational Mobility of Economic Status: Is the United States Different? » Communication présentée au Annual Meetings of the American Economic Association, New Orleans.
- CORAK, Miles et Andrew HEISZ (1998). « De père en fils : la mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada », Ottawa : Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 113.
- CORAK, Miles et Andrew HEISZ (1995). « The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men. » *Canadian Business Economics*. Vol. 4, 59-69.
- FORTIN, Nicole M. et Thomas LEMIEUX (1997). « Income Redistribution in Canada: Minimum Wages versus Other Policy Instruments. » Communication présentée à la Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition conference, Institute for Research on Public Policy.
- DEARDEN, Lorraine, Stephen MACHIN et Howard REED (1997). « Intergenerational Mobility in Britain. » *Economic Journal*. Vol. 107, 47-66.
- DEARDEN, Lorraine, Stephen MACHIN et Howard REED (1995). « Intergenerational Mobility in Britain. » The Institute for Fiscal Studies, Document de travail n° 95/20.
- NEWKEY, Whitney K. (1985). « Generalized Method of Moments Specification Testing. » *Journal of Econometrics*. Vol. 29, 229-256.
- PETERS, H. Elizabeth (1992). « Patterns of Intergenerational Mobility in Income and Earnings. » *Review of Economics and Statistics*. Vol. 74, 456-466.
- PINEO, Peter C. (1985). « Revisions of the Pineo-Porter-McRoberts Socioeconomic Classification of Occupations for the 1981 Census. » Program for Quantitative Studies in Economics and Population, McMaster University, Document de recherche n° 125.
- PINEO, Peter C., John PORTER et Hugh A. McROBERTS (1977). « The 1971 Census and the Socioeconomic Classification of Occupations. » *Revue Canadienne de Sociologie et d'Anthropologie*. Vol. 14, 91-101.
- COLON, Gary (1992). « Intergenerational Income Mobility in the United States. » *American Economic Review*. Vol. 82, 393-408.
- ZIMMERMAN, David J. (1992). « Regression Toward Mediocrity in Economic Stature. » *American Economic Review*. Vol. 82, 409-429.

## Chapitre 5

# Comment faire son chemin dans la vie : Quelques corrélats de la mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada

MILES CORAK ET ANDREW HEISZ

---

La pauvreté de l'enfance touche une corde extrêmement sensible chez les décideurs, et les Canadiens et Canadiennes en général, car le fait de grandir dans une famille « pauvre » peut avoir des conséquences à long terme. En effet, l'expérience de l'enfant et de l'adolescent influence grandement, croit-on, la santé, la scolarisation et les résultats obtenus sur le marché du travail à l'âge adulte, et, fait remarquable, la pauvreté peut être transmise d'une génération à l'autre. Pour cette raison, la relation entre l'expérience de l'enfant et les résultats obtenus par l'adulte est d'une importance décisive en matière de politiques sur le marché du travail et de politiques sociales.

La relation précitée a été l'objet d'un important volume de recherches empiriques dans des domaines variés. Une part importante des écrits d'ordre économique est consacrée à l'examen de la corrélation entre le revenu des jeunes adultes et le revenu de leur père aux premières années de l'adolescence de ces derniers. Nombre d'études sociologiques portent également sur la corrélation susmentionnée, mais elles ont tendance à se concentrer sur la relation entre la profession du parent et soit la scolarité ou la profession de l'enfant. Si ces corrélations ont une importance indiscutable—offrant au niveau le plus général une mesure de l'égalité des chances—it est probablement raisonnable d'évoquer la possibilité qu'elles ne parviennent pas à expliquer le processus en cours.

Il est de première importance de franchir ce seuil pour élaborer des politiques en connaissance de cause. Par exemple, les décideurs doivent comprendre l'importance que présente l'argent par rapport aux perspectives à long terme offertes aux enfants. Un revenu modeste est-il, en soi, l'un des déterminants d'une situation désavantageuse, ou est-il simplement le signe d'autres facteurs sous-jacents? Si des facteurs autres qu'un revenu modeste sont les véritables

déterminants des perspectives offertes à l'enfant, il faut donc élaborer des politiques dont l'effet ne se limite pas simplement à transférer de l'argent aux parents. Mayer (1997) résume clairement la question. Notre objectif consiste à entamer un examen d'éventuelles corrélations qui expliquent comment les enfants améliorent leur situation dans la vie.

Le présent chapitre traite principalement de l'étendue et de la nature de la mobilité intergénérationnelle du revenu, à savoir la mesure dans laquelle le revenu d'un particulier (adulte) est en rapport avec celui de ses parents (au moment de son enfance). À cette fin, notre analyse se rapporte aux écrits économiques sur lesquels se sont penchés, par exemple, Becker et Tomes (1986) et, plus récemment, Björklund et Jäntti (1997). Cela dit, nous abondons dans le sens de Hill et Duncan (1987), car nous estimons qu'en faisant la distinction entre les diverses composantes du revenu familial, il est possible d'intégrer des explications à la fois économiques et sociologiques à un modèle empirique de la mobilité du revenu.

Nous mettons à contribution des données liées au système de l'impôt sur le revenu afin d'examiner la mobilité du revenu d'un échantillon nombreux de jeunes Canadiens et Canadiennes, et nous signalons dans un premier temps l'existence d'une grande mobilité du revenu au Canada (éventuellement supérieure à celle qui existe aux États-Unis). Malgré cela, nous constatons une importante relation entre le niveau de revenu du père et celui que son fils ou sa fille gagnera à l'âge adulte. Nous analysons cette relation en nous fondant sur trois grandes séries de facteurs, à savoir le revenu du père et sa composition, les caractéristiques du quartier, la structure familiale. Nous constatons que le revenu d'un particulier n'est pas lié simplement au niveau de revenu des parents, mais également à sa composition. Tout particulièrement, l'un des

plus importants corrélats du revenu d'un adulte est celui qui correspond à la déclaration ou à la non-déclaration par le père de revenu tiré de biens. Le seul fait de la présence de revenu de cette catégorie donne lieu implicitement à une prime de quelque 3 000 \$ par rapport au particulier dont le père n'a pas déclaré de revenu de cette source. Le contraire est vrai, bien que dans une moindre mesure, si le père a déclaré être prestataire de l'assurance-chômage (a.-c.). Par ailleurs, le revenu provenant de l'a.-c. n'exerce pas d'effets statistiquement significatifs sur le revenu gagné des enfants devenus adultes. Règle générale, un rapport positif est à constater entre le revenu tiré du marché et celui que gagnera l'enfant à l'âge adulte, tandis qu'aucun rapport d'importance n'existe avec le revenu de sources autres que le marché. Nous relevons également une très forte influence de la structure familiale sur les résultats que connaissent les enfants sur le marché du travail : nommément le revenu des personnes apparentées (notamment l'influence du revenu de la mère sur celui de la fille), le nombre de frères et sœurs et l'état de chef de famille monoparentale. Certains des résultats donnent à penser que les parents, par le jeu de leur comportement sur le marché du travail, offrent d'importants modèles de comportement aux enfants.

Parmi les autres grands facteurs d'arrière-plan qui influencent le revenu du particulier figurent le revenu médian du quartier habité et le fait que le père soit déménagé ou non au cours de l'adolescence du particulier. Un fils peut s'attendre à gagner en moyenne 400 \$ de plus à l'âge de jeune adulte par tranche de 1 000 \$ de progression du revenu médian du quartier, bien que l'effet dont bénéficie la fille à ce chapitre ne soit qu'environ le cinquième de celui qui profite au fils. Qui plus est, les personnes, peu importe le sexe, qui déménagent une ou plusieurs fois au cours de l'adolescence connaissent un manque à gagner entre 500 \$ et près de 2 000 \$ par rapport à celles dont ce n'est pas le cas.

Si notre analyse jette effectivement des bases sur lesquelles nous pouvons prendre appui pour intégrer des explications tant économiques que sociologiques de la mobilité intergénérationnelle du revenu, nous nous gardons religieusement d'interpréter un tant soit peu la cause de nombre de nos constatations. Nous sommes d'avis que les variables que nous mettons en lumière, particulièrement la présence de revenu de biens et même l'a.-c., sont le signe de variables non observées relatives à la structure

des familles et aux caractéristiques du particulier qui déterminent le revenu gagné à l'âge adulte. Dans cette optique, nous concluons provisoirement que des facteurs autres que simplement l'argent déterminent les perspectives de l'enfant sur le marché du travail.

## 1. Un cadre d'analyse

Le point de départ de l'analyse empirique de la dynamique du revenu intergénérationnelle est une équation qui se présente comme suit :

$$Y^{\text{enfant}}(i,t) = \beta_0 + \beta_1 Y^{\text{père}}(i,t-1) + \varepsilon(i)$$

si l'on pose que  $Y$  représente le revenu,  $i$  indique un indice de l'ensemble père-enfant et  $\varepsilon(i)$  est un élément aléatoire propre à l'ensemble. L'analyse a pour objet de parvenir à une estimation non biaisée de  $\beta_1$ , laquelle peut être apparentée, pour l'essentiel, à un coefficient de corrélation entre le revenu de l'enfant (à l'âge adulte) et celui de son père (gagné pendant l'adolescence de l'enfant). La corrélation est un indicateur large du degré d'égalité des chances sur le marché du travail et, compte tenu des résultats de recherches récentes, il semblerait que la valeur applicable au Canada soit la moitié de la donnée correspondante aux États-Unis. Cet état de chose révèle une grande mobilité sur le marché du travail canadien<sup>1</sup>.

Notre analyse empirique vise à multiplier le nombre de variables explicatives du modèle, et elle s'articule autour de l'équation générale suivante :

$$Y^{\text{enfant}}(i,t) = f(\text{revenu du père et sa composition à } t-1, \text{ caractéristiques du quartier à } t-1, \text{ structure familiale à } t-1, \text{ autres contrôles à } t-1) + \varepsilon(i).$$

Notamment,  $Y^{\text{enfant}}$  signifie le revenu annuel à l'âge adulte de l'enfant, tel qu'il figure sur sa déclaration de revenus. Le plus souvent, nous nous reportons à une mesure du revenu qui correspond au revenu total du marché, c'est-à-dire le revenu provenant de toutes sources, moins la part éventuelle provenant de transferts du gouvernement (c'est-à-dire prestations d'a.-c. et soutien du revenu). Deux catégories de variables concernent le revenu du père. La première consiste en une série de variables indicatrices qui révèlent la présence de revenu d'un type donné. Elles correspondent à 0 si aucun revenu d'une source particulière n'est constaté et à 1 si les déclarations révèlent la présence d'au moins un dollar de revenu de la source. (Il existe six

variables de cette catégorie, lesquelles correspondent à chaque type de revenus que nous retenons : gains, revenu d'un travail autonome, revenu de biens, prestations d'a.-c., allocations familiales et autres revenus.) La seconde série de variables touchant au revenu du père correspond simplement au montant du revenu provenant de chacune des sources.

L'analyse offerte par Hill et Duncan (1987) nous a motivés à retenir cette formule, notamment à distinguer les effets du « premier dollar » de ceux des « dollars supplémentaires ». Les auteurs précités signalent que les tenants d'explications économiques de la mobilité intergénérationnelle du revenu ont tendance à considérer le revenu comme une ressource capable d'être investie dans le capital humain des enfants, tandis que ceux qui préconisent les explications non économiques reconnaissent que le revenu des parents peut être le signe d'autres caractéristiques (par exemple des attitudes et des aspirations) qui présentent de l'importance par rapport aux résultats qu'obtiendront les enfants.

Hill et Duncan donnent à entendre que la théorie de la dynamique intergénérationnelle de Becker avance implicitement que le revenu est parfaitement fongible. Becker (1991) soutient notamment que la variation des transferts de revenu en faveur de la famille débouchera sur la réaffectation compensatrice des ressources familiales, de telle sorte que l'incidence de l'investissement dans le capital humain des enfants ne varie pas. Hill et Duncan estiment que les différentes sources de revenu familial devraient exercer le même effet sur le capital humain dont profite l'enfant. À savoir, les coefficients traduisant l'ampleur de chaque catégorie de revenu dans un modèle comme celui qui est décrit ci-dessus devraient être identiques. Cette façon de voir tranche avec la théorie de la socialisation, laquelle est centrée sur les modèles de comportement que les parents offrent aux enfants. Hill et Duncan proposent que le revenu d'un travail que les parents tirent d'une source particulière peut traduire la réussite sur le marché du travail et offrir à l'enfant un modèle qui influencera les résultats qu'il y obtiendra. À signaler que l'influence devrait être plus importante dans les rapports entre père et fils que dans ceux qui lient les pères et les filles. Cette vision des choses laisse entendre que les coefficients estimés selon les diverses composantes du revenu devraient différer. Mayer (1997) invoque un raisonnement semblable pour proposer que si différentes sources de revenu exercent des influences diverses, alors l'argent n'est pas le seul

facteur qui détermine les résultats que connaîtra l'enfant.

L'une des variantes de cette perspective tient à l'incidence des transferts gouvernementaux. Comme le succès obtenu sur le marché du travail peut servir de modèle de comportement positif qui incite l'enfant à de bons résultats, il est possible également de soutenir que la dépendance à l'égard des transferts a un effet contraire. Le raisonnement de la « culture du bien-être » a souvent été soulevé aux États-Unis (Gottschalk, 1990; Levine et Zimmerman, 1996). Dans la même optique, nous établissons une distinction entre le revenu tiré du marché et celui qui provient de sources autres (notamment l'a.-c. et l'allocation familiale). Ainsi, nous nous attendrions, par exemple, à l'existence d'un coefficient distinct relatif au revenu du père tiré de l'a.-c. par opposition à celui qui concerne les sources de revenu du marché (notamment les gains et le revenu d'un travail autonome).

Si nous voulons donner suite à des hypothèses de cette nature, il importe de neutraliser toutes les autres caractéristiques du père capables d'influencer les éventuels résultats qu'obtiendra l'enfant sur le marché du travail. Dans le cas contraire, il est très probable que les mesures de revenu seront en corrélation avec les caractéristiques non mesurées du père qui se rapportent aux caractéristiques productives du fils. Hill et Duncan sont d'avis que cette situation risque de se produire en présence de revenu de biens non transmis en héritage ou d'aide au revenu. En pareil cas, nous nous attendrions à ce que les effets du premier dollar en revenu de biens et en revenu de transferts soient importants, et à ce qu'ils soient positifs dans le premier cas et éventuellement négatifs dans le second. Voilà principalement pourquoi nous avons choisi d'inclure les effets du premier dollar dans nos modèles de régression.

Nous recourons au second ensemble de variables également en raison des effets de démonstration ou de modèles de comportement. On estime souvent que ces effets ne s'exercent pas uniquement au sein de la famille, mais également dans la communauté ou le quartier, et on leur prête une éventuelle importance particulière pour les individus au début de l'adolescence (par opposition aux enfants en âge de fréquenter l'école primaire)<sup>2</sup>. Les conditions économiques globales d'un quartier, mesurées par le revenu moyen ou médian, constituent éventuellement un indicateur de pareille situation. Il se peut, évidemment, que le niveau de revenu de la

collectivité influence directement les résultats qu'obtiendront les enfants sur le marché du travail, ce en raison de la nature et de la qualité des écoles et des autres infrastructures que compte la collectivité. Il peut également exister des effets découlant des pairs et des réseaux qui encouragent la réussite à l'école et sur le marché du travail. La tendance à abandonner ses études au secondaire est souvent envisagée sous ces angles. Qui plus est, il est possible que les quartiers caractérisés par une large fourchette de revenus et de composantes du revenu annoncent l'existence d'une large gamme d'effets exercés par les pairs, lesquels peuvent être positifs ou négatifs. Par conséquent, les variables relatives au quartier, outre le revenu médian, englobent l'écart-type du revenu de la collectivité, la part des déclarants du quartier qui bénéficient de l'a.-c., et la part qui tirent un revenu d'un travail autonome.

Le groupe de variables dénombrées ci-dessus est assorti d'une mesure de ce que Coleman (1988) a qualifié de « capital social », mais qu'il est possible d'apparenter, de façon plus générale, à un aspect des effets exercés par le réseau ou le groupe de pairs. Il voit trois dimensions au capital-social : la série d'attentes et d'obligations (essentiellement des réputations) qui se forment dans la collectivité, le jeu de voies d'information et l'ensemble de normes ou de sanctions qui existent à l'échelle de la collectivité. Si les trois ont de l'importance par rapport à la mobilité intergénérationnelle des enfants, il se concentre néanmoins sur les conditions qui permettent l'apparition de la troisième série mentionnée. Une série solidement fondée de normes ou de sanctions est capable de renforcer l'investissement qu'engagent les parents dans le capital humain des enfants. Notamment, il avance que ces conditions atteindront un sommet là où la relation entre les enfants, par exemple à l'école, fait écho à celles qu'entretiennent les parents, à savoir là où les parents sont liés d'amitié avec le père et la mère des copains et copines. S'il n'offre pas de mesures directes de cette « boucle intergénérationnelle », il estime qu'une mesure de substitution acceptable consiste en le nombre de fois que l'enfant a changé d'école, car la donnée en la matière traduit un manque de continuité et, partant, la dissolution des réseaux<sup>3</sup>.

À titre d'exemple, Coleman constate, d'après la série de données sur les États-Unis dont il dispose, que la probabilité de décrochage au secondaire est plus élevée, par une marge de 50 %, chez les personnes qui ont déménagé au moins

une fois (16,7 % contre 11,8 %), et environ le double pour celles qui ont déménagé deux fois (23,1 % contre 11,8 %). Fait à noter, cependant, il est difficile d'y voir l'effet direct du « capital social » si le nombre de déménagements est lié à des caractéristiques non observées des parents qui sont également déterminantes de la mobilité intergénérationnelle (Aaronson, 1996). Malgré cela, l'analyse offerte par Coleman porte à croire à l'existence d'une variable éventuellement lourde de conséquences et qui est rarement prise en considération dans les études de la mobilité intergénérationnelle du revenu.

La dernière série de variables que nous retenons concerne la structure familiale. Il s'agit entre autres d'indicateurs qui révèlent si le père était marié ou célibataire ou s'il participait à une union libre. Ils précisent également le nombre de frères et sœurs que compte le ménage. Le fait de grandir dans une famille non éclatée est souvent considérée comme avantageux pour les enfants (Le Bourdais et Marcil-Gratton, chapitre 6; Dooley et coll., chapitre 7; Manski et coll., 1992; McLanahan et Sandefur, 1994). Nous nous reportons également aux renseignements sur l'activité des autres membres du ménage sur le marché du travail, à savoir si le conjoint était employé ou non et le revenu gagné. Les renseignements en question offrent non seulement un contrôle de la totalité des ressources économiques dont dispose le ménage mais éclairent également l'existence éventuelle d'influence exercée par des modèles de comportement, et, s'il y a lieu, son ampleur. À titre d'exemple, il est possible que l'activité qu'exerce la mère sur le marché du travail et le revenu qu'elle y gagne influencent les résultats qu'obtiendront les filles sur le marché du travail plus qu'ils ne le feront ceux qu'y connaîtront les fils.

## 2. Une analyse descriptive

Nous nous sommes intéressés aux données sur l'impôt sur le revenu de 1994 d'une cohorte de jeunes hommes et de jeunes femmes et à des renseignements comparables se rapportant à leur père à la fin des années 1970 et au début des années 1980. En bref, nous avons prélevé un échantillon d'individus âgés de 16 à 19 ans en 1982, à condition qu'ils aient produit une déclaration de revenus cette année-là (tandis qu'ils habitaient avec leurs parents), que leur père ait été présent la même année, et qu'ils aient donc été âgés entre 28 et 31 ans en 1994. Notre échantillon est très nombreux (comptant quelque 400 000 ensembles père-enfant), et il n'est pas

assujetti à des problèmes d'attrition ou à des erreurs de déclaration qui entachent presque invariablement les données d'enquête. De plus, nous disposons de données très détaillées sur la composition du revenu, ce qui nous permet d'établir une distinction entre le revenu d'emploi, le revenu d'un travail autonome, le revenu de biens, les prestations d'a.-c., l'allocation familiale et le revenu « autre »<sup>4</sup>. Nous avons retenu le revenu de 1982 (et ses composantes) du père aux fins de l'analyse de régression. (L'annexe décrit en détail les données utilisées.)

Nous avons utilisé les documents de l'impôt sur le revenu à l'échelle du pays afin d'établir les caractéristiques du quartier habité par l'ensemble père-enfant. Aux fins de notre étude, « quartier » s'entend de la région de tri d'acheminement (RTA) représentée par les trois premiers symboles du code postal en 1982. Nous avons jugé si le capital social de l'enfant était intact ou non d'après le nombre de déménagements effectués par le père entre 1978 et 1982. Ces renseignements sont tirés des codes postaux figurant sur les déclarations de revenus produites par le père au cours des années en question. Un déménagement était réputé avoir eu lieu si le code postal changeait d'une année à la suivante.

Parmi les autres variables que nous avons pu recueillir figurent la province de résidence, le revenu gagné par les autres membres du ménage, le nombre d'enfants que comptait le ménage et la langue officielle dans laquelle la déclaration de revenus était produite (français ou anglais). Nous avons également de l'information sur la structure familiale, dont nous reconnaissons les catégories suivantes : couple marié dont seul le père est un déclarant; couple marié dont les deux membres sont des déclarants; père célibataire; père participant à une union libre.

Les données administratives, si elles sont supérieures sous certains rapports aux données d'enquête, présentent également certains inconvénients. Par exemple, nous ne pouvions en tirer des renseignements sur certains corrélats communs de la mobilité intergénérationnelle du revenu, c'est-à-dire le degré de scolarité des parents, aussi bien que leur profession et leur taux de rémunération. Un autre inconvénient éventuel tient à la possibilité d'avoir prélevé une population de façon non aléatoire. Tout particulièrement, il nous faut connaître le NAS de l'enfant pour le jumeler à son père, ce qui signifie qu'il doit avoir exercé une activité sur le marché du travail au point d'avoir dû produire une

déclaration de revenus. Les individus qui travaillent peuvent composer un groupe autodéterminé dont la motivation est supérieure à la moyenne et, en bout de ligne, avoir accumulé plus d'expérience professionnelle que les autres au moment d'atteindre l'âge adulte. En effet, la nécessité d'obtenir le NAS est l'une des raisons qui font que notre analyse est limitée aux individus âgés d'au moins 16 ans. Dans Corak et Heisz (1998), nous traitons de l'éventuel biais de sélection pouvant entacher un modèle de corrélation entre le revenu du père et celui du fils, et nous constatons que cette façon de faire n'influence pas les résultats, même si l'échantillon est, en réalité, non aléatoire.

En dernier lieu, nous n'examinons pas les ménages dont le chef est une mère seule, groupe dont l'importance est souvent signalée dans les discussions sur la pauvreté de l'enfance. En choisissant des particuliers qui bénéficiaient de la présence d'un père, nous voulions franchir la première étape d'une analyse poussée et, notamment, choisir, d'entrée de jeu, un échantillon semblable à ceux qui ont servi à une part importante des écrits spécialisés portant sur la mobilité intergénérationnelle du revenu. Le recours à des données administratives dans le cadre d'études sur la question est un fait nouveau et notre choix d'échantillon est motivé par le désir de disposer de moyens de comparer nos résultats au contenu des études existantes, lesquelles reposent presque sans exception sur des données d'enquête. Dans ces conditions, il y a lieu d'interpréter nos constatations à titre de scénario du « meilleur » cas.

Le tableau 5.1 présente le revenu moyen du marché des fils et des filles que compte l'échantillon, selon une classification croisée d'après les variables discrètes les plus pertinentes que comprend notre analyse. (Les tableaux 5A.1 et 5A.2, figurant en annexe, dénombrent l'ensemble intégral des statistiques descriptives.) La plupart des moyennes correspondant aux caractéristiques d'un groupe présentent des différences statistiques selon les résultats de tests t ou F, bien que des exceptions soient à signaler, notamment l'indicateur de la langue de la majorité pour ce qui est des fils et ceux du revenu d'emploi et de l'allocation familiale quant aux filles. Les écarts les plus marqués se rapportent à la présence de revenu de biens. Les fils de pères ayant déclaré des revenus de biens touchaient en moyenne une tranche de rémunération de 5 000 \$ en sus de celle de leurs congénères dont ce n'était pas le cas. Quant aux filles de la même catégorie, l'écart entre les deux groupes, quelque 4 100 \$, est

Tableau 5.1  
**Caractéristiques contextuelles  
 et revenu du marché des fils et des filles**

Variable	Fils			Filles		
	Nombre d'observations	Revenu moyen du marché	Valeur p	Nombre d'observations	Revenu moyen du marché	Valeur p
<b>Effets du premier dollar</b>						
Pas de gains	15 526	24 860		12 910	17 857	
Avec gains	143 035	26 818	0,00	113 863	17 856	0,99
Pas de revenu d'un travail autonome	135 845	26 443		107 960	17 652	
Avec revenu d'un travail autonome	22 716	27 719	0,00	18 813	19 028	0,00
Pas de revenu de biens	41 042	22 851		30 985	14 712	
Avec revenu de biens	117 519	27 945	0,00	95 788	18 873	0,00
Pas d'assurance-chômage	133 644	27 217		107 835	18 259	
Avec assurance-chômage	24 917	23 457	0,00	18 938	15 565	0,00
Pas d'allocation familiale	40 392	27 048		31 062	17 754	
Avec allocation familiale	118 169	26 482	0,00	95 711	17 890	0,22
Pas de revenu autre	108 063	26 329		85 990	17 666	
Avec revenu autre	50 498	27 262	0,00	40 783	18 257	0,00
<b>Nombre de déménagements</b>						
Pas de déménagement	124 529	26 864		100 589	18 101	
Un déménagement	26 260	26 096		20 197	17 268	
Deux déménagements	6 447	24 954		5 011	15 975	
Au moins trois déménagements	1 325	22 906	0,00	976	14 427	0,00
<b>Caractéristiques du particulier et de la famille</b>						
Langue autre que celle de la majorité	5 989	26 406		4 819	18 411	
Langue de la majorité	152 572	26 635	0,51	121 954	17 834	0,02
Marié, conjointe sans emploi	20 005	27 048		15 224	17 519	
Marié, conjointe occupée	132 017	26 753		107 035	18 022	
Célibataire	4 757	22 887		3 146	15 293	
Union libre	1 782	22 488	0,00	1 368	14 568	0,00

**Nota :** La valeur p représente le degré de signification marginale d'un test t ou F de l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes sont égales à l'intérieur des groupes.

également considérable. Fait remarquable également, les hommes dont le père a touché des prestations d'a.-c. gagnaient en moyenne 3 760 \$ de moins que leurs congénères, tandis que les femmes dont c'était également le cas avaient un manque à gagner d'environ 2 700 \$. Les particuliers dont le parent n'avait pas déménagé pendant les premières années de l'adolescence gagnaient environ 800 \$ de plus que ceux qui avaient déménagé une fois, tandis que la donnée atteignait près de 4 000 \$ si le parent avait déménagé au moins trois fois dans une période de cinq ans. En dernier lieu, il importe de signaler que les individus issus de familles qui compaient un mari et une femme gagnaient entre 3 500 \$ et 4 500 \$ de plus que ceux qui émanaient de familles d'autres catégories. En fait,

les filles de familles dont les deux parents avaient produit des déclarations de revenus (c'est-à-dire dont les deux participaient activement au marché du travail) gagnaient légèrement plus en moyenne que celles dont seul le père le faisait. (Le score t du test de l'hypothèse nulle que les deux moyennes sont identiques est de 3,4.) Le contraire s'avère pour ce qui est des fils, mais l'écart observé entre les deux moyennes n'est pas statistiquement significatif ( $t = 1,5$ ).

Le tableau 5.2 présente les résultats de régressions unidimensionnelles des variables continues de l'analyse vis-à-vis des revenus du marché des fils et des filles. Il faut voir dans les données du tableau la variation de la variable dépendante (soit le revenu des fils ou des filles

Tableau 5.2

**Corrélations entre les variables de revenu des parents, de quartier et de structure familiale et le revenu du marché des fils et des filles**

Variable	Fils		Filles	
	Coefficient	Valeur p	Coefficient	Valeur p
<b>Effets des dollars supplémentaires (par tranche de 1 000 \$)</b>				
Gains	116	0,00	62	0,00
Revenu d'un travail autonome	76	0,00	66	0,00
Revenu de biens	82	0,00	58	0,00
Assurance-chômage	-830	0,00	-568	0,00
Allocation familiale	-1 233	0,00	-929	0,00
Revenu autre	112	0,00	104	0,00
<b>Effets du quartier</b>				
Revenu médian (milliers de dollars)	459	0,00	475	0,00
Écart-type	52	0,00	43	0,00
Part des travailleurs autonomes	-256	0,00	-251	0,00
Part des prestataires de l'a.-c.	332	0,00	146	0,00
<b>Caractéristiques du particulier et de la famille</b>				
Revenu des autres membres	138	0,00	115	0,00
Nombre d'enfants	53	0,43	-17	0,65
Nombre d'observations	158 561		126 773	

**Nota :** Toutes les régressions ont été effectuées au moyen des moindres carrés, sur la base du revenu du marché (en dollars) des fils ou des filles à titre de variables dépendantes.

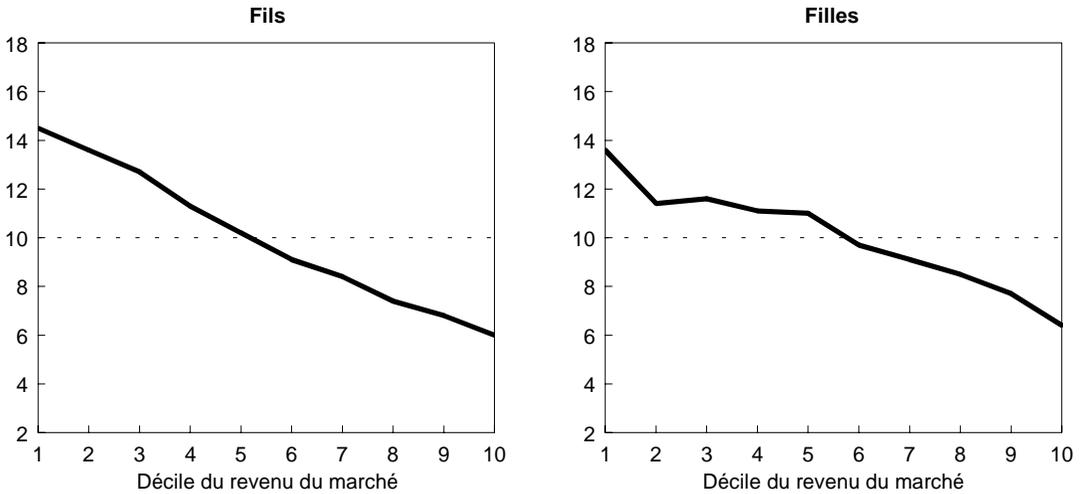
La valeur p désigne le degré de signification marginal d'un test t de l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient est égal à zéro.

en dollars) par rapport à chaque variation de 1 000 \$ de la variable indépendante. Il existe une relation positive entre le revenu des enfants à l'âge adulte et le revenu (gains, revenu d'un travail autonome, revenu de biens) que les pères ont tiré du marché, mais une relation négative entre celui-là et le revenu de sources autres que le marché (l'a.-c. et l'allocation familiale). Qui plus est, la relation semble être plus étroite pour les fils que pour les filles. Le rapport négatif entre l'importance du revenu sous forme d'allocations familiales et le revenu que l'enfant obtient du marché à l'âge adulte peut sembler curieux. Comme le révèle l'analyse multidimensionnelle à la section suivante, la situation s'explique du fait de la corrélation entre l'allocation familiale et la province de résidence et le nombre d'enfants. Comme le revenu de l'allocation familiale n'est pas mesuré par enfant, les résultats de l'analyse unidimensionnelle mettent en lumière un effet négatif des frères et soeurs. Fait tout aussi intéressant, le revenu de la fille à l'âge adulte est beaucoup plus étroitement lié à celui des autres membres du ménage (surtout celui de la mère, mais également celui des frères et soeurs) qu'il ne l'est au revenu du père. En effet, le revenu moyen de la fille augmente de 62 \$ par tranche de 1 000 \$ d'augmentation du revenu du père, tandis que la progression est pratiquement le

double, 115 \$, par tranche de 1 000 \$ d'augmentation du revenu des autres membres. Cette situation, envisagée à la lueur des résultats décrits au paragraphe précédent (portant sur l'effet d'une mère qui travaille) fait planer la possibilité que s'exercent des effets de démonstration ou de modèle de comportement. En outre, il existe un rapport positif entre le revenu du fils et de la fille et le revenu médian du quartier, l'écart-type du revenu du quartier et la part des travailleurs autonomes que compte ce dernier, tandis qu'un rapport négatif est à signaler vis-à-vis de la part des bénéficiaires de l'a.-c. Exception faite de la part de ceux-ci, tous les coefficients sont sensiblement comparables pour l'homme et pour la femme.

Par ailleurs, il peut être utile d'envisager le rôle de certaines de ces variables en examinant le classement des enfants (à l'âge adulte) dans la répartition des revenus en regard du classement des pères. Dans cette optique, nous nous penchons ci-après sur les matrices de transition qui mettent en rapport le rang décile du père et celui de l'enfant. Étant donné l'inquiétude que suscitent les conséquences à long terme du faible revenu à l'enfance, nous nous attachons aux enfants dont les pères avaient le revenu le plus faible, ceux qui forment le décile le plus bas.

**Graphique 5.1**  
**Résultats relatifs obtenus par les enfants de pères situés**  
**au décile le plus bas**



(L'annexe reproduit les matrices intégrales se rapportant tant aux fils qu'aux filles.)

En l'absence de tout rapport entre le revenu du père et celui de l'enfant, les chances de se situer dans un décile donné seraient uniformes, soit 10 %. Des écarts statistiquement significatifs par rapport à 10 % révèlent une mobilité intergénérationnelle imparfaite du revenu. Le graphique 5.1 nous apprend que 14,5 % des fils de père classé au décile inférieur avaient un revenu situé au même décile (à l'âge adulte) de leur cohorte. La donnée correspondante pour les filles est de 13,6 %<sup>5</sup>. En règle générale, les fils élevés par des pères au revenu modeste ont moins de chances que les autres de se situer dans la moitié supérieure de l'échelle des revenus, plus de chances de rester dans la moitié inférieure et beaucoup plus de chances d'occuper le même rang que leur père. Quant aux filles, elles ont également beaucoup plus de chances de se situer dans la partie inférieure de l'échelle de répartition des revenus, elles ont nettement moins de chances d'atteindre les 20 % supérieurs, et elles ont tout autant de chances de se retrouver à n'importe quel autre échelon.

Le graphique 5.2 offre des renseignements semblables d'après la composition du revenu du père, à savoir selon qu'il a déclaré un revenu d'un travail autonome, de biens ou de l'a.-c. En

d'autres termes, lorsque conjugués aux données de le graphique 5.1, les chiffres (portant sur les enfants de pères au revenu modeste) nous procurent une description de la relation entre ce que nous avons convenu d'appeler les « effets du premier dollar » des composantes du revenu et la situation relative des enfants dans l'échelle des revenus. À nouveau, c'est le rôle du revenu de biens qui se démarque le plus. Les individus dont le père n'avait pas déclaré de revenu de biens (ni positif ni négatif) avaient beaucoup plus de chances que les autres membres de leur cohorte (à l'âge adulte) de se retrouver au décile le plus bas et beaucoup moins de chances de se situer au décile le plus élevé. La probabilité qu'avaient ces fils de se situer au décile le plus bas était de 17,1 %, à comparer à 12,4 % pour ceux dont le père avait déclaré un revenu de biens. L'écart est légèrement plus grand en ce qui concerne les filles (17,1 % contre 11,1 %). En effet, les filles dont le père avait déclaré un revenu de biens avaient à peu près tout autant de chances de se classer à n'importe quel décile de l'échelle de revenus (exception faite, éventuellement, des deux plus élevés).

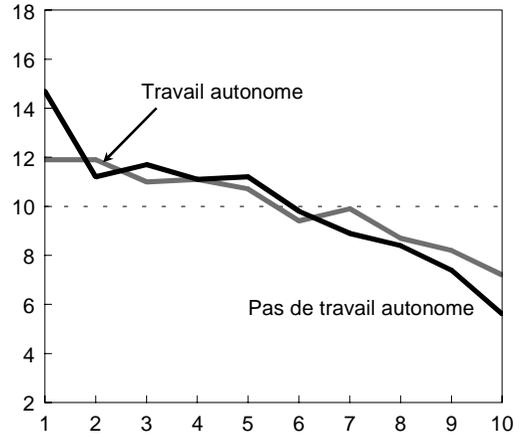
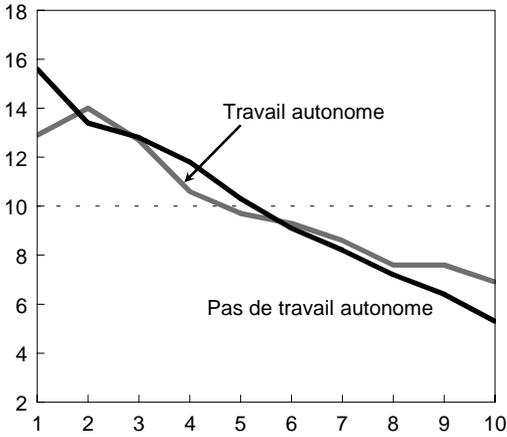
Le graphique 5.3 présente un classement selon les caractéristiques du quartier. Le premier volet fait le triage des individus dont le père se situait au décile le plus bas, selon le revenu

**Graphique 5.2**  
**Composition du revenu du père et résultats obtenus par l'enfant**  
**(pères situés au décile le plus bas)**

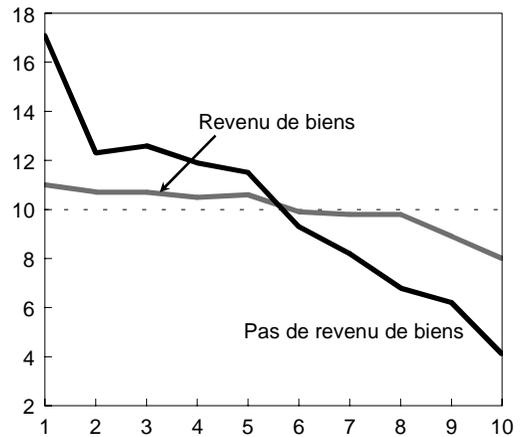
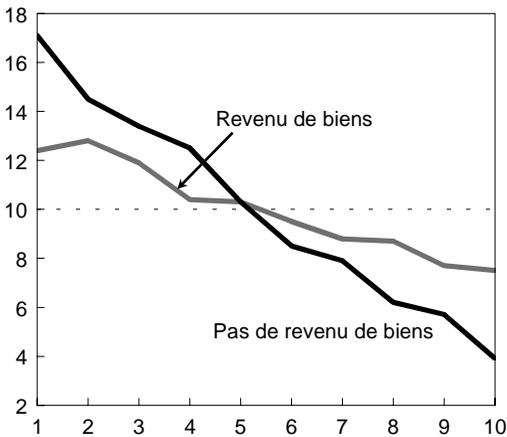
Fils

Filles

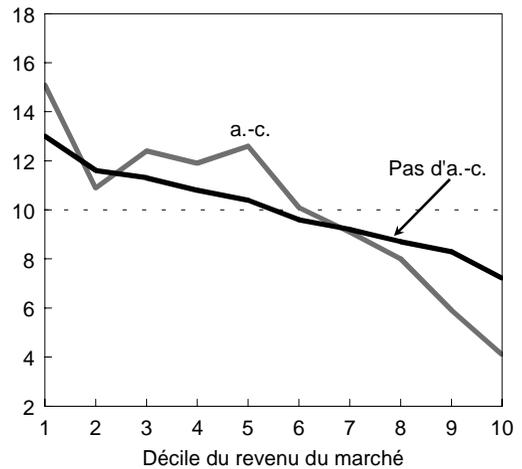
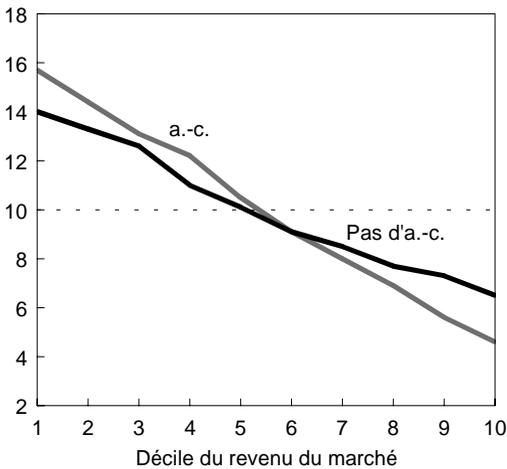
**A. Effets du premier dollar de revenu d'un travail autonome du père**



**B. Effets du premier dollar de revenu de biens du père**



**C. Effets du premier dollar de revenu de l'a.-c. du père**

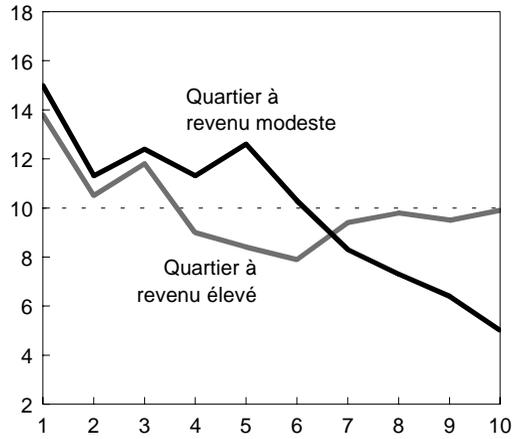
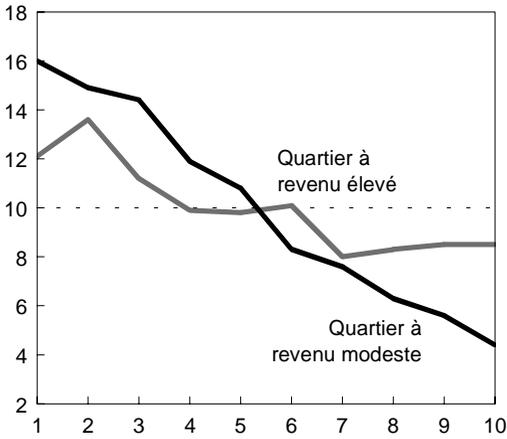


**Graphique 5.3**  
**Caractéristiques du quartier et résultats obtenus par l'enfant**  
**(pères situés au décile le plus bas)**

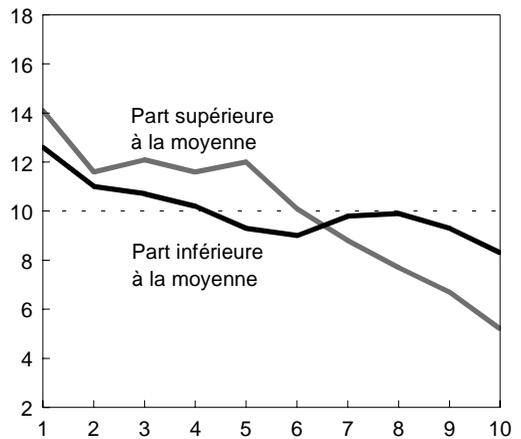
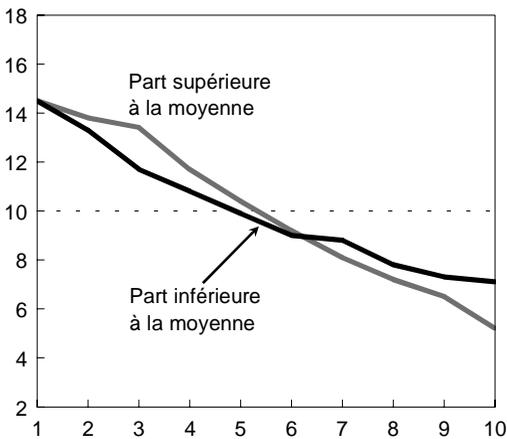
Fils

Filles

**A. Revenu du quartier**



**B. Part des prestataires de l'a.-c.**



**C. Nombre de déménagements du père**

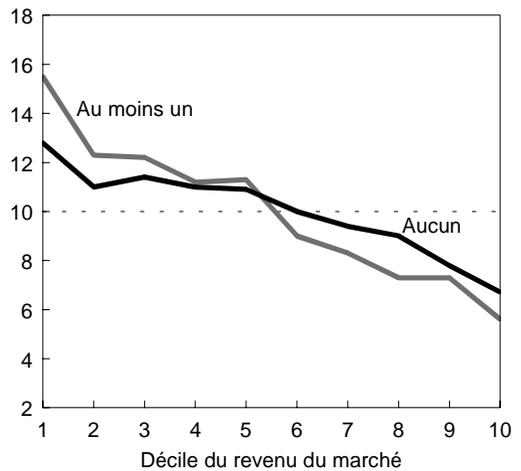
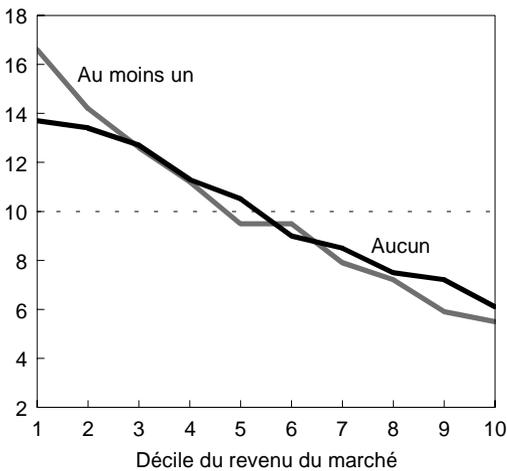


Tableau 5.3  
**Résultats de la régression multidimensionnelle : fils**

	Moindres carrés	Régression de quantiles			
		50 <sup>e</sup> percentile	10 <sup>e</sup> percentile	90 <sup>e</sup> percentile	90 <sup>e</sup> moins le 10 <sup>e</sup>
<b>Effets du premier dollar</b>					
Gains	1 003,5 (657,4)	<b>557,1</b> (187,3)	<b>514,0</b> (185,3)	<b>-1 891,4</b> (478,2)	<b>-2 405,4</b> (402,5)
Revenu d'un travail autonome	<b>1 157,2</b> (295,4)	153,3 (164,8)	63,7 (221,7)	<b>2 384,4</b> (360,5)	<b>2 320,7</b> (359,9)
Revenu de biens	<b>3 106,9</b> (177,3)	<b>2 254,6</b> (94,8)	<b>1 875,2</b> (107,6)	<b>2 066,0</b> (150,4)	190,8 (186,2)
Assurance-chômage	<b>-1 441,9</b> (233,6)	<b>-481,1</b> (187,3)	<b>-469,5</b> (156,4)	<b>-717,1</b> (317,4)	<b>-247,6</b> (313,7)
Allocation familiale	-324,2 (225,5)	42,5 (116,1)	42,1 (136,2)	<b>-621,5</b> (254,2)	<b>-663,6</b> (215,0)
Revenu autre	<b>564,6</b> (169,6)	<b>512,3</b> (106,0)	201,6 (127,3)	<b>571,8</b> (190,4)	370,2 (212,6)
<b>Effets des dollars supplémentaires (tranche de 1 000 \$)</b>					
Gains	<b>90,7</b> (22,1)	<b>86,6</b> (3,8)	<b>23,3</b> (3,6)	<b>217,0</b> (8,9)	<b>193,7</b> (10,2)
Revenu d'un travail autonome	<b>76,2</b> (17,0)	<b>48,6</b> (6,3)	8,2 (5,7)	<b>145,3</b> (17,6)	<b>137,0</b> (21,5)
Revenu de biens	<b>27,7</b> (12,8)	<b>35,3</b> (7,6)	4,5 (5,4)	<b>273,0</b> (23,5)	<b>268,5</b> (16,2)
Assurance-chômage	-9,7 (58,3)	-81,5 (44,7)	<b>-111,0</b> (38,0)	<b>236,5</b> (51,0)	<b>347,5</b> (78,4)
Allocation familiale	457,3 (315,0)	246,4 (176,2)	<b>349,6</b> (138,0)	<b>845,4</b> (295,3)	495,8 (305,5)
Revenu autre	<b>54,1</b> (16,4)	<b>40,2</b> (9,8)	-3,9 (10,5)	<b>130,5</b> (21,4)	<b>134,5</b> (15,1)
<b>Effets du quartier</b>					
Revenu médian (en milliers de dollars)	<b>367,8</b> (41,2)	<b>366,8</b> (25,3)	<b>175,5</b> (32,0)	<b>416,4</b> (50,4)	<b>240,9</b> (46,8)
Écart-type	6,9 (5,7)	<b>-7,3</b> (2,7)	<b>-11,0</b> (2,1)	3,8 (3,5)	<b>14,8</b> (4,6)
Part de travailleurs autonomes	<b>120,8</b> (32,5)	-1,3 (21,2)	<b>64,2</b> (17,5)	<b>161,5</b> (35,1)	<b>97,3</b> (34,9)
Part de prestataires de l'a.-c.	<b>35,2</b> (15,2)	<b>67,6</b> (10,0)	<b>66,9</b> (12,2)	<b>47,2</b> (18,2)	-19,7 (22,2)
Un déménagement	<b>-544,2</b> (197,8)	<b>-887,0</b> (139,5)	<b>-867,1</b> (135,5)	<b>-434,7</b> (159,7)	432,4 (224,8)
Deux déménagements	<b>-1 058,7</b> (325,6)	<b>-1 488,9</b> (261,6)	<b>-1 448,7</b> (166,7)	68,1 (405,4)	<b>1 516,8</b> (443,0)
Trois déménagements	<b>-2 134,3</b> (583,9)	<b>-2 281,5</b> (286,4)	<b>-1 475,9</b> (406,6)	-384,3 (691,3)	1 091,7 (738,2)
<b>Caractéristiques particulières</b>					
Langue de la majorité	-593,0 (415,7)	<b>711,1</b> (232,1)	<b>556,2</b> (255,5)	<b>-1 014,0</b> (415,9)	<b>-1 570,2</b> (519,2)
Nombre d'enfants	<b>-299,1</b> (127,8)	<b>-408,3</b> (69,8)	<b>-232,7</b> (39,5)	<b>-489,0</b> (111,9)	<b>-256,3</b> (96,5)
Revenu des autres membres	<b>89,4</b> (14,0)	<b>48,5</b> (3,7)	<b>35,9</b> (4,4)	<b>115,7</b> (11,4)	<b>79,8</b> (10,6)
Marié, conjointe occupée	-25,7 (372,6)	181,7 (129,2)	<b>-296,9</b> (122,1)	<b>731,7</b> (276,7)	<b>1 028,6</b> (343,6)

Tableau 5.3 – fin  
**Résultats de la régression multidimensionnelle : fils**

	Moindres carrés	Régression de quantiles			
		50 <sup>e</sup> percentile	10 <sup>e</sup> percentile	90 <sup>e</sup> percentile	90 <sup>e</sup> moins le 10 <sup>e</sup>
Célibataire	<b>-1 600,0</b> (398,8)	<b>-1 930,8</b> (353,3)	<b>-1 646,9</b> (291,5)	-110,4 (403,3)	<b>1 536,5</b> (605,4)
Union libre	<b>-2 245,5</b> (630,3)	<b>-1 620,3</b> (510,2)	<b>-1 560,4</b> (413,9)	<b>-1 532,0</b> (774,0)	28,5 (842,8)
Constante	<b>12 915,3</b> (1 045,1)	<b>13 264,9</b> (692,4)	<b>-2 423,0</b> (719,2)	<b>27 578,9</b> (1 663,0)	<b>30 001,9</b> (1 591,4)
Nombre d'observations	158 561	158 561	158 561	158 561	158 561
R <sup>2</sup> corrigé	0,0421	0,0284	0,0112	0,0546	

**Nota :** La variable dépendante est le revenu total du marché de l'enfant pour 1994. Les variables indépendantes se rapportent à 1982. Toutes les mesures de revenu sont en dollars constants de 1986 et sont corrigées de l'inflation au moyen de l'IPC. Le revenu du père, le revenu médian du quartier et l'écart-type des revenus du quartier sont en milliers de dollars. Tous les modèles comprennent des contrôles au titre de la province de résidence, de l'âge et de l'âge au carré tant du père que de l'enfant.

Les parenthèses ( ) désignent l'erreur-type. **Le caractère gras** indique une signification à 0,05; **le caractère gras et l'ombrage** indiquent une signification à 0,01. Les erreurs-types des résultats des moindres carrés sont robustes jusqu'à l'hétéroscédasticité. Les erreurs-types des régressions de quantiles proviennent de la méthode « bootstrap », pour laquelle 20 répétitions ont été effectuées.

médian du quartier habité par l'enfant. Nous estimons qu'un « quartier à faible revenu » est celui dont le revenu médian est compris au quartile le plus bas de tous les quartiers, tandis qu'une définition comparable (fondée sur le quartile le plus élevé) s'applique aux « quartiers à revenu élevé ». De façon générale, les individus issus de quartiers à faible revenu ont beaucoup moins de chances que les autres de passer à la moitié supérieure de l'échelle de revenus et ont le plus de chances de demeurer au décile le plus bas. Cet énoncé s'avère particulièrement dans le cas des fils. Le deuxième volet fait la distinction entre les quartiers dont la part de bénéficiaires de l'a.-c. en regard du nombre total de déclarants est supérieure ou inférieure à la moyenne canadienne. Les fils de pères situés au décile le plus bas habitant un quartier qui compte une part de bénéficiaires de l'a.-c. supérieure à la moyenne ont plus de chances que les autres de demeurer dans la moitié inférieure de leur cohorte, bien que les différences ne soient pas prononcées (ni même apparentes au décile le plus bas). En revanche, les filles habitant les mêmes quartiers ont moins de chances que leurs semblables d'échapper au décile le plus bas, beaucoup moins de chances d'accéder au décile le plus élevé et, en général, moins de chances de dépasser le cinquième décile. Il en est ainsi également de l'influence exercée par le déménagement du père entre 1978 et 1982. Si les fils

dont le père avait déménagé ont plus de chances que les autres d'être confinés au décile le plus bas (16,6 % contre 13,7 %), aucune différence marquée n'est à signaler entre les deux groupes aux autres points de l'échelle. L'effet négatif du déménagement se dégage un peu plus nettement cependant en ce qui concerne les filles.

### 3. Les résultats de la régression

Le tableau 5.3 dénombre les résultats de la régression multidimensionnelle intéressant les fils, tandis que le tableau 5.4 offre les données correspondantes se rapportant aux filles. Étant donné que certains individus ont des revenus très élevés, nous nous inquiétons de la sensibilité des moindres carrés aux valeurs aberrantes. Nous avons pris deux mesures pour parer à ce risque. Dans un premier temps, comme le décrit l'annexe, nous supprimons les observations de taille là où certaines composantes du revenu ont de très importantes valeurs négatives. Dans bien des cas, d'importantes valeurs positives d'autres composantes faisaient contrepoids aux valeurs négatives, situation qui donne à entendre que des facteurs fiscaux ont influencé le mode de déclaration du revenu. Deuxièmement, nous avons procédé également à une analyse de régression des quantiles au 50<sup>e</sup> percentile. Étant donné que ces régressions sont fondées sur la

Tableau 5.4  
**Résultats de la régression multidimensionnelle : filles**

	Moindres carrés	Régression de quantiles			
		50 <sup>e</sup> percentile	10 <sup>e</sup> percentile	90 <sup>e</sup> percentile	90 <sup>e</sup> moins le 10 <sup>e</sup>
<b>Effets du premier dollar</b>					
Gains	-137,4 (420,9)	-67,2 (250,2)	-20,3 (36,2)	<b>-1 757,2</b> (338,7)	<b>-1 736,9</b> (309,4)
Revenu d'un travail autonome	<b>850,0</b> (180,4)	<b>337,2</b> (126,6)	61,0 (34,7)	<b>1 642,3</b> (271,0)	<b>1 581,3</b> (181,0)
Revenu de biens	<b>2 698,0</b> (116,2)	<b>2 665,4</b> (113,6)	<b>152,5</b> (21,1)	<b>2 528,5</b> (183,8)	<b>2 376,0</b> (108,4)
Assurance-chômage	<b>-865,4</b> (175,7)	<b>-457,8</b> (212,9)	-30,2 (23,8)	<b>-1 112,7</b> (167,9)	<b>-1 082,5</b> (286,0)
Allocation familiale	<b>507,9</b> (149,4)	<b>690,9</b> (150,9)	<b>63,5</b> (25,5)	<b>568,8</b> (214,8)	<b>505,4</b> (180,5)
Revenu autre	195,2 (120,9)	205,0 (143,5)	38,8 (22,3)	-68,8 (176,0)	-107,7 (151,1)
<b>Effets des dollars supplémentaires (tranche de 1 000 \$)</b>					
Gains	<b>47,2</b> (11,7)	<b>52,2</b> (5,3)	<b>7,9</b> (1,4)	<b>137,1</b> (8,9)	<b>129,2</b> (8,0)
Revenu d'un travail autonome	<b>49,7</b> (7,9)	<b>52,7</b> (4,2)	<b>13,0</b> (3,2)	<b>87,0</b> (6,7)	<b>73,9</b> (6,5)
Revenu de biens	<b>28,0</b> (11,8)	<b>18,8</b> (5,7)	<b>7,3</b> (3,5)	<b>173,4</b> (18,1)	<b>166,1</b> (25,0)
Assurance-chômage	-22,8 (41,3)	-64,3 (49,7)	<b>14,3</b> (5,6)	<b>197,6</b> (54,4)	<b>183,3</b> (71,8)
Allocation familiale	336,2 (187,5)	-126,3 (145,3)	-0,3 (21,4)	417,3 (225,5)	<b>417,6</b> (191,8)
Revenu autre	<b>55,3</b> (17,1)	<b>26,3</b> (13,2)	<b>9,6</b> (4,6)	<b>104,3</b> (26,7)	<b>94,7</b> (23,4)
<b>Effets du quartier</b>					
Revenu médian (en milliers de dollars)	<b>71,5</b> (27,0)	4,0 (29,5)	-0,1 (3,6)	<b>147,2</b> (41,7)	<b>147,4</b> (32,2)
Écart-type	<b>12,7</b> (2,6)	<b>7,0</b> (1,7)	2,3 (1,3)	<b>9,0</b> (2,7)	<b>6,7</b> (2,5)
Part de travailleurs autonomes	<b>-87,8</b> (20,3)	<b>-252,6</b> (21,1)	<b>-10,6</b> (2,3)	-37,5 (26,6)	-26,8 (32,4)
Part de prestataires de l'a.-c.	<b>-151,7</b> (10,4)	<b>-204,9</b> (13,5)	<b>-6,1</b> (1,7)	<b>-130,0</b> (11,5)	<b>-123,9</b> (12,2)
Un déménagement	<b>-553,5</b> (129,6)	<b>-686,7</b> (116,6)	<b>-59,3</b> (17,6)	<b>-411,3</b> (181,9)	<b>-352,0</b> (179,9)
Deux déménagements	<b>-1 282,3</b> (239,0)	<b>-1 957,9</b> (356,7)	<b>-109,4</b> (24,2)	<b>-975,5</b> (401,0)	<b>-866,2</b> (349,3)
Trois déménagements	<b>-1 818,8</b> (433,7)	<b>-2 328,7</b> (662,5)	<b>-84,7</b> (34,9)	-1 555,0 (848,6)	<b>-1 470,3</b> (637,9)
<b>Caractéristiques particulières</b>					
Langue de la majorité	<b>-511,3</b> (255,8)	<b>-1 095,4</b> (384,8)	31,5 (47,2)	<b>-1 581,7</b> (288,7)	<b>-1 613,2</b> (357,6)
Nombre d'enfants	<b>-353,0</b> (68,3)	<b>-278,4</b> (56,8)	<b>-42,2</b> (9,2)	<b>-433,9</b> (62,1)	<b>-391,7</b> (85,2)
Revenu des autres membres	<b>81,5</b> (7,9)	<b>58,4</b> (5,3)	<b>10,9</b> (1,4)	<b>95,4</b> (4,7)	<b>84,5</b> (7,4)
Marié, conjointe occupée	233,6 (201,2)	292,5 (159,8)	<b>43,6</b> (16,2)	<b>581,4</b> (250,0)	<b>537,8</b> (218,3)

Tableau 5.4 – fin  
**Résultats de la régression multidimensionnelle : filles**

	Moindres carrés	Régression de quantiles			
		50 <sup>e</sup> percentile	10 <sup>e</sup> percentile	90 <sup>e</sup> percentile	90 <sup>e</sup> moins le 10 <sup>e</sup>
Célibataire	-544,1 (306,8)	<b>-1 213,0</b> (328,4)	30,1 (25,2)	-474,5 (487,9)	-504,5 (429,8)
Union libre	<b>-915,4</b> (416,1)	<b>-1 361,2</b> (549,9)	22,6 (73,4)	-253,1 (510,8)	-275,8 (589,5)
Constante	<b>16 583,4</b> (733,4)	<b>20 505,0</b> (1 078,8)	-30,6 (112,7)	<b>29 773,8</b> (1 163,0)	<b>29 804,4</b> (960,5)
Nombre d'observations	126 773	126 773	126 773	126 773	126 773
R <sup>2</sup>	0,0533	0,0275	0,0034	0,0526	

**Nota :** La variable dépendante est le revenu total du marché de l'enfant pour 1994. Les variables indépendantes se rapportent à 1982. Toutes les mesures de revenu sont en dollars constants de 1986 et sont corrigées de l'inflation au moyen de l'IPC. Le revenu du père, le revenu médian du quartier et l'écart-type des revenus du quartier sont en milliers de dollars. Tous les modèles comprennent des contrôles au titre de la province de résidence, de l'âge et de l'âge au carré tant du père que de l'enfant.

Les parenthèses ( ) désignent l'erreur-type. **Le caractère gras** indique une signification à 0,05; **le caractère gras et l'ombrage** indiquent une signification à 0,01. Les erreurs-types des résultats des moindres carrés sont robustes jusqu'à l'hétéroscédasticité. Les erreurs-types des régressions de quantiles proviennent de la méthode « bootstrap », pour laquelle 20 répétitions ont été effectuées.

minimisation des écarts absolus à la médiane, elles réagissent moins que les moindres carrés aux valeurs aberrantes. Les tableaux 5.3 et 5.4 offrent les résultats de l'estimation des moindres carrés, de la régression des quantiles à la médiane, mais également ceux de la régression des quantiles au 10<sup>e</sup> et au 90<sup>e</sup> déciles de la variable dépendante. Cette dernière régression permet également de contrôler les résultats moyens ou médians en indiquant le degré de sensibilité de particuliers situés aux deux extrémités de l'échelle de revenus à l'influence d'une variable particulière. (Certains résultats aux graphiques 5.2 et 5.3 suggèrent cette possibilité.) Envisagée globalement, elle permet également d'apprécier en quelque sorte l'influence d'une variable sur l'étendue des revenus. Cette influence est traduite par une estimation de l'écart entre les 90<sup>e</sup> et 10<sup>e</sup> déciles à la dernière colonne des tableaux 5.3 et 5.4.

Les coefficients dans les tableaux correspondent à la variation monétaire du revenu des fils ou des filles par rapport à la variation d'une unité de la variable indépendante. Les valeurs en caractères gras correspondent à un degré de signification marginal d'au plus 0,05, tandis que les valeurs en caractères gras sur fond ombré ont un niveau d'au plus 0,01<sup>6</sup>. Les effets du premier dollar sont importants et statistiquement

significatifs, pratiquement sans exception. Comme le laissait entendre l'analyse présentée à la section précédente, l'effet du premier dollar de revenu de biens est frappant, se chiffrant en moyenne à plus de 3 000 \$ chez les hommes et à près de 2 700 \$ chez les femmes. (Les estimations à la médiane sont inférieures à ces chiffres.) Aucun écart d'importance n'est à signaler entre les estimations de coefficients aux 10<sup>e</sup> et 90<sup>e</sup> percentiles chez les hommes, situation qui porte à croire que l'effet se manifeste dans l'échelle de revenus au complet et qu'il ne s'agit pas d'un effet important lié à quelques sujets seulement. (Comme le montrent les tableaux 5.1 et 5A.1 et 5A.2 figurant en annexe, environ 75 % des individus échantillonnés déclaraient un revenu de biens autre que néant. La part est si grande car même les intérêts de comptes bancaires en période d'inflation peuvent être à ce point importants qu'ils doivent être déclarés.) L'enfant profite également de la présence d'un père qui a déclaré un revenu d'un travail autonome, mais cela n'est vrai que pour les particuliers, du moins les fils, destinés au sommet de la répartition des revenus. (Quant aux filles, il existe également une relation positive à la médiane.) Le contraire est vrai si le père a déclaré des gains : en pareil cas, les individus au 90<sup>e</sup> percentile sont défavorisés. En dernier lieu, il existe une association négative entre l'état de

parent prestataire de l'a.-c. et le revenu de l'enfant à l'âge d'adulte.

En règle générale, le revenu que le père a tiré du marché influence positivement le revenu de l'enfant. L'ampleur de l'influence est à peu près comparable pour toutes les catégories de revenu. Les coefficients correspondant au montant des gains, au revenu d'un travail autonome et au revenu de biens sont tous situés à deux erreurs-types l'un de l'autre. (Néanmoins, celui du revenu des biens est le plus modeste des trois.) Par contraste, le montant du revenu de l'a.-c. (que l'on pourrait apparenter à un indicateur de la gravité du chômage, comme il se rapporte à la durée des séjours au chômage) n'influence pas, en moyenne, le revenu de l'enfant à l'âge adulte. Cela dit, les coefficients des fils sont invariablement plus importants que ceux des filles, celui de gains s'appliquant aux fils étant environ deux fois la donnée correspondante intéressant ces dernières. L'influence exercée par le revenu de biens et le revenu autre fait exception à cette règle, car elle est pratiquement identique pour les deux sexes.

Quant aux variables concernant le quartier, il existe indéniablement un rapport poussé et négatif entre le nombre de déménagements et le revenu de l'enfant : un seul déménagement se traduit par une diminution de quelque 540 \$ du revenu tant des fils que des filles; la donnée correspondante étant d'environ 2 100 \$ si trois déménagements ont eu lieu. La valeur absolue des résultats au 50<sup>e</sup> percentile est accrue dans tous les cas, ce qui porte à croire que les effets moyens découlant des moindres carrés sont probablement inférieurs à la réalité. Le revenu médian du quartier est un corrélât positif du revenu des fils, chaque tranche de 1 000 \$ en plus étant associée à une hausse de quelque 370 \$ de leur revenu gagné futur. Cela donne à entendre qu'une progression d'un écart-type de cette variable (2 852 \$) se traduirait par une hausse de 1 050 \$ du revenu du fils à l'âge adulte. Par contre, le revenu médian du quartier, bien qu'il soit élevé et statistiquement significatif, n'est pas étroitement lié, en moyenne, au revenu de la fille. Cette situation camoufle, toutefois, une corrélation positive accentuée au 90<sup>e</sup> percentile. La part des travailleurs autonomes et des prestataires de l'a.-c. influence le revenu tant des fils que des filles, mais de manières différentes. Chaque unité d'augmentation des variables concernées est liée à une diminution moyenne d'environ 90 \$ et 150 \$ respectivement du revenu des filles, mais elle est associée à une hausse du revenu des fils de quelque 120 \$ et 35 \$.

La structure familiale est un corrélât de poids du revenu à l'âge adulte tant des hommes que des femmes. Premièrement, le fait que la mère ait travaillé ou non n'exerce pas d'incidence statistiquement significative sur le revenu à l'âge adulte des adolescents. Fait à signaler, ces moyennes camoufflent une influence positive chez l'homme au 90<sup>e</sup> percentile que vient contrer une influence négative au 10<sup>e</sup>, tandis que, chez la femme, une influence positive se constate aux deux percentiles précités en présence d'une mère déclarante (bien que la médiane ne diffère pas statistiquement de néant)<sup>7</sup>. Par la même occasion, il faut souligner que le revenu des autres membres du ménage, qui équivaut dans la grande majorité des cas au revenu de la mère, est en rapport positif avec le revenu à l'âge adulte des enfants. L'effet, qui se chiffre aux environs de 82 \$ à 90 \$ par tranche de 1 000 \$ gagnés, est à peu près identique tant pour les fils que pour les filles. Ajoutons que cette valeur est supérieure de plus de 70 % au coefficient traduisant le rapport entre les gains des pères et ceux des filles : en clair, la corrélation entre les résultats obtenus par les filles et le revenu que leur mère et leurs frères et soeurs ont tiré du marché du travail semble plus forte que celle qui existe entre ces résultats et le revenu de même source des pères.

Deuxièmement, le nombre d'enfants que compte un ménage au même moment est en rapport négatif avec les résultats obtenus à l'âge adulte : pour chaque frère et soeur habitant toujours à la maison, le revenu à l'âge adulte des particuliers échantillonnés subit une baisse d'environ 300 \$ à 400 \$.

Troisièmement, les enfants élevés par un père seul ou vivant en union libre touchaient, à l'âge adulte, des revenus de loin inférieurs à ceux d'enfants dont le père était marié : chez les fils, la présence de l'union libre occasionne un effet négatif probable de -1 500 \$, tandis que la marge est légèrement moindre chez les filles (du moins à la médiane). L'ampleur de ces effets est frappante, si l'on songe que moins d'un pour cent de l'échantillon entre dans cette catégorie. À remarquer que le déclarant invité à préciser son état matrimonial sur le formulaire T1 de 1982 ne pouvait choisir de catégorie distincte correspondant à l'union libre. Nous avons tendance à croire que, premièrement, certains particuliers vivant en union libre et élevant une famille ont probablement déclaré qu'ils étaient mariés, bien que seules les personnes mariées devant la loi qui demandaient des exemptions d'impôt aient été autorisées à se déclarer tels. Deuxièmement, les

personnes considérées comme vivant en union libre dans nos données constituent en fait un groupe résiduel. Il s'agit des particuliers qui n'avaient offert aucun renseignement sur leur état matrimonial sur la déclaration de revenus mais dont on sait, d'après les résultats du traitement par Statistique Canada des données du formulaire T1, qu'ils habitaient à la même adresse qu'une femme ayant des enfants<sup>8</sup>. À notre avis, il est possible que ces particuliers soient devenus membres de familles monoparentales à un certain moment après la naissance de l'enfant et, pour cette raison, l'estimation rend compte de l'influence de perturbations familiales ayant eu lieu plus tôt dans la vie de l'enfant. Cette façon de voir fait que l'effet est moins révélateur de l'incidence de l'union libre que de la perturbation familiale et de l'état de mère chef de famille. Reste à savoir quelle est l'interprétation exacte de cette variable. Notamment, nous voulons éviter d'y voir l'effet de l'« union libre », ce malgré le choix de cette dénomination.

#### 4. Les questions d'interprétation

Deux thèmes reviennent sans cesse dans les études empiriques portant sur les réalisations des enfants, nommément l'influence des facteurs non observés et la difficulté à cerner des tendances causales. Haveman et Wolfe (1995), entre autres, proposent un examen approfondi des écrits américains, au terme duquel ils insistent sur ces mêmes questions, lesquelles concernent le biais des variables omises et des facteurs endogènes. Par conséquent, nous devrions, dans l'interprétation de nos constatations, nous demander quelles variables sont exclues de nos modèles de régression et quelles sont celles qui y entrent.

L'influence de l'effet du « premier dollar » met en lumière l'importance des facteurs omis. Dans leur ensemble, ces variables sont des ajouts très importants aux modèles de régression dont traitent les tableaux 5.3 et 5.4. Non seulement sont-elles statistiquement significatives, mais elles sont également numériquement importantes<sup>9</sup>.

Qui plus est, ces variables jouent un rôle important dans l'évaluation de l'ampleur et le repérage de certains coefficients liés aux effets des dollars supplémentaires. En effet, les estimations de coefficients du revenu des parents seront entachées d'un biais à la hausse s'il existe d'autres influences déterminantes des résultats obtenus de l'enfant en rapport positif avec le revenu et qui auraient été écartées du modèle.

Nous nous distinguons de Hill et Duncan (1987), en ce sens que, à notre avis, la provenance du revenu des parents de sources différentes influence différemment les résultats obtenus à l'âge adulte par les enfants. Pour illustrer cette affirmation, nous pouvons infirmer la restriction voulant que le même coefficient soit attribué aux six sources de revenu du père<sup>10</sup>. Cela porte à croire que l'argent n'est pas seul à déterminer le revenu gagné à l'âge adulte des enfants, et on pourrait y lire l'importance éventuelle des modèles de comportement offerts par les parents.

À noter, toutefois, que la conclusion demeure valable si les estimations sont non biaisées. Le tableau 5.5 illustre le potentiel d'intervention d'un biais attribuable à l'omission d'une variable. Il dénombre les coefficients d'estimation fondés sur les diverses sources de revenu pour un éventail de spécifications de modèle. La dernière colonne présente les résultats des moindres carrés provenant des tableaux 5.3 et 5.4. La colonne [1] illustre le modèle le plus simple, celui dont les seules variables explicatives, outre le montant du revenu provenant des sept sources possibles (les six sources du père et le revenu des autres membres du ménage), sont l'âge et l'âge au carré du père et de l'enfant. Les autres colonnes donnent les résultats de modèles plus étendus qui prennent en compte successivement des contrôles au titre de la province de résidence, des caractéristiques du quartier (y compris le nombre de déménagements et la langue de la majorité) et, en dernier lieu, de la structure familiale. Ainsi, la colonne [4] comprend toutes les variables explicatives sauf l'effet du premier dollar.

Il est utile de se pencher sur les coefficients des sources de revenu autres que les transferts gouvernementaux, à savoir les gains, le revenu d'un travail autonome, le revenu de biens, le revenu autre et le revenu des autres membres du ménage. Si les modèles simples représentés aux colonnes [1] à [4] surestiment l'ampleur des coefficients en comparaison de la colonne [5], et si l'effet du premier dollar joue un rôle important à cet égard (notamment en ce qui concerne le revenu d'un travail autonome et le revenu autre), les résultats sont néanmoins robustes. La totalité des coefficients de la colonne [5] se situe à une erreur-type de ceux de la colonne [1]. Pour tout dire, l'incidence principale de la spécification du modèle se rapporte au rôle de l'assurance-chômage, principale source de revenu autre que le marché. À défaut de neutraliser l'effet du premier dollar, le volume des prestations de l'a.-c. touchées par les pères se répercute

Tableau 5.5  
**Spécification du modèle et sensibilité du rapport  
entre le revenu du père et celui de l'enfant**

	[ 1 ]	[ 2 ]	[ 3 ]	[ 4 ]	[ 5 ]
<b>Fils</b>					
Effets des dollars supplémentaires (par tranche de 1 000 \$)					
Gains	<b>103,5</b>	<b>101,3</b>	<b>95,9</b>	<b>95,0</b>	<b>90,7</b>
Revenu d'un travail autonome	<b>93,3</b>	<b>92,7</b>	<b>85,3</b>	<b>85,6</b>	<b>76,2</b>
Revenu de biens	<b>30,4</b>	<b>30,9</b>	<b>31,1</b>	<b>29,5</b>	<b>27,7</b>
Assurance-chômage	<b>-372,3</b>	<b>-351,1</b>	<b>-298,9</b>	<b>-287,8</b>	-9,7
Allocation familiale	-367	-90,8	-126,0	335,6	457,3
Revenu autre	<b>74,7</b>	<b>74,0</b>	<b>67,1</b>	<b>66,4</b>	<b>54,1</b>
Revenu des autres membres	<b>91,5</b>	<b>89,1</b>	<b>86,2</b>	<b>91,6</b>	<b>89,4</b>
R <sup>2</sup> corrigé	0,0330	0,0368	0,0385	0,0389	0,0418
<b>Filles</b>					
Effets des dollars supplémentaires (par tranche de 1 000 \$)					
Gains	<b>55,0</b>	<b>55,0</b>	<b>49,6</b>	<b>49,0</b>	<b>47,2</b>
Revenu d'un travail autonome	<b>69,5</b>	<b>69,1</b>	<b>64,0</b>	<b>64,2</b>	<b>49,7</b>
Revenu de biens	<b>31,5</b>	<b>31,3</b>	<b>31,4</b>	<b>30,1</b>	<b>28,0</b>
Assurance-chômage	<b>-301,2</b>	<b>-298,6</b>	<b>-217,6</b>	<b>-211,0</b>	-22,8
Allocation familiale	-214,2	-31,9	11,5	<b>581,0</b>	336,2
Revenu autre	<b>69,5</b>	<b>71,6</b>	<b>64,7</b>	<b>64,5</b>	<b>55,3</b>
Revenu des autres membres	<b>79,1</b>	<b>79,7</b>	<b>75,3</b>	<b>82,3</b>	<b>81,5</b>
R <sup>2</sup> corrigé	0,0377	0,0422	0,0471	0,0478	0,0530
<b>Autres variables comprises dans le modèle</b>					
Effets du premier dollar	non	non	non	non	oui
Âge et âge au carré	oui	oui	oui	oui	oui
Province de résidence	non	oui	oui	oui	oui
Caractéristiques du quartier	non	non	oui	oui	oui
Structure familiale	non	non	non	oui	oui

**Nota :** Les données du tableau correspondent au coefficient de régression des moindres carrés fondé sur le revenu des fils et des filles (en dollars constants de 1986) à titre de variable dépendante. Les résultats de la colonne [5] proviennent des tableaux 5.3 et 5.4.

**Le caractère gras** indique la signification statistique à 0,05; et **le caractère gras et l'ombrage** indiquent la signification statistique à 0,01. Les erreurs-types sous-jacentes ont été dérivées de l'estimateur matriciel de la covariance convergente hétéroscédastique de White.

lourdement et négativement sur les revenus que les enfants tirent du marché : chaque tranche de 1 000 \$ de prestations étant assortie d'une diminution de plus de 200 \$ et de près de 300 \$ du revenu à l'âge adulte de l'enfant. Par contraste, l'effet du revenu de l'a.-c. ne diffère pas statistiquement de néant lorsque le modèle prend en compte les effets du premier dollar. La variable de l'allocation familiale n'est pas statistiquement significative, pour la plupart, par rapport à néant, mais elle est numériquement importante et évolue de façon marquée après neutralisation de la province de résidence et du nombre de frères et

sœurs. Une fois ces contrôles ajoutés, l'effet du premier dollar porte à la hausse le coefficient de l'allocation familiale pour les fils (sans pour autant qu'il devienne statistiquement significatif) et le diminue pour les filles.

Comment faut-il interpréter l'influence du premier dollar? Il est difficile de voir à l'œuvre dans ces tendances un mécanisme causal. Si chaque source de revenu est capable de signaler l'effet de caractéristiques non observées du père qui est transmis à l'enfant, il reste à les cerner et à en découvrir le mode de fonctionnement.

Par exemple, d'aucuns ont avancé que les travailleurs autonomes étaient peut-être plus motivés et plus actifs sur le marché que les autres travailleurs, et que leur motivation est transmise génétiquement ou autrement aux enfants, déterminant ainsi leur réussite sur le marché du travail (Dunn et Holtz-Eakin, 1996). Dans la même optique, les parents dotés de biens pourraient être considérés comme étant plus prévoyants ou plus aptes à préparer l'avenir, autant de caractéristiques importantes à la réussite sur le marché du travail. En outre, si l'on peut soutenir que la transmission entre les générations de l'état de prestataire de l'a.-c. est liée à des caractéristiques qui font obstacle au succès sur le marché du travail, l'interprétation la plus probable des coefficients de l'a.-c. est celle qui voit dans les effets du premier dollar la transmission des professions d'une génération à l'autre.

Pour sa part, Mayer (1997) soutient qu'un rôle exagéré a été attribué au revenu comme déterminant des résultats qu'obtiendront les enfants et que l'argent n'est pas seul à jouer à ce chapitre. Elle résume ainsi la thèse défendue dans son livre :

Dans la plupart des cas, le revenu supplémentaire des parents augmente effectivement le potentiel de réussite des enfants. Cependant, le revenu des parents ne détermine pas les résultats que connaîtront les enfants autant que l'avaient cru nombre des spécialistes en sciences sociales. Il en est ainsi du fait que des caractéristiques des parents que présentent les employeurs et pour lesquelles ils sont disposés à rémunérer le travailleur, comme les compétences, la diligence, l'honnêteté, la santé et la fiabilité, favorisent également les chances qu'ont les enfants dans la vie, sans égard à leur effet sur le revenu des parents. Les parents d'enfants qui possèdent ces qualités réussissent bien même si les parents ne gagnent pas d'importants revenus. (Mayer 1997, p. 2) [traduction].

Elle enchaîne en affirmant que certaines sources de revenus ont des corrélations moins fortes que d'autres avec des caractéristiques non observées des parents et que, par conséquent, les coefficients d'estimation s'y rapportant offrent une appréciation moins biaisée de leur influence sur le revenu. Tout particulièrement, elle estime qu'il est possible d'interpréter ainsi le revenu « autre », à savoir la totalité du revenu ne provenant pas du marché du travail, moins les transferts gouvernementaux. Sa définition du revenu autre se rapproche de l'assortiment que nous avons qualifié de « revenu de biens », allocations

familiales et revenu autre. (La liste comprend l'allocation familiale car, malgré qu'il s'agisse d'un transfert gouvernemental, le programme était universel et n'avait pas de rapport avec des caractéristiques particulières non observées comme peuvent en avoir la soutie du revenu ou l'a.-c.). Pour tout dire, nos résultats révèlent que le revenu de biens et le revenu autre sont assortis des corrélations les plus faibles avec les variables dépendantes. Cela porte à croire, si Mayer a raison et si l'usage que nous faisons des effets du premier dollar ne tient pas constant l'effet des caractéristiques non observées, que l'influence des gains et du revenu d'un travail autonome sur les gains du fils est exagérée dans la régression des moindres carrés par un facteur de deux ou trois<sup>11</sup>. Qui plus est, si nous mettons l'écart entre les coefficients des fils et ceux des filles sur le compte de l'influence exercée par les modèles de comportement (caractéristiques importantes non observables), alors il est probable que la relation père-fille débouche sur des estimations moins biaisées. Ces arguments donneraient à entendre que l'estimation la plus précise de l'influence du revenu du parent sur les réalisations de l'enfant se chiffre par une hausse de 30 \$ à 50 \$ du revenu de l'enfant par tranche de 1 000 \$ d'augmentation du revenu du père.

Fait à remarquer, toutefois, nos résultats sont susceptibles d'être biaisés dans le sens contraire (c'est-à-dire qu'ils peuvent constituer une sous-estimation), du fait que nous mesurons le revenu du parent d'une année donnée plutôt que la moyenne de plusieurs années. Les variations ponctuelles du revenu font que les mesures limitées à une année constitueraient plus vraisemblablement des mesures imparfaites du revenu permanent et sous-estimeraient probablement pour cette raison la corrélation entre le revenu du parent et celui de l'enfant. Notre décision de n'utiliser que des données se rapportant à 1982 a été motivée par le fait qu'il s'agit de la première année pour laquelle certaines caractéristiques familiales étaient connues. Notamment, il n'existe pas de données sur le nombre des frères et sœurs antérieures à 1982, et l'absence de cette variable (comme l'illustre le tableau 5.5) imprime un biais grave au coefficient du revenu sous forme d'allocation familiale. Afin d'apprécier l'ampleur du biais causé par les erreurs de mesure de cette nature, nous avons réestimé nos modèles sur la base des moyennes du revenu du père et de ses composantes entre 1978 et 1982<sup>12</sup>. Les coefficients des gains et du revenu d'un travail autonome concernant les fils

augmentent respectivement de quelque 70 % et 63 %; et les données correspondantes se rapportant aux filles sont en hausse d'environ 90 % et 45 %. En revanche, le coefficient du revenu de biens n'augmente que de 9,7 % pour les fils et diminue, en fait, de 13 % pour les filles. Nous n'avions donc pas totalement tort de fonder nos conclusions sur les coefficients du revenu de biens dans les modèles initiaux.

Il se dégage de ces circonstances que les effets du premier dollar sont beaucoup plus lourds que ceux des dollars supplémentaires. Ainsi, si l'on suppose que l'estimation exacte correspond à 50 \$ par tranche de 1 000 \$ de revenu du père, il faudrait donc que, en moyenne (c'est-à-dire selon les constatations fondées sur les moindres carrés), le revenu du père soit majoré de 23 144 \$ pour indemniser le fils du fait que son père n'était pas un travailleur autonome, de 28 838 \$ pour le dédommager du fait que son père avait touché des prestations d'a.-c., de 62 138 \$ pour compenser le fait qu'il n'avait pas déclaré de revenu de biens. Les données correspondantes s'appliquant aux filles sont de 17 000 \$, 17 008 \$ et 53 960 \$. Les caractéristiques qui sous-tendent ces effets du premier dollar, quelles qu'elles soient, exercent une influence déterminante sur les réalisations des enfants. Cette conclusion générale tiendrait, même si nous devons supposer que la valeur réelle était de 100 \$ par tranche de 1 000 \$.

Les résultats liés aux caractéristiques du quartier et à la structure familiale soulèvent une question connexe quant aux variables à inclure dans les modèles. Les modèles que nous utilisons sont tels qu'il est difficile de cerner les mécanismes causaux à l'œuvre, car certaines des variables sont peut-être, en fait, interdépendantes. Les caractéristiques du quartier illustrent le plus distinctement cette difficulté. Elles sont considérées comme exogènes dans le modèle, mais elles sont peut-être le résultat de choix posés par les parents, choix qui, à leur tour, dépendent du revenu, de la motivation ou de la capacité ou du désir qu'ont les parents d'investir dans les perspectives d'avenir de leurs enfants. Cette limite s'applique également, comme il est mentionné à la section 1, à l'interprétation des contrôles visant le nombre de déménagements. L'usage que fait Coleman du concept du capital social offre certainement une théorie qui permet d'interpréter les effets, mais il est possible que la variable ne soit pas exogène et que sa modélisation soit imprécise dans le cadre à équation unique que nous avons choisi. Parmi les possibilités à envisager figure la situation des

personnes à faible revenu qui, par exemple, sont locataires, les locataires étant éventuellement portés à déménager fréquemment. (La structure familiale se prête à des analyses comparables. Par exemple, Manski et coll., 1992, éclairent davantage la question.) Néanmoins, l'exclusion des variables du quartier et de la structure familiale de l'équation d'estimation ne modifie en rien les estimations relatives aux effets du premier dollar ou à ceux des dollars supplémentaires<sup>13</sup>.

## 5. Conclusion

Le processus qui détermine le succès qu'obtiendront les enfants, en bout de course, sur le marché du travail est complexe et multidimensionnel, et il concerne, sans contredit, la famille, la collectivité et l'État. Il va de soi, l'argent joue dans les perspectives de l'enfant. Les enfants de ménages à revenu élevé ont tendance à mieux réussir—parfois par une marge considérable—à l'âge adulte que ceux qui sont issus de ménages à faible revenu. Malgré cela, il est pratiquement certain que des facteurs autres que l'argent font sentir leurs effets. Par ailleurs, il est facile d'exagérer l'influence de l'argent, car nombre d'autres influences déterminent à la fois les perspectives des enfants et le revenu gagné des parents. Il se peut que le revenu des parents témoigne de ces autres facteurs et qu'il ne constitue pas un facteur causal autonome.

Voilà, pour tout dire, le principal thème de notre recherche. L'examen de la composition du revenu est l'un des moyens dont nous disposons pour cerner le rôle indépendant que joue l'argent comme déterminant des perspectives de l'enfant à l'âge adulte. Si l'argent est le seul facteur décisif, alors un dollar, qu'il provienne de gains, d'un travail autonome, de biens, de transferts gouvernementaux, ou d'une autre source, quelle qu'elle soit, devrait toujours avoir la même influence sur le succès que connaîtra, en bout de ligne, l'enfant sur le marché du travail. Or nous constatons qu'il n'en est pas ainsi. Notre principale constatation tient à ce que les facteurs en rapport avec le type de revenus déclarés par les pères—facteurs qui nous échappent en tant qu'analystes, mais qui ont, supposons-nous, une valeur sur le marché du travail—exercent une influence appréciable sur le potentiel de revenu des enfants sur ce marché. Tout particulièrement, nous observons que la présence de revenu de biens (plutôt que son importance) est en très forte corrélation avec le revenu que les enfants, parvenus à l'âge adulte, tireront à terme du marché. Nous constatons également que la présence de

certain transferts gouvernementaux a une corrélation négative ou neutre avec les gains à l'âge adulte des enfants.

En règle générale, d'après notre estimation optimale de l'effet indépendant du revenu monétaire, chaque tranche de 1 000 \$ de majoration du revenu du père hausserait de 50 \$ le revenu à l'âge adulte de l'enfant. Dans ces circonstances, un enfant élevé par un père dont le revenu se situait à l'échelon des 10 % au sommet de l'échelle des revenus (et se chiffrait donc à 62 000 \$ en dollars constants de 1986) gagnerait 2 350 \$ de plus que celui qu'avait élevé un père dont le revenu se situait à l'échelon des 10 % au pied de l'échelle des revenus (et se chiffrait aux environs de 15 000 \$). Par comparaison, la présence d'un père ayant déclaré un revenu de biens équivaut, toutes choses étant égales par ailleurs, à une majoration des gains de 50 000 \$ à 60 000 \$. Mais les parents influencent le potentiel des enfants par des moyens autres que l'argent gagné : ils offrent également des modèles de comportement. Or nous constatons que l'effet découlant du modèle de comportement est, à peu de chose près, aussi important que celui du revenu pur. À titre d'exemple, nous nous reportons aux études actuelles pour formuler l'hypothèse que le parent du même sexe que l'enfant offrira le modèle de comportement le plus fort : les pères exerceront une plus grande influence sur les fils, et les mères en feront autant sur les filles. Nous observons que pour chaque hausse de 1 000 \$ du revenu du père, le revenu de la fille augmente de quelque 50 \$, tandis qu'une progression de 1 000 \$ du revenu des autres membres du ménage (mère, frères et sœurs) fait croître le revenu de la fille d'environ 80 \$. La situation des fils n'est pas aussi évidente toutefois : le revenu du père et celui des autres membres du ménage exercent une influence de poids à peu près égal sur leur revenu à l'âge adulte.

Les perspectives de l'enfant ont, toutefois, une dimension communautaire. Les adolescents qui ont grandi dans des quartiers dont les habitants avaient un revenu élevé ont tendance à mieux réussir que les autres, tandis que ceux dont le père n'avait pas déménagé ont tendance à bénéficier d'un avantage important par rapport à ceux dont le père avait déménagé plus d'une fois. Malgré cela, il demeure difficile d'estimer avec précision l'influence des quartiers sur les enfants. Il se peut bien que les décisions quant au quartier et au déplacement soient influencées par des caractéristiques non perçues qui influencent également de façon déterminante le

potentiel des enfants et que le choix du lieu de résidence fasse écho à ces facteurs causaux sous-jacents plutôt qu'à des influences indépendantes.

Cela nous ramène, toutefois, au principal thème qui nous occupe et met en relief la nature complexe du processus qui détermine, en bout de ligne, les expériences que vivront les enfants sur le marché du travail. S'il faut évaluer une politique visant à accroître les transferts de revenu en faveur des enfants en fonction de son effet à long terme comme moyen d'encourager l'autonomie sur le marché du travail, il faut donc comprendre que le processus est complexe et que, s'il est influencé par les ressources économiques dont disposent les parents, d'autres facteurs sont en jeu, des facteurs qui auraient éventuellement un rôle prépondérant.

## Annexe

Nous faisons appel au fichier des familles T1 (T1FF) pour faire le lien entre les dossiers fiscaux des pères et ceux de leurs enfants. Le T1FF est une série de données sur les formulaires T1 que Statistique Canada a traitée de façon à appairer les membres de la famille de chaque déclarant. (Les formulaires T1 sont les principaux formulaires de déclaration annuelle de revenus produits par les particuliers au Canada, et le T1FF englobe l'univers des déclarants.) Les membres du ménage sont identifiés au moyen d'un éventail de stratégies d'appariement, et le fichier est augmenté par imputation des membres non déclarants et par l'ajout de l'information manquante. Les couples (y compris les conjoints en droit et les conjoints de fait) sont assortis au moyen des codes du NAS, y compris le NAS du conjoint lorsqu'il figure sur le T1, de même que du nom et de l'adresse. L'information des zones réservées au nom et à l'adresse permet d'assortir les enfants et les parents. Harris et Lucaci (1994) offrent plus de précisions sur la constitution du T1FF.

Des ensembles père-enfant sont tirés du T1FF pour l'année 1982. Seuls des pères et des enfants non imputés sont retenus. (Il se peut que le père ne soit pas le père biologique et il faut plutôt l'apparenter à l'homme chef de famille.) Seuls les enfants nés entre 1963 et 1966 sont relevés. Trois catégories d'enfant sont exclues [1] ceux qui n'ont pas produit de déclaration de revenus tandis qu'ils vivaient à la maison; [2] ceux qui ont produit une déclaration de revenus et qui étaient liés à une famille ne comptant pas de

père; [3] ceux qui ont produit une déclaration de revenus mais qui n'étaient liés à aucune famille. Nous utilisons les NAS des ensembles père-enfant pour obtenir de l'information sur le revenu déclaré au formulaire T1 de 1982 du père et à celui de 1994 de l'enfant.

Comme les données recueillies aux fins de l'impôt varient d'années en année selon les modifications apportées à la législation fiscale et les besoins de l'administration, il faut neutraliser les changements susceptibles de se répercuter sur la comparabilité des revenus du père et de ceux de l'enfant au cours de la période à l'étude. Le changement le plus important consiste en la possibilité que les pères aient bénéficié de déductions pour emploi qui n'étaient pas accessibles à leurs enfants devenus adultes environ dix ans plus tard. Nous corrigeons le revenu du père pour tenir compte de cette situation. D'autres changements ont influencé la comparabilité des gains en capital et du revenu de dividendes. Il y a gain ou perte en capital à la suite de l'aliénation d'immobilisations. Une part des gains est imposée à titre de revenu. En 1982, la moitié des gains en capital nets était imposable, tandis que les trois quarts l'étaient en 1994. La fraction imposable des gains en capital figure sur le formulaire T1. Nous corrigeons les données pour tenir compte de la somme intégrale des gains en capital nets. En dernier lieu, les dividendes servis par certaines sociétés canadiennes sont soumis à un facteur de majoration. En 1982, les dividendes provenant des sociétés canadiennes concernées avec lesquelles les contribuables entretenaient des relations sans lien de dépendance étaient multipliés par 1,5 (un facteur de majoration de 50 %) pour obtenir la part imposable. Or, la part des dividendes soumise au facteur de majoration n'est pas dissociable des autres dividendes de source canadienne sur le formulaire T1. En 1994, les dividendes provenant de toutes les sociétés canadiennes étaient imposés après application d'un facteur de majoration de 25 %. Comme il nous est impossible d'accorder un traitement uniforme à long terme à cette variable, nous ne tentons pas de « démajorer » les dividendes.

Nous avons conçu deux mesures du revenu : la première consiste en le « revenu total du marché » avant impôts. Il englobe les gains, les dépenses déductibles des gains, le revenu d'un travail autonome, le revenu de biens et le revenu autre. La seconde mesure est celle du « revenu total », lequel est composé du revenu total du marché augmenté des transferts gouvernementaux imposables. Cette mesure

présente un inconvénient majeur, toutefois, soit l'absence d'information sur le soutien du revenu dont bénéficient les pères, laquelle est non imposable et n'est donc pas déclarée. L'indemnisation des accidents du travail entre également dans cette catégorie. Toutefois, nous disposons de données sur le soutien du revenu dont ont bénéficié les fils en 1994. L'instauration de crédits pour la taxe sur les produits et services (TPS) en 1992 augmentait la probabilité que les particuliers à faible revenu produisent une déclaration de revenus, situation qui a permis de recueillir des données appréciables sur les prestations de l'aide au revenu. (Les demandeurs du crédit pour TPS sont nécessairement des prestataires au soutien du revenu.) L'allocation familiale est l'autre source de revenu provenant des transferts gouvernementaux. Il s'agissait d'un programme universel dirigé par le gouvernement fédéral qui prévoyait le versement d'une aide financière mensuelle aux parents ou tuteurs d'enfants à charge. L'allocation familiale était versée aux parents ou tuteurs qui avaient la charge entière ou quasi entière d'un enfant (c'est-à-dire d'un enfant qui n'avait pas de revenus imposables) de moins de 18 ans. Les provinces étaient autorisées à modifier le montant des prestations selon l'âge ou le nombre des enfants que comptait le ménage, à condition que le versement minimal ne soit pas inférieur à 60 % de la prestation normale et que le versement moyen soit égal au versement fédéral. En 1982, la personne qui demandait l'exemption personnelle pour l'enfant, le plus souvent le particulier ayant le revenu le plus élevé, devait inclure l'allocation familiale dans son revenu déclaré. Si aucune exemption personnelle n'était demandée, l'allocation était réputée être ajoutée au revenu du bénéficiaire du chèque, normalement la mère. Par ailleurs, les conjoints pouvaient choisir de partager le revenu de l'allocation familiale.

L'information sur le revenu est mesurée sans exception en dollars de 1986 et corrigée de l'inflation au moyen de l'indice des prix à la consommation, qui s'applique à l'échelle nationale. Aux fins de l'analyse de régression, les composantes du revenu du père sont mesurées en milliers de dollars, tandis que l'âge du père et celui de l'enfant sont mesurés en années, sous forme d'écart par rapport à la moyenne de l'échantillon.

« Quartier » s'entend de la région de tri d'acheminement (RTA), laquelle est désignée par les trois premiers symboles du code postal. (Une autre solution consisterait à tirer cette information du recensement de la population de 1981 et à établir des rapports avec l'échantillon. Cette

façon de faire sera empruntée à l'avenir en raison de la nécessité d'établir un rapport entre l'information sur les secteurs de recensement et les codes postaux ou une variante de ces derniers.) Nous nous reportons à la totalité des déclarations de revenus produites par les Canadiens et Canadiennes en 1982 pour dresser un large éventail de caractéristiques de quartier. Il s'agit de la première année où les codes postaux figuraient presque universellement sur les déclarations : entre 1978 et 1981, quelque 10 % des déclarations n'arboraient aucun code postal; en 1982, la part s'établissait à 1 % seulement. Nous avons effectivement recueilli de l'information sur les quartiers d'après les moyennes de la période de 1978-1982 et, pour tout dire, elle ne différait pas sensiblement (dans l'ensemble) de celle qui était tirée uniquement des données de 1982. Par ailleurs, les caractéristiques des quartiers attribuées aux ensembles père-fils dans l'échantillon sont celles de 1982. Les variables de quartier que nous avons constituées correspondent au revenu médian de la RTA, à l'écart-type du revenu, à la fraction des déclarants ayant affirmé avoir touché un revenu d'un travail autonome et à la part ayant déclaré avoir touché des prestations de l'a.-c. Nous avons également constitué et expérimenté les variables suivantes : la part des déclarants dont le revenu était inférieur à 50 % du revenu médian canadien; la part dont le revenu était supérieur à 50 % de la médiane canadienne; le total des prestations de l'a.-c. comme proportion du total des gains de la RTA.

Comme nous le mentionnions dans le texte, nous avons constitué une mesure du « capital-social » en nous fondant sur la notion mise de l'avant par Coleman, à savoir qu'il est possible de le calculer (à rebours) par approximation selon le nombre de fois que l'enfant a déménagé. Pour connaître le nombre de fois que le père a déménagé entre 1978 et 1982, nous comparons les codes postaux figurant sur les déclarations de revenus des années successives de la période à l'étude. Nous supposons qu'aucun déménagement n'avait eu lieu au cours de l'année si le code postal ne figurait pas sur la déclaration d'une ou plusieurs années entre 1978 et 1982. Nous ne recensons que les déménagements dont l'existence est établie. Il est possible que cette façon de faire sous-estime le nombre de particuliers qui déménagent plus d'une fois. Toutefois, 13 % seulement de l'échantillon était en cause, à savoir que 87 % avaient fourni un code postal complet.

Nous avons conçu un indicateur qui précise si la déclaration a été produite ou non dans la

langue de la majorité linguistique de la province. Bien évidemment, nombre de personnes ne parlent ni l'une ni l'autre langue officielle et ont pu faire remplir leur déclaration par un tiers. La variable en question n'est donc pas révélatrice de la langue parlée à la maison. Le T1FF renferme également un indicateur du nombre d'enfants que compte le ménage et de son revenu total. On pourrait croire à la possibilité de déduire le nombre d'années d'études postsecondaires faites par l'enfant d'après les renseignements fournis sur la déduction pour frais de scolarité. Or il est difficile de le faire avec quelque certitude et d'établir un rapport avec une personne en particulier, car le père (voire la mère, le conjoint, le père du conjoint, la mère du conjoint, même les grands-parents) peut se prévaloir de la déduction, laquelle peut concerner n'importe lequel des enfants qui fréquentent un établissement d'enseignement postsecondaire. Qui plus est, les frais d'un large éventail d'établissements de formation et d'enseignement peuvent donner lieu à une déduction, non seulement les frais de scolarité de collèges communautaires ou d'universités.

L'échantillon a été soumis à deux restrictions aux fins de l'analyse de régression. D'abord, nous ne retenons que les particuliers dont le père habitait un milieu « urbain » en 1982. Nous vérifions cette condition d'après le deuxième symbole du code de la RTA. Un zéro renvoie à un milieu rural, lequel est susceptible d'être très vaste. S'il est important d'analyser les milieux ruraux, il est peu probable qu'ils s'apparentent à un « quartier », tel que défini aux fins de l'analyse. Nous avons aussi écarté toutes les collectivités comptant moins de 25 déclarants, de telle sorte que la taille des quartiers retenus aux fins de l'échantillon varie entre 25 et 33 026 déclarants. (Nous avons, en effet, effectué des régressions au moyen de la série de données « rurales » et d'une série de données tant de provenance urbaine que rurale. La taille des quartiers « ruraux » variait de 155 à 74 972 habitants. Nous avons également écarté les observations concernant la région de tri d'acheminement H0M (Saint-Regis), à cause d'inquiétudes au sujet d'une partie des renseignements sur le revenu. Nous serions heureux de fournir sur demande les résultats complets.)

Deuxièmement, les analyses préliminaires nous ont appris que certaines personnes avaient déclaré de très importantes valeurs négatives pour ce qui est du revenu de biens et du revenu d'un travail autonome. Elles étaient souvent compensées par de très grandes valeurs positives du revenu d'autres sources, fait qui donne à

**Tableau 5A.1**  
**Statistiques descriptives : fils**

	Moyenne	Écart- Type	Minimum	Percentile					Maximum	
				10 <sup>e</sup>	25 <sup>e</sup>	50 <sup>e</sup>	75 <sup>e</sup>	90 <sup>e</sup>		
Nombre d'observations = 158 561										
Revenu total de l'enfant (1994)	27 416	26 303	-361 424	6 842	15 995	25 611	34 920	44 509	2 805 413	
Revenu total du marché de l'enfant, 1994	26 626	26 640	-361 424	4 926	14 234	25 094	34 724	44 402	2 805 413	
<b>Effets du premier dollar</b>										
Gains	0,90									
Revenu d'un travail autonome	0,14									
Revenu de biens	0,74									
Assurance-chômage	0,16									
Allocation familiale	0,75									
Revenu autre	0,32									
<b>Effets des dollars supplémentaires</b>										
Revenu total du père (1982)	39 273	47 641	-103 617	15 123	24 424	33 807	45 429	61 521	6 255 197	
Gains	30 999	30 890	0	1	18 495	29 723	40 300	52 839	4 491 201	
Revenu d'un travail autonome	1 866	11 892	-72 114	0	0	0	0	124	730 464	
Revenu de biens	3 932	29 823	-138 690	0	0	416	1 882	7 037	5 094 263	
Assurance-chômage	492	1 549	0	0	0	0	0	1 421	12 056	
Allocation familiale	461	482	0	0	0	385	771	1 145	3 153	
Revenu autre	1 524	7 740	-27 373	0	0	0	459	3 239	960 416	
<b>Effets du quartier</b>										
Revenu médian	18 908	2 866	9 887	15 308	16 912	18 816	20 588	22 460	42 939	
Écart-type	25 011	23 349	9 761	14 151	16 315	19 469	25 565	36 411	479 435	
Part de travailleurs autonomes	7,77	3,08	0	5	6	7	9	11	33	
Part de prestataires de l'a.-c.	20,10	6,73	4	12	15	20	25	29	47	
Un déménagement	0,17									
Deux déménagements	0,04									
Trois déménagements	0,01									
<b>Province</b>										
Terre-Neuve	0,01									
Nouvelle-Écosse	0,03									
Île-du-Prince-Édouard	0,00									
Nouveau-Brunswick	0,02									
Québec	0,22									
Ontario	0,42									
Manitoba	0,05									
Saskatchewan	0,04									
Alberta	0,10									
Colombie-Britannique	0,11									
Yukon et Territoires du Nord-Ouest	0,00									
<b>Caractéristiques du particulier et de la famille</b>										
Langue de la majorité	0,96									
Nombre d'enfants	2,66	1	1	1	2	2	3	4	14	
Revenu des autres membres	18 334	22 797	-86 267	0	5 075	14 800	25 917	39 272	3 263 450	
Marié, conjointe occupée	0,83									
Célibataire	0,03									
Union libre	0,01									
Âge du père	47	6,34	28	39	42	46	51	55	72	
Âge de l'enfant	30	0,94	28	29	29	30	31	31	31	

**Tableau 5A.2**  
**Statistiques descriptives : filles**

	Moyenne	Écart- Type	Minimum	Percentile					Maximum
				10°	25°	50°	75°	90°	
Nombre d'observations = 126,773									
Revenu total de l'enfant (1994)	18 861	16 690	-79 825	567	7 930	18 016	26 501	34 754	875 209
Revenu total du marché de l'enfant, 1994	17 856	16 882	-79 825	154	6 091	16 660	25 784	34 392	875 209
Effets du premier dollar									
Gains	0,90								
Revenu d'un travail autonome	0,15								
Revenu de biens	0,76								
Assurance-chômage	0,15								
Allocation familiale	0,75								
Revenu autre	0,32								
Effets des dollars supplémentaires									
Revenu total du père (1982)	39 597	46 711	-106 405	15 334	24 763	34 191	45 921	62 275	5 029 906
Gains	31 057	30 452	0	0	18 524	30 029	40 628	53 315	3 887 265
Revenu d'un travail autonome	2 050	12 892	-141 826	0	0	0	0	427	600 085
Revenu de biens	3 998	30 498	-220 820	0	0	467	1 981	7 066	4 808 750
Assurance-chômage	466	1 515	0	0	0	0	0	1 254	12 194
Allocation familiale	453	479	0	0	1	385	771	1 124	3 153
Revenu autre	1 573	7 290	-289	0	0	0	466	3 441	604 142
Effets du quartier									
Revenu médian	18 962	2 852	9 884	15 460	16 977	18 856	20 692	22 464	42 939
Écart-type	25 252	22 863	9 423	14 165	16 405	19 698	25 960	36 704	479 435
Part de travailleurs autonomes	7,77	3,05	1	5	6	7	9	11	33
Part de prestataires de l'a.-c.	19,78	6,64	4	12	15	19	24	28	47
Un déménagement	0,16								
Deux déménagements	0,04								
Trois déménagements	0,01								
Province									
Terre-Neuve	0,01								
Nouvelle-Écosse	0,03								
Île-du-Prince-Édouard	0,00								
Nouveau-Brunswick	0,02								
Québec	0,20								
Ontario	0,43								
Manitoba	0,05								
Saskatchewan	0,04								
Alberta	0,10								
Colombie-Britannique	0,11								
Yukon et Territoires du Nord-Ouest	0,00								
Caractéristiques du particulier et de la famille									
Langue de la majorité	0,96								
Nombre d'enfants	2,69	1,26	1	1	2	3	3	4	15
Revenu des autres membres	19 063	20 264	-59 423	0	6 068	15 717	26 841	40 389	1 536 952
Marié, conjointe occupée	0,84								
Célibataire	0,02								
Union libre	0,01								
Âge du père	47	6,35	28	39	42	46	51	56	72
Âge de l'enfant	30	0,92	28	29	30	30	31	31	31

Tableau 5A.3  
Matrices de transition interdécile des fils et des filles

		Décile du revenu total du marché du fils									
		Pied	2	3	4	5	6	7	8	9	Tête
Décile du revenu total du père	Pied	14,5	13,6	12,7	11,3	10,2	9,1	8,4	7,4	6,8	6,0
	2	12,4	12,3	11,9	12,3	11,0	9,9	8,7	8,6	7,0	5,9
	3	11,4	11,2	11,3	11,5	11,1	10,4	9,5	8,7	8,3	6,7
	4	10,7	10,1	10,5	10,9	11,0	10,9	10,6	9,7	8,4	7,2
	5	9,8	9,5	10,1	10,5	11,0	11,1	10,6	10,0	9,5	7,8
	6	9,3	9,7	9,9	9,5	10,0	10,5	11,1	10,4	10,5	9,0
	7	9,0	8,9	9,1	9,8	9,8	10,3	10,8	11,2	11,5	9,6
	8	8,4	8,3	8,6	8,5	9,5	10,4	10,5	11,5	12,8	11,5
	9	7,7	8,6	8,2	8,4	8,8	9,2	10,3	11,8	12,8	14,2
	Tête	6,9	7,8	7,5	7,4	7,4	8,1	9,5	10,7	12,5	22,1

		Décile du revenu total du marché de la fille									
		Pied	2	3	4	5	6	7	8	9	Tête
Décile du revenu total du père	Pied	13,6	11,4	11,6	11,1	11,0	9,7	9,1	8,5	7,7	6,4
	2	12,1	10,9	10,6	10,9	10,7	11,3	10,2	8,7	8,5	6,2
	3	11,6	10,4	10,7	10,8	10,8	10,8	10,4	9,6	8,3	6,7
	4	10,6	10,3	10,0	10,7	10,8	10,8	10,0	10,4	9,0	7,4
	5	10,5	10,2	10,4	9,9	10,3	10,3	10,7	10,4	9,5	7,6
	6	9,7	9,7	10,3	10,2	10,0	10,1	10,5	10,7	10,3	8,5
	7	9,5	10,2	9,8	10,0	9,8	9,6	10,0	10,8	10,2	10,1
	8	8,7	9,7	9,6	9,2	9,1	9,9	9,9	10,7	11,7	11,5
	9	7,4	8,9	8,8	9,0	9,4	9,5	9,8	10,2	12,4	14,5
	Tête	6,2	8,3	8,2	8,4	8,0	8,0	9,3	10,0	12,5	21,1

**Nota :** Les revenus sont corrigé de l'âge, comme le décrit l'annexe.

**Source :** Calculs effectués par les auteurs au moyen de données administratives canadiennes, Statistique Canada.

entendre que la composition du revenu était influencée par des préoccupations fiscales. Nous n'avons supprimé que les observations importantes portant sur les valeurs négatives de revenu d'un travail autonome ou de revenu de biens. À la manière de Belsley, Kuhn et Welsch (1980), si nous posons que  $X$  est la matrice qui réunit toutes les observations sur les variables explicatives, nous calculons une valeur de levier  $h_{ii} = x_i'(X'X)x_i$  pour chaque observation et définissons une observation importante comme étant celle pour laquelle  $h_{ii} > 2K/N$ , là où  $K$  est le nombre de variables explicatives et  $N$  est la taille de l'échantillon. Cette méthode a pour effet indirect de supprimer un certain nombre d'observations se rapportant à des valeurs positives importantes d'autres sources de revenu. En ce qui concerne les fils, 1 435 observations ont été éliminées d'un total de 159 996, et la donnée correspondante relative aux filles est de 1 117, d'un total de 127 890. Nous fournirons sur demande les résultats se rapportant à l'échantillon intégral.

Le tableau 5A.1 fournit les séries complètes de statistiques descriptives des variables entrant dans l'analyse de régression multidimensionnelle pour ce qui est des fils, tandis que les mêmes données se rapportant aux filles figurent au tableau 5A.2. Pour sa part, le tableau 5A.3 offre les matrices de transition interdécile qui comparent le revenu du marché des fils au revenu total des pères. Les données figurant au tableau sont corrigées des écarts d'âge entre les pères et les enfants au moyen des résidus de la régression  $Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{A}ge_i + \gamma_2 \hat{A}ge_i^2$ , là où  $i$  représente soit un père ou un enfant et  $Y$  figure le revenu total du marché de l'enfant pour 1994 et le revenu total du père de 1982. Les mesures du revenu sont exprimées invariablement en dollars de 1986.

### Notes

Des versions antérieures de la présente communication ont été données à des séminaires tenus à Statistique Canada, à l'Université de

Göteborg et à l'Université de Stockholm, aussi bien qu'aux réunions de l'American Sociological Association et à celles de la Society for the Advancement of Socio-Economics tenues en 1997, ainsi qu'à la conférence de Statistique Canada intitulée « L'équité entre les générations au Canada », qui a eu lieu en février 1997. Nous tenons à remercier Ronald Brieger, Nicole Fortin, John Myles et David Zimmerman de leurs commentaires utiles et signalons que la responsabilité du contenu de la présente communication incombe exclusivement aux auteurs et ne doit en aucun cas être attribuée à Statistique Canada.

- <sup>1</sup> Corak et Heisz (1995, 1998) et Fortin et Lefebvre (chapitre 4) obtiennent une corrélation de 0,2 en mesurant Y comme étant le logarithme naturel du revenu. Solon (1992) et Zimmerman (1992) estiment que la corrélation pourrait atteindre même 0,4 ou 0,5 aux États-Unis, bien que certains doutes aient été soulevés à cet égard. Voir Shea (1996) et Couch et Dunne (1997).
- <sup>2</sup> Brooks-Gunn, Duncan, Kato Klebanov et Sealand (1993), Corcoran, Gordon, Laren et Solon (1992), Cooper, Durlauf et Johnson (1993) et Wilson (1996, 1987) ne sont que quelques exemples des abondants écrits sur la question aux États-Unis.
- <sup>3</sup> Coleman avance également que le nombre de frères et soeurs est une indication du volume de capital social dont dispose chaque enfant au sein de la famille. Il entend essentiellement par cela le temps que les parents sont capables d'offrir à l'enfant. Dans la même optique, le capital social est moindre dans un ménage dont les deux parents travaillent ou dans une famille monoparentale. Cela porte à croire que les résultats que connaîtront les enfants sur le marché du travail sont en relation négative avec le nombre d'enfants, l'état de chef de famille monoparentale et la présence de deux revenus. Ces prévisions sont toutefois conformes également au modèle de Becker.
- <sup>4</sup> L'allocation familiale était une subvention démographique universelle fondée sur le nombre d'enfants. Elle était versée à la mère, mais le membre du ménage ayant le revenu le plus élevé devait la déclarer aux fins de l'impôt sur le revenu. Au cours de la période visée par l'analyse, l'allocation familiale totalisait environ 300 \$ par enfant et par année (en dollars de 1986). Elle a été remplacée par le crédit d'impôt pour enfants en 1993. « Autre revenu » est un terme global qui réunit, entre autres, le revenu d'un régime de retraite particulier, les pensions alimentaires, le revenu d'un REER,
- le revenu d'une société en commandite et tout autre revenu imposable non déclaré ailleurs.
- <sup>5</sup> Les données sont corrigées pour tenir compte de l'écart d'âge entre l'enfant et le parent et elles sont fondées sur le revenu total du marché touché par l'enfant et le revenu total du père. L'annexe offre plus de précisions à cet égard.
- <sup>6</sup> Les erreurs-types dans les résultats des moindres carrés sont robustes jusqu'à hétéroscédasticité, comme elles sont basées sur l'estimateur matriciel de la covariance hétéroscédastique de White. Les erreurs-types des régressions de quantiles sont obtenues par une méthode « bootstrap » au moyen de 20 répétitions, les 10<sup>e</sup> et 90<sup>e</sup> quantiles ayant été estimées conjointement.
- <sup>7</sup> Il faut souligner que la présente variable indicatrice constate si la mère a produit une déclaration de revenus et non simplement si elle travaillait ou non et certainement pas le revenu qu'elle apportait au ménage. (L'influence de ce dernier facteur serait mesurée par la variable relative au revenu du ménage.) Cela dit, il importe de remarquer également que les mères ont probablement produit une déclaration si leur revenu était supérieur au seuil du revenu imposable. Dans ces conditions, la variable révèle beaucoup plus que l'existence d'un bref séjour sur le marché du travail.
- <sup>8</sup> Pour qu'il entre dans la catégorie « union libre », le particulier ne devait pas partager le patronyme de la femme ni être plus jeune ou plus vieux qu'elle par une marge supérieure à 15 ans (Harris et Lucaci 1994).
- <sup>9</sup> À titre d'exemple, un test de l'hypothèse nulle de leur exclusion des modèles des moindres carrés aboutit à un résultat catégoriquement négatif :  $F(6, 158\ 521) = 82$  pour les hommes et  $F(6, 126\ 743) = 118$  pour les femmes.
- <sup>10</sup> Les statistiques F des fils et des filles sont, respectivement, de  $F(5, 158\ 521) = 57,7$  et  $F(5, 126\ 733) = 16,1$ , la valeur critique à 0,01 étant de 3,02.
- <sup>11</sup> Il faut néanmoins garder à l'esprit que le coefficient d'estimation présenté au tableau 5.3 à l'égard du revenu d'un travail autonome sur la base de la régression des quantiles à la médiane et de 48,6, de loin inférieur aux résultats des moindres carrés.
- <sup>12</sup> Les indicateurs des effets du premier dollar, par définition, correspondaient à l'unité si un revenu d'une source donnée était constaté au cours d'une année, quelle qu'elle soit, entre

1978 et 1982. Nous avons estimé chacun des modèles figurant au tableau 5.5. La valeur de 1982 était utilisée lorsqu'il a fallu inclure le nombre des frères et soeurs.

<sup>13</sup> Les auteurs fourniront ces résultats sur demande. Seule exception à signaler, l'incidence du nombre de frères et soeurs sur la variable de l'allocation familiale. Comme il est mentionné, cela s'explique du fait que l'allocation familiale n'a pas été mesurée par enfant en particulier.

## Bibliographie

- AARONSON, Daniel (1996). « Using Sibling Data to Estimate the Impact of Neighborhoods on Children's Educational Outcomes. » Federal Reserve Bank of Chicago, non publié.
- BECKER, Gary S. (1991). *A Treatise on the Family*. Enlarged Edition. Cambridge Massachusetts: Harvard University Press.
- BECKER, Gary S. et Nigel TOMES (1986). « Human Capital and the Rise and Fall of Families. » *Journal of Labor Economics*. Vol. 4 Part 2, S1-S39.
- BELSLEY, D., E. KUHN et R. WELSCH (1980). *Regression Diagnostics*. New York: John Wiley and Sons.
- BJÖRKLUND, Anders et Markus JÄNTTI (1997). « Intergenerational Mobility of Economic Status: Is the United States Different ? » Communication présentée au Annual Meetings of the American Economic Association, New Orleans.
- BROOKS-GUNN, Jeanne, Greg J. DUNCAN, Pamela KATO KLEBANOV et Naomi SEALAND (1993). « Do Neighborhoods Influence Child and Adolescent Development ? » *American Journal of Sociology*. Vol. 99, 353-95.
- COLEMAN, James S. (1988). « Social Capital in the Creation of Human Capital. » *American Journal of Sociology*. Vol. 94 Supplément, S95-S120.
- COOPER, Suzanne J., Steven N. DURLAUF et Paul A. JOHNSON (1993). « On the Evolution of Economic Status Across Generations. » Communication présentée au Annual Meetings of the American Statistical Association, San Francisco California.
- CORAK, Miles et Andrew HEISZ (1998). « De père en fils : la mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada », Ottawa : Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 113.
- CORAK, Miles et Andrew HEISZ (1995). « The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men. » *Canadian Business Economics*. Vol. 14, 59-69.
- CORCORAN, Mary, Roger GORDON, Deborah LAREN et Gary SOLON (1992). « The Association Between Men's Economic Status and their Family and Community Origins. » *Journal of Human Resources*. Vol. 27, 575-601.
- COUCH, Kenneth A. et Thomas A. DUNNE (1997). « Intergenerational Correlations in Labor Market Status: A Comparison of the United States and Germany. » *Journal of Human Resources*. Vol. 32, 210-32.
- DUNN, Thomas et Douglas HOLTZ-EAKIN (1996). « Financial Capital, Human Capital, and the Transition to Self-Employment: Evidence from Intergenerational Links. » NBER Document de travail n° 5622.
- GOTTSCHALK, Peter (1990). « AFDC Participation Across Generations. » *American Economic Review*. Vol. 80, 367-71.
- HARRIS, Shelly et Daniela LUCACIU (1994). « Un aperçu de la création du TIFF. » Rapports de DAL, Réf. No 94-24-01F v1.1. Ottawa : Statistique Canada, Division des données régionales et administratives.
- HAVEMAN, Robert et Barbara WOLFE (1995). « The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings. » *Journal of Economic Literature*. Vol. 23, 1829-78.
- HILL, Martha S. et Greg J. DUNCAN (1987). « Parental Family Income and the Socio-economic Attainment of Children. » *Social Science Research*. Vol. 16, 39-73.
- JENCKS, Christopher (1992). *Rethinking Social Policy: Race, Poverty, and the Underclass*. New York: Basic Books.
- LEVINE, Phillip B. et David J. ZIMMERMAN (1996). « The Intergenerational Correlation in AFDC Participation: Welfare Trap or Poverty Trap? » Institute for Research on Poverty. Document de travail n° 1100-96.
- MANSKI, Charles F., Gary D. SANDEFUR, Sara McLANAHAN et Daniel POWERS (1992). « Alternative Estimates of the Effect of Family Structure During Adolescence on High School Graduation. » *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 87, 25-37.

- MAYER, Susan E. (1997). *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*. Cambridge: Harvard University Press.
- McLANAHAN, Sara et Gary SANDEFUR (1994). *Growing up with a Single Parent: What Hurts, What Helps*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- SHEA, John (1996). « Does (Parents') Money Matter? » Polycopié non publié. Department of Economics, University of Wisconsin.
- SOLON, Gary (1992). « Intergenerational Income Mobility in the United States. » *American Economic Review*. Vol. 82, 393-408.
- SOLON, Gary, Mary CORCORAN, Roger GORDON et Deborah LAREN (1991). « A Longitudinal Analysis of Sibling Correlations in Economic Status. » *Journal of Human Resources*. Vol. 26, 509-33.
- SOLON, Gary, Mary CORCORAN, Roger GORDON et Deborah LAREN (1988). « Sibling and Intergenerational Correlations in Welfare Program Participation. » *Journal of Human Resources*. Vol. 23.
- WILSON, William Julius (1996). *When Work Disappears: The World of the New Urban Poor*. New York: Random House.
- WILSON, William Julius (1987). *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press.
- ZIMMERMAN, David J. (1992). « Regression Toward Mediocrity in Economic Stature. » *American Economic Review*. Vol. 82, 409-29.

## Chapitre 6

# Incidence de la rupture d'union des parents durant l'enfance sur le comportement démographique des jeunes adultes

CÉLINE LE BOURDAIS ET NICOLE MARCIL-GRATTON

---

Le concept d'« équité entre générations » a pour fondement principal la notion d'équilibre entre les contributions économiques d'une génération et celles des générations qui la précèdent ou la suivent. Il se pourrait toutefois que la transmission du bien-être économique se fasse par le biais du transfert des caractéristiques et des comportements sociaux, d'une génération à une autre. Les trajectoires de la vie familiale font manifestement partie de ces caractéristiques et la façon dont le cycle de pauvreté se perpétue à l'âge adulte en est un exemple éloquent. Ainsi, la répétition de la pauvreté pourrait très bien être le résultat des comportements sociaux adoptés par les enfants lorsqu'ils atteignent l'âge adulte et deviennent des parents. Nous avons choisi de traiter, dans ce chapitre, de l'incidence des bouleversements dans la vie familiale sur la transition à l'âge adulte, parmi les premières générations d'enfants canadiens dont une proportion importante ont vécu le divorce de leurs parents.

Le divorce, notamment depuis les modifications législatives adoptées en 1968, est devenu une réalité pour un nombre croissant de familles canadiennes. De fait, si les conditions actuelles devaient persister, environ 40 % de tous les mariages se solderont par un divorce (Dumas et Péron, 1992). Le mariage lui-même semble avoir perdu de la popularité. En effet, la majorité des jeunes Canadiens et Canadiennes commence aujourd'hui leur vie conjugale par la cohabitation (Le Bourdais et Marcil-Gratton, 1996). Or la cohabitation demeure un milieu de vie moins stable que le mariage, et des études démontrent que les enfants nés de parents vivant en union libre sont plus susceptibles de vivre la dissolution de leur famille durant l'enfance (Marcil-Gratton, 1993). L'union de fait demeurera-t-elle essentiellement une forme de mariage à l'essai, durant lequel les jeunes veulent juger de leur compatibilité avant de s'engager à long terme?

Ou cette forme d'union est-elle en voie de devenir un choix plus permanent pour les couples qui désirent fonder une famille? La réponse à ces questions varie d'une région à l'autre du pays. Au Québec, par exemple, les statistiques pour 1994 indiquent que près de la moitié (48,5 %) des naissances surviennent chez des mères célibataires (Duchesne, 1996). Dans la grande majorité de ces cas, il s'agit en fait de bébés nés de couples vivant en union de fait. Il se peut donc que la fréquence des divorces ne brosse pas un tableau complet de l'incidence qu'aura l'éclatement de la famille sur les générations d'enfants nés durant les années 90—l'histoire nous le dira.

L'examen des trajectoires suivies par les premières générations d'enfants qui ont vécu le divorce ou la séparation de leurs parents durant l'enfance peut néanmoins jeter une certaine lumière sur l'avenir de ces enfants. Il semble en effet y avoir un lien entre l'instabilité familiale durant l'enfance et la manière dont les enfants commencent leur vie en tant que couples et parents. Plus précisément, la séparation (ou le divorce) des parents tend à être reliée positivement à la vraisemblance que les enfants vivent en union libre, alors qu'elle réduit la probabilité d'un mariage direct. Ces expériences des parents tendent également à être reliées au fait pour les jeunes femmes d'avoir un enfant tôt, hors union ou hors mariage, ainsi qu'à une augmentation des risques de dissolution de l'union, du moins pour les hommes mariés.

### 1. Nouveaux enjeux

Les « enfants du divorce » ont aujourd'hui atteint l'âge de former des couples et d'avoir des enfants; la vie conjugale et parentale de ces enfants diffère-t-elle de celle des enfants dont le milieu familial est demeuré stable durant toute l'enfance et l'adolescence? Sans nécessairement

établir un lien de causalité direct entre, d'une part, l'éclatement de la famille durant l'enfance et, d'autre part, les attitudes et les comportements à l'égard de la vie de famille, pouvons-nous observer tout au moins des liens significatifs entre ces deux séries de variables?

Ces questions sont depuis longtemps à la base de nombreuses études en psychologie et sciences du comportement (Wallerstein, 1991). Ces études, qui s'appuyaient essentiellement sur des observations cliniques, ont d'abord cherché à mesurer les conséquences immédiates de l'instabilité familiale sur le développement de l'enfant (par exemple, l'incidence de l'éclatement de la famille sur l'estime de soi ou encore sur l'adaptation sociale et le rendement scolaire) puis, peu à peu, ces études se sont intéressées davantage aux effets à plus long terme.

Dans le domaine des sciences sociales, et plus particulièrement celui de la démographie, l'intérêt pour l'étude de l'impact de la séparation des parents sur les enfants est beaucoup plus récent. En effet, si l'on fait exception des chercheurs britanniques qui ont commencé à s'intéresser à cette question avec les enquêtes de suivi longitudinal de la cohorte de 1958—connues sous le nom de *National Child Development Study*, ce n'est que depuis le début des années 80 que les sociologues et les démographes ont commencé à analyser ce processus relativement à des échantillons représentatifs d'enfants.

Blau et Duncan (1967) ont introduit la notion de la transmission des caractéristiques sociales d'une génération à une autre, en montrant que les enfants de parents de faible statut socio-économique avaient tendance à présenter un profil de réussite et un statut similaires à ceux de leurs parents. S'appuyant sur une démarche similaire, McLanahan (1985) a démontré que l'on pouvait établir un lien manifeste entre la répétition de la pauvreté, d'une génération à une autre, et le fait pour un enfant de vivre dans une famille monoparentale dirigée par une femme. Par cette étude, McLanahan (1985) a été l'une des premières à établir un lien direct entre le niveau socio-économique et les indicateurs de la vie familiale.

Au milieu des années 80, de nouvelles variables démographiques ont été introduites dans les analyses, en particulier aux États-Unis où des données plus étayées étaient disponibles. McLanahan et Bumpass (1988), de même que Thornton (1991), ont étudié les liens entre l'évolution de la vie familiale des parents et la façon

dont leurs enfants commençaient à leur tour leur vie comme couples et parents.

Les recherches sur ce sujet ont connu une forte progression durant les années 90. Furstenberg, Hoffman et Shresta (1995), Cherlin, Kiernan et Chase-Landale (1995), Axinn et Thornton (1996) et surtout Amato (1996) ont tous trouvé des moyens ingénieux d'élargir leur analyse. Bien que les données soient encore insuffisantes dans un nombre appréciable de cas, nous disposons aujourd'hui de données de plus en plus nombreuses qui tendent à démontrer que le divorce (ou la séparation) des parents est associé non seulement à un risque accru de divorce chez les enfants, mais également à plusieurs autres types de comportement.

En termes plus précis, des recherches récentes montrent que les enfants de parents séparés ou divorcés :

- [1] ont tendance à quitter la maison plus tôt et à le faire pour des raisons plus négatives, par exemple à cause de conflits ou de frictions, que ceux dont les parents sont restés ensemble (Goldscheider et Goldscheider, 1989; Kiernan, 1992; Cherlin et coll., 1995; Mitchell et coll., 1989; Young, 1987);
- [2] ont des relations sexuelles pré-conjugales plus tôt et plus fréquentes (Thornton et Camburn, 1987; McLanahan et Bumpass, 1988; Gabardi et Rosén, 1992);
- [3] sont plus susceptibles de vivre d'abord en union libre que de se marier (Kiernan, 1992; Cherlin et coll., 1995; Thornton, 1991; Furstenberg et Teitler, 1994);
- [4] s'il y a mariage, les jeunes filles de parents séparés ou divorcés ont tendance à se marier plus tôt que les autres (Mueller et Pope, 1977; Glenn et Kramer, 1987); il semble également y avoir un lien entre un mariage précoce et le remariage des parents de la jeune fille (Goldscheider et Goldscheider, 1989; Kiernan, 1992; Thornton, 1991; Keith et Findlay, 1988) ainsi que le fait que leurs mères s'étaient mariées jeunes et étaient enceintes au moment du mariage;
- [5] que les filles imitent ou non le comportement de leur mère, celles de parents divorcés ou séparés ont tendance à avoir leur premier enfant plus tôt et plus souvent hors mariage que celles dont les parents sont restés ensemble;

[6] sont plus susceptibles de vivre eux-mêmes la dissolution de leur union que ceux issus de familles stables; leur union dure également moins longtemps (Gee, 1992; McLanahan et Bumpass, 1988; Keith et Findlay, 1988; Webster et coll., 1995).

Différentes théories ont été proposées pour expliquer le transfert entre générations des comportements conjugaux et parentaux, dont une qui s'appuie sur une perspective socio-économique. La plupart des observateurs s'entendent pour dire que le niveau socio-économique exerce un effet global sur la transmission des comportements familiaux. À titre d'exemple, comme les mères seules et leurs enfants éprouvent souvent des difficultés économiques, il est fort possible que les enfants de parents divorcés aient un niveau de scolarité, un revenu et un emploi inférieurs. En outre, un faible niveau économique est en soi associé à des difficultés conjugales et à des risques accrus de divorce, même si l'on ne peut pas toujours établir clairement lequel des deux facteurs—entre les antécédents familiaux et la faible situation économique—est déterminant.

De toute évidence, tous ces effets ne sont pas indépendants les uns des autres : un mariage à un jeune âge est souvent, en soi, un bon prédicteur de la dissolution du mariage, que la personne ait vécu ou non l'éclatement de sa famille durant son enfance. Plusieurs auteurs ont donc senti le besoin d'introduire des variables intermédiaires pour expliquer la transmission du divorce d'une génération à une autre. Amato (1993), par exemple, traite de l'impact potentiel des conflits entre parents sur l'attitude des enfants à l'égard du mariage et du divorce, laquelle attitude influe à son tour sur leurs comportements à l'égard de la famille. Amato (1996) cite également la capacité d'établir des relations intimes de qualité, laquelle peut dépendre dans une grande mesure de la qualité des relations qu'entretenaient les parents et du modèle qui a été présenté aux enfants durant leur enfance. Amato sert toutefois une mise en garde à l'égard des analyses qui tenteraient d'imputer à un seul facteur les effets négatifs observés chez les enfants. Il suggère plutôt d'élaborer un modèle plus général regroupant plusieurs variables qui atténuent ou accentuent les effets potentiels du divorce des parents sur les enfants.

Relativement peu d'analyses sur l'incidence intergénérationnelle du divorce des parents ont été menées au Canada, principalement à cause de l'absence de données adéquates, du moins avant la tenue de l'Enquête sociale générale

(ESG) de 1990. Mitchell, Wister et Burch (1989), de même que Gee (1992), ont fait quelques travaux novateurs dans ce domaine, les premiers analysant les conditions et le moment où les enfants ont quitté la maison en fonction des antécédents conjugaux des parents, alors que la dernière a étudié l'incidence de la structure familiale durant l'enfance sur diverses caractéristiques des enfants, notamment sur leurs pratiques religieuses, leur rendement scolaire et leur situation socio-économique.

## 2. Données disponibles

Toute étude sur la transmission des comportements familiaux entre générations doit s'appuyer sur des données d'enquête. Les enquêtes longitudinales, qui suivent les enfants depuis la naissance jusqu'à l'âge adulte et qui tiennent compte de tous les événements ou des variables qualitatives qui modifient le milieu familial au fil des ans, constituent la source idéale. De telles enquêtes permettent en effet d'évaluer l'influence qu'exerce chaque facteur à l'étude sur le comportement de l'enfant lorsque celui-ci quitte la maison familiale, commence sa vie conjugale et devient parent. Comme nous l'avons indiqué précédemment, la *National Child Development Study* en Grande-Bretagne s'est appuyée sur une telle démarche longitudinale; au Canada, nous avons maintenant l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes.

Les données longitudinales recueillies par panel présentent toutefois un grand inconvénient, qui est imputable à la très longue période nécessaire pour l'élaboration de ces données. Il faut attendre que les enfants atteignent l'âge de quitter la maison et de commencer leur propre famille avant de procéder à l'analyse. Une telle démarche présente donc le risque que les données reflètent les conditions propres à la période durant laquelle ont grandi les enfants, mais qu'elles soient périmées au moment où l'analyse peut commencer. Ce problème s'applique à différents degrés à l'étude britannique qui porte sur la cohorte de 1958 car, à cette époque, la perturbation familiale était davantage associée au décès d'un parent qu'au divorce.

Il est plus fréquent que les données longitudinales soient recueillies de façon rétrospective, comme dans le cas de l'Enquête sociale générale de Statistique Canada. Cependant, ces données ont elles aussi certaines limites, dues principalement au fait qu'elles portent inévitablement sur une seule génération de membres de

la famille. La première décision que doivent prendre alors les chercheurs est de déterminer si le répondant appartient à la génération des parents ou à celle des enfants. L'Enquête sur la famille de 1984 et l'Enquête sociale générale (ESG) de 1990 fournissent toutes deux des données complètes sur les antécédents conjugaux et parentaux du répondant. Comme l'Enquête sur la famille de 1984 ne renferme aucune donnée sur l'état matrimonial des parents du répondant, ce dernier a été considéré comme appartenant à la génération des parents. De plus, comme aucune donnée n'a été recueillie sur la trajectoire familiale des enfants des répondants après leur départ de la maison, les analystes ne peuvent étudier les effets de l'éclatement de la famille sur les enfants qu'en regard du moment où l'enfant quitte le domicile familial (Mitchell et coll., 1989)<sup>1</sup>.

Même si le cycle de l'ESG de 1986 n'a pas porté sur les questions familiales, des données ont été obtenues sur l'état matrimonial des parents (séparés ou non) du répondant alors que celui-ci était âgé de 15 ans. Aucune donnée n'a toutefois été recueillie sur la situation matrimoniale du répondant, outre sa situation au moment de l'enquête. Gee (1992) a par la suite procédé à une analyse de l'incidence de la séparation des parents sur le niveau de scolarité, le revenu, les pratiques religieuses et la situation socio-économique du répondant, ainsi que sur sa « satisfaction à l'égard de plusieurs aspects de la vie ». La principale lacune de cette étude tient au fait que l'intervalle entre le 15<sup>e</sup> anniversaire de naissance des répondants et l'enquête varie considérablement d'un répondant à un autre; les variables des « résultats », qui toutes mesurent la situation au moment de l'enquête, peuvent donc varier sensiblement de celles observées lorsque le répondant avait 15 ans. À titre d'exemple, la variable « actuellement marié » n'indique pas s'il s'agit pour le répondant d'un premier mariage ou d'un remariage, pas plus qu'elle n'indique l'âge auquel le mariage a eu lieu. Enfin, la situation familiale à l'âge de 15 ans—quelle que soit sa concordance avec l'expérience vécue par l'enfant—ne reflète pas les transitions familiales que le répondant pourrait avoir vécues à un plus jeune âge.

L'ESG de 1990, sur laquelle s'appuie la présente analyse, ne fournit pas de meilleures données que les enquêtes antérieures sur l'expérience familiale du répondant durant l'enfance. Elle constitue néanmoins une nette amélioration, en ce qu'elle fournit des données sur les antécédents matrimoniaux du répondant, de

sorte que des liens peuvent être établis avec l'état matrimonial de ses parents. Il y a lieu toutefois de préciser que l'information sur la situation familiale des parents est fragile et très fragmentaire : la seule information dont nous soyons certains est celle concernant la situation des parents du répondant (toujours ensemble) au moment de l'enquête.

Comme nous n'avons aucune information sur le « moment » de la séparation des parents, nous avons pris plusieurs précautions pour assurer la validité de notre analyse. Premièrement, nous avons limité notre échantillon aux jeunes répondants, c'est-à-dire aux hommes et aux femmes de 15 à 34 ans au moment de l'enquête. Ces répondants font partie des générations les plus susceptibles d'avoir vécu le divorce de leurs parents. Il s'agit de personnes nées entre 1956 et 1974, les plus âgés étant au seuil de l'adolescence lorsque la *Loi sur le divorce* de 1968 a été adoptée. De plus, comme il nous est impossible d'établir avec précision le moment de la séparation des parents, nous considérons plus prudent de limiter l'analyse aux générations plus jeunes pour qui la séparation des parents s'est produite alors que les jeunes vivaient toujours à la maison ou peu de temps après; la variable dérivée n'est donc qu'une variable d'approximation du moment de la séparation. Deuxièmement, diverses mesures ont été prises pour tenter de déterminer le plus exactement possible si les parents du répondant ont véritablement vécu une séparation ou un divorce. Parmi les 5 618 répondants âgés de moins de 35 ans au moment de l'enquête, 888 cas—où au moins un des deux parents était décédé—et 32 cas pour lesquels l'information n'était pas suffisante pour classer les parents parmi ceux « vivant ensemble » ont été rejetés; 3 823 cas de parents « toujours ensemble »—incluant 13 cas où un des parents vivait en établissement et l'autre ne vivait pas avec un autre partenaire—ont été retenus. Enfin, 875 cas ont été classés parmi les « parents séparés » : les deux parents étaient toujours vivants mais ils ne vivaient plus ensemble et aucun des deux n'avait été placé en établissement (dans 59 % de ces cas, il a été fait mention d'un nouveau partenaire)<sup>2</sup>. Un autre facteur est venu accroître la validité de notre mesure de la séparation des parents; il s'agit du fait que les plus jeunes répondants de notre échantillon (les 15 à 24 ans) sont ceux qui ont vécu la séparation de leurs parents en plus grandes proportions. Pour ces jeunes, la séparation des parents s'est produite en grande partie avant l'âge adulte.

### 3. Méthodologie

Nous utilisons une série de tables de survie, recoupées selon l'état matrimonial des parents, pour examiner la probabilité, pour les descendants, de vivre différentes situations conjugales et parentales, incluant la dissolution de leur union, ainsi que le moment où ces événements risquent de survenir. La méthode par tables de survie consiste à calculer, pour chaque situation parentale possible, la probabilité qu'une personne vive une transition familiale donnée en fonction de l'âge. Prenons par exemple les répondants dont les parents sont séparés : la probabilité pour ces personnes de commencer leur vie conjugale par le mariage, entre 15 et 25 ans, est déterminée en divisant le nombre de jeunes qui se sont mariés à l'âge considéré par le nombre de jeunes encore « à risque », c'est-à-dire ceux qui ne sont pas encore mariés ou qui ne vivent pas encore en union libre et qui sont toujours sous observation. Aux fins de la présente analyse, cohabitation et mariage sont considérés comme des risques concurrentiels, c'est-à-dire comme des moyens différents de former un couple. En d'autres mots, les personnes vivant en union libre sont considérées comme des cas tronqués dans l'analyse du mariage et elles sont éliminées du groupe « à risque » dès qu'elles commencent à vivre avec un partenaire. On fait ensuite le cumul des événements de la table de survie à chaque âge, pour établir la probabilité globale de former une première union par le mariage ou la cohabitation entre l'âge de 15 et 25 ans, selon la situation des parents du répondant.

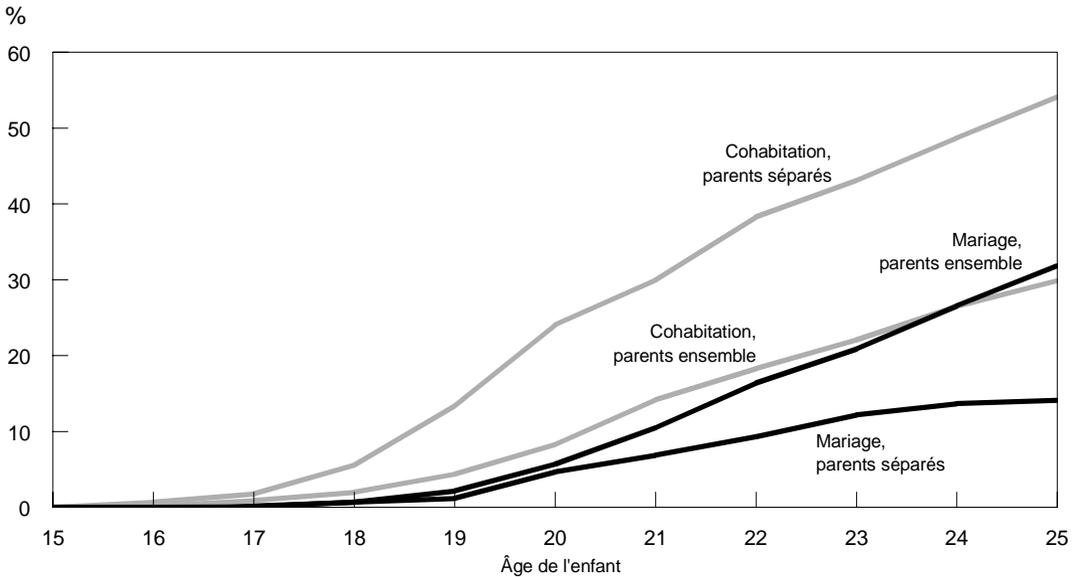
Les tables de survie des hommes et des femmes sont calculées séparément, de même que celles s'appliquant à chacune des trois transitions à l'étude, à savoir : création d'une première union, naissance d'un enfant et dissolution de l'union. Le graphique 6.1 illustre la probabilité cumulée de se marier ou de vivre en union libre, pour les jeunes filles âgées de 15 à 34 ans au moment de l'enquête. L'examen de ce graphique indique : [1] que les jeunes femmes dont les parents sont séparés ont tendance à former une union plus tôt que celles dont les parents vivaient toujours ensemble au moment de l'enquête (à l'âge de 20 ans, 14 % des jeunes femmes issues de familles stables avaient commencé à vivre avec un partenaire, par le mariage ou la cohabitation, comparativement à 29 % de celles dont les parents étaient séparés) et [2] que les jeunes femmes dont les parents vivent toujours ensemble choisissent dans des proportions à peu

près égales de se marier ou de cohabiter (environ 30 % dans les deux cas), alors que celles dont les parents sont séparés préfèrent, dans une proportion nettement supérieure, la cohabitation au mariage comme façon de commencer la vie conjugale (à 25 ans, 54 % des dernières vivaient avec un partenaire en union libre, contre seulement 14 % qui étaient mariées). Notre analyse révèle également (données non présentées) que les jeunes filles de parents séparés ont davantage tendance à avoir un enfant tôt que celles dont les parents vivent toujours ensemble (14 % des premières ont eu un enfant avant l'âge de 20 ans, comparativement à 9 % des dernières).

Une des limites de la démarche basée sur la table de survie est qu'elle ne permet pas d'évaluer dans quelle mesure l'effet de la séparation des parents sur le comportement de l'enfant est associé à une série de variables intermédiaires ou s'exerce par le biais de ces variables. Pour faire une telle évaluation, nous avons choisi l'« analyse des transitions ». Cette méthode consiste à examiner le calendrier des événements (par exemple le mariage) en regard de variables qui peuvent varier au fil des ans. « Événement » s'entend ici d'un « changement depuis un état mutuellement exclusif à un autre état, qui survient à une période précise et connue » (Luke, 1993, p. 205).

L'analyse des transitions réunit deux types d'approche, soit : [1] l'approche basée sur la table de survie, qui mesure la probabilité et le calendrier des événements, et [2] l'analyse de régression qui vise à distinguer les effets nets des variables sur une variable dépendante. Dans l'analyse des événements, la fonction de transition, c'est-à-dire la probabilité instantanée de vivre une transition d'un état à un autre (par exemple, de passer de l'état de célibataire à celui de personne mariée), est modélisée. Nous avons utilisé le modèle semi-paramétrique pour étudier l'effet de la séparation des parents sur les comportements de l'enfant à l'âge adulte. Dans ces modèles, le taux instantané de transition est représenté par une fonction de deux composantes exprimée par  $h(t) = h_0(t)\exp\{\beta X\}$ . La première composante,  $h_0(t)$ , représente le quotient instantané de base sous-jacente, qui varie au fil des ans mais dont la forme est non spécifiée; la deuxième composante contient le paramètre ( $\beta$ ) à estimer et mesure les effets, sur le quotient instantané de base, d'une série de caractéristiques individuelles ( $x_i$ ) dont certaines peuvent varier au fil des ans (Cox, 1972).

**Graphique 6.1**  
**Probabilité cumulée pour les jeunes femmes de se marier ou de former**  
**une union libre avant l'âge de 25 ans, selon que leurs parents**  
**sont séparés ou ensemble**



Les caractéristiques utilisées comme variables indépendantes sont toutes incorporées dans le modèle comme variables dichotomiques. Outre la variable qui mesure si les parents du répondant sont séparés ou non, les variables indépendantes incluent la cohorte d'âge du répondant (15 à 24 ans et 25 à 34 ans), le niveau de scolarité atteint (études secondaires non terminées, diplôme d'études secondaires, études post-secondaires non terminées, études collégiales non terminées), la région de résidence (province de Québec ou reste du Canada), ainsi que la religion (catholique pratiquant, catholique non pratiquant, protestant pratiquant, protestant non pratiquant, autre religion, aucune religion). Comme toutes ces caractéristiques sont mesurées au moment de l'enquête, elles peuvent différer des caractéristiques du répondant alors qu'il était susceptible de former une union ou d'avoir un enfant. Par exemple, il se peut que dans l'intervalle certaines personnes aient poursuivi leurs études ou aient migré dans une autre province. Cependant, comme nous ne disposons d'aucune donnée rétrospective sur ces attributs du répondant, nous devons utiliser les données mesurées au moment de l'enquête<sup>3</sup>.

Comme nous l'avons indiqué précédemment, l'ESG de 1990 ne fournit pas d'information sur le milieu familial dans lequel l'enfant a grandi. Or, comme on peut s'y attendre, ces variables (revenu familial, niveau de scolarité des parents, pour ne nommer que celles-ci) influent

à la fois sur la probabilité que les parents se séparent et sur le comportement des enfants au stade de jeunes adultes. L'omission de ces variables du modèle pourrait mener à une estimation biaisée du paramètre de la séparation des parents. Nos résultats doivent donc être interprétés en tenant compte de ce fait, et d'autres recherches, basées sur de nouvelles données, devront être menées pour évaluer cet effet.

Nous examinons différents modèles pour chaque résultat étudié, d'abord en analysant seulement l'effet de la variable « séparation des parents », puis en y ajoutant une variable à la fois pour évaluer dans quelle mesure chacune de ces caractéristiques influe sur la propension d'une personne à vivre une transition donnée. Seulement deux modèles sont examinés dans ce chapitre. Le premier (désigné modèle restreint) présente l'effet brut de la séparation des parents sur les expériences vécues par les enfants, tandis que le deuxième (modèle complet) indique les effets nets de toutes les variables incluses dans l'analyse. Les estimations des paramètres incluses dans les tableaux sont présentées sous la forme exponentielle ( $\exp(\beta)$ ) et expriment donc le risque pour un groupe donné, en proportion du risque de base. Un coefficient égal à 1 indique que les caractéristiques analysées n'ont aucun effet, alors qu'un coefficient de 2,095—comme celui obtenu pour l'exemple figurant à la première colonne du tableau 6.1—indique que le fait de vivre la séparation

de ses parents augmente de plus du double la probabilité qu'une jeune femme vive en union libre.

## 4. Résultats

### Formation d'une union avant l'âge de 25 ans

Nous examinons le processus de formation d'une union séparément, selon qu'il s'agit d'un homme ou d'une femme, en raison des différences qui ont été observées entre les deux sexes au niveau des comportements et du moment où il y a formation d'une union. Une distinction est également faite entre les premières unions sous forme de cohabitation et celles résultant du mariage car, comme l'indique le graphique 6.1, la séparation des parents semble avoir un effet opposé sur la vraisemblance des enfants de se marier ou de cohabiter. (Il faut se rappeler que le mariage est considéré comme un risque concurrentiel dans l'étude sur la cohabitation—les personnes qui se marient ne sont plus considérées « à risque » de commencer leur vie conjugale par la cohabitation dès le moment où le mariage se produit.) La séparation ou le divorce est associé à une probabilité deux fois plus élevée que les enfants vivent en union libre avant l'âge de 25 ans, lorsque aucune autre covariable n'est prise en considération (voir volet A du tableau 6.1). Cette relation est à peu près la même pour les hommes et les femmes. Par ailleurs, cette association entre la séparation ou le divorce des parents et la probabilité que les enfants commencent leur vie conjugale par la cohabitation demeure importante, même lorsque d'autres variables sont prises en considération. À titre d'exemple, les coefficients présentés pour le volet B (tableau 6.1) montrent que, même après avoir tenu compte de l'effet des caractéristiques personnelles, la probabilité que les femmes dont les parents sont séparés ou divorcés vivent en union libre demeure 75 % supérieure à celle observée pour les femmes dont les parents ont continué de vivre ensemble.

Les résultats obtenus indiquent également que la probabilité de cohabitation diminue à mesure que le niveau de scolarité augmente. Comparativement aux femmes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires (le groupe de référence), celles qui ont obtenu un diplôme d'études secondaires sont environ 30 % moins susceptibles de commencer à cohabiter avant l'âge de 25 ans et cette proportion atteint 60 % chez les femmes qui ont complété des études

universitaires<sup>4</sup>. Ces résultats viennent corroborer ceux obtenus dans le cadre de recherches antérieures.

La probabilité qu'une femme vive en union libre semble également reliée à la cohorte d'âge. Ainsi, les femmes âgées de 15 à 24 ans au moment de l'enquête sont plus susceptibles de vivre d'abord en union libre que celles âgées de 25 à 34 ans, indépendamment des autres caractéristiques. Le même effet s'observe chez les hommes, bien que le coefficient ne soit pas significatif au niveau de 0,05. Le fait de vivre au Québec tend également à augmenter de façon significative la probabilité de cohabitation chez les jeunes, et ce dans une proportion de 50 % chez les femmes et de près du double, chez les hommes. Ces résultats sont liés à l'augmentation des unions de fait parmi les cohortes plus jeunes, en particulier dans la province de Québec.

Fait peu surprenant, la religion influe aussi sur la probabilité de vivre en union libre. Chez les femmes, par exemple, les catholiques ou protestantes qui ont déclaré assister à des cérémonies ou des rencontres religieuses sur une base régulière sont environ deux fois moins susceptibles de vivre d'abord en union libre que les autres; la probabilité de commencer sa vie conjugale par une union de fait ne semble toutefois pas moins élevée chez ces dernières que chez les femmes qui ne déclarent aucune religion. Par ailleurs, les femmes qui ont déclaré une religion autre que le catholicisme ou le protestantisme affichent la plus faible propension à cohabiter, qui n'est que de 27 % de la probabilité observée pour les femmes n'ayant déclaré aucune religion. Enfin, la religion influe de façon similaire sur la probabilité de cohabiter pour les hommes, à la seule différence que la probabilité de vivre en union de fait est moins élevée chez les catholiques non pratiquants que chez les hommes ne déclarant aucune religion.

Le tableau 6.1 montre également que la séparation ou le divorce des parents exerce un effet opposé sur la probabilité qu'une personne se marie ou vive en union libre : la séparation ou le divorce de parents est ainsi associé à une réduction d'environ 40 % de la probabilité qu'une femme commence sa vie conjugale par le mariage alors qu'il double la probabilité que cela se fasse par la cohabitation. La séparation des parents diminue également les probabilités de mariage chez les hommes, quoique dans une moindre mesure, et le coefficient ne semble pas

Tableau 6.1

### Incidence de la séparation ou du divorce des parents sur la propension des jeunes adultes à vivre en union libre ou à se marier avant l'âge de 25 ans

	Cohabitation		Mariage	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
<b>A. Modèle restreint</b>				
Séparation/divorce des parents	2,095***	2,000***	0,557***	0,820
<b>B. Modèle complet</b>				
Séparation/divorce des parents	1,756***	1,716***	0,584***	0,869
Diplôme d'études secondaires	0,713**	0,716*	1,078	1,192
Études postsecondaires	0,635***	0,685***	0,501***	0,828
Études collégiales (Pas de diplôme d'études secondaires)	0,385***	0,403***	0,302***	0,400***
15 à 24 ans (25 à 34 ans)	1,196*	1,113	0,406***	0,397***
Québec (reste du Canada)	1,533***	1,958***	0,719**	0,589**
Catholique pratiquant <sup>1</sup>	0,572***	0,429***	1,642**	1,684 *
Catholique non pratiquant	0,943	0,651*	1,104	1,133
Protestant pratiquant	0,540***	0,473***	1,791***	2,324***
Protestant non pratiquant	1,076	0,765	1,460	1,521
Autre Religion (Aucune religion indiquée)	0,268***	0,215**	2,133**	1,611

**Source :** Calculs des auteurs, basés sur l'Enquête sociale générale de 1990 de Statistique Canada.

**Nota :** Les coefficients indiqués ont été obtenus à partir d'un modèle de régression de Cox. L'analyse est basée sur un échantillon formé de 2 283 femmes et de 2 294 hommes âgés de 15 à 34 ans au moment de l'enquête. Des données pondérées sont utilisées tout au long de l'analyse et la catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.

\* Significatif à 0,05

\*\* Significatif à 0,01

\*\*\* Significatif à 0,001

<sup>1</sup> Pratiquant s'entend d'une personne qui a assisté à une cérémonie ou une rencontre reliée à sa religion (excluant les occasions spéciales telles que les mariages, les funérailles ou les baptêmes) au cours des 12 derniers mois.

significatif au niveau de 0,05. Ce résultat pourrait être dû au fait que les hommes ont tendance à se marier plus tard que les femmes et que l'échantillon sur lequel est basée l'analyse est assez petit. L'introduction d'autres covariables dans l'analyse ne modifie pas de façon significative l'effet de la séparation des parents sur la probabilité de mariage, comme l'indique la comparaison des coefficients présentés pour les volets A et B dans ce tableau.

Outre l'état matrimonial des parents, trois séries de caractéristiques exercent sur la probabilité de commencer sa vie conjugale par le mariage, un effet contraire à celui observé chez les personnes qui optent plutôt pour la cohabitation. La probabilité de se marier avant l'âge de 25 ans chez la cohorte d'âge plus jeune n'est que de 40 % environ de celle observée chez la

cohorte plus âgée. La probabilité de commencer sa vie conjugale par le mariage est également plus faible au Québec que dans le reste du Canada (72 % pour les femmes et 59 % pour les hommes). Enfin, le fait de pratiquer une religion sur une base régulière tend à augmenter de façon significative la probabilité de choisir le mariage de préférence à l'union libre. La probabilité de se marier avant l'âge de 25 ans est de 1,6 à 1,8 fois plus élevée chez les femmes catholiques et protestantes pratiquantes que chez celles qui ne déclarent aucune religion; elle augmente également de plus du double chez les femmes qui déclarent une autre religion. Ces variables exercent, sur la propension des hommes à se marier, des effets similaires à ceux observés chez les femmes, bien que le coefficient associé à une « autre » religion ne semble pas significatif, même s'il est assez élevé.

L'éducation, par contre, semble influencer de façon similaire sur la propension des jeunes adultes à commencer leur vie conjugale, que ce soit par le mariage ou la cohabitation<sup>5</sup>. Dans les deux cas, un niveau de scolarité plus élevé est associé à une diminution de la probabilité de former une union à un plus jeune âge; cependant, le niveau auquel cette variable commence à exercer un effet diffère, selon qu'il s'agit du mariage ou de la cohabitation. Ainsi, ce n'est qu'au niveau postsecondaire pour les femmes et au niveau collégial pour les hommes qu'il existe un lien significatif entre l'éducation et la réduction de la probabilité de mariage chez les jeunes adultes. Par contre, l'effet sur la probabilité de cohabitation se fait sentir dès le niveau des études secondaires terminées.

### **Donner naissance à un enfant, avant l'âge de 20 ans**

Des études ont démontré un lien entre la séparation des parents et le fait d'avoir un enfant à un âge précoce ou hors mariage. Nous avons choisi de limiter notre analyse sur l'âge de la première naissance en regard du milieu familial durant l'enfance aux répondants de sexe féminin, et ce pour deux raisons. Premièrement, des études antérieures ont démontré que les données rétrospectives sur les antécédents de fécondité sont plus fiables pour les femmes que pour les hommes (Furstenberg, 1988). Deuxièmement, comme certaines naissances chez des jeunes femmes se produisent hors union, il est probable que certains des pères en cause ne soient pas reconnus, ou même informés de leur paternité.

Le tableau 6.2 présente l'impact des différentes variables sur la propension des femmes à avoir un enfant avant l'âge de 20 ans. La première colonne indique la probabilité qu'une femme donne naissance à un enfant—quel que soit son état matrimonial—alors que les deuxième et troisième colonnes indiquent les probabilités d'avoir un enfant hors union ou avant le mariage. La plupart des variables ont un effet similaire sur la probabilité qu'une femme donne naissance à un enfant, sans égard à son état matrimonial; en général, toutefois, cet effet est plus marqué dans le cas des naissances qui surviennent hors union ou hors mariage.

Les femmes qui ont vécu la séparation ou le divorce de leurs parents semblent beaucoup plus susceptibles d'avoir un enfant avant leur 20<sup>e</sup> anniversaire de naissance que celles qui ont grandi dans un milieu familial stable : ainsi, sans égard

à l'état matrimonial, les premières sont 1,68 fois plus susceptibles que les dernières à vivre une telle expérience avant l'âge de 20 ans. En outre, les probabilités que la naissance d'un enfant survienne hors union ou avant le mariage sont respectivement de 1,89 fois et 1,82 fois plus élevées chez les premières.

L'effet de la séparation des parents demeure important, même après l'inclusion d'autres caractéristiques dans le modèle; les femmes qui ont vécu la séparation de leurs parents demeurent environ 1,5 fois plus susceptibles que celles qui ont vécu dans une famille stable d'avoir un enfant avant l'âge de 20 ans, quel que soit leur état matrimonial. Il est intéressant de souligner que l'introduction des autres covariables entraîne une réduction plus significative du coefficient associé à la séparation des parents dans le modèle portant uniquement sur les naissances survenant hors union ou hors mariage que dans le modèle qui inclut toutes les naissances. Ce résultat semble indiquer que, dans ces cas, la transmission intergénérationnelle du comportement familial se fait par le biais de processus intermédiaires : la séparation des parents influe sur le niveau de scolarité des enfants, lequel à son tour influe directement sur la probabilité qu'une femme ait un enfant hors union ou hors mariage, à un âge précoce<sup>6</sup>.

De fait, il semble généralement y avoir une forte association entre le niveau de scolarité et la propension des femmes à avoir un enfant à un jeune âge, et cette association est encore plus marquée chez les femmes qui ont un enfant sans vivre avec un partenaire. Chez les femmes ayant terminé leurs études secondaires, la probabilité d'avoir un enfant avant leur 20<sup>e</sup> anniversaire de naissance n'est que de 30 % à 46 % (selon l'état matrimonial) de celle des femmes sans diplôme d'études secondaires et cette probabilité diminue à environ 20 % chez les femmes qui ont fait quelques études post-secondaires et à moins de 5 % chez les femmes qui ont fait des études collégiales.

Lorsqu'on considère l'ensemble des naissances, sans égard à l'état matrimonial de la femme, celles qui étaient âgées de 15 à 24 ans au moment de l'enquête semblent moins susceptibles (le tiers seulement de la probabilité) d'avoir un enfant durant l'adolescence que celles qui étaient âgées de 25 à 34 ans. Ce résultat peut sembler surprenant à première vue, compte tenu de la légère hausse récemment observée au Canada de la proportion des femmes qui ont un enfant au début de l'adolescence (Statistique

Tableau 6.2

### Incidence de la séparation ou du divorce des parents sur la propension des jeunes filles à avoir un enfant avant l'âge de 20 ans

	Ensemble des premières naissances	Naissances hors union	Naissances avant le mariage
<b>A. Modèle restreint</b>			
Séparation/divorce des parents	1,682***	1,890**	1,815**
<b>B. Modèle complet</b>			
Séparation/divorce des parents	1,445*	1,469	1,373
Diplôme d'études secondaires	0,463***	0,362***	0,304***
Études postsecondaires	0,198***	0,216***	0,197***
Études collégiales	0,034***	0,020***	0,014***
(Aucun diplôme d'études secondaires)			
15 à 24 ans (25 à 34 ans)	0,646**	1,017	0,880
Québec (reste du Canada)	0,692	0,760	0,794
Catholique pratiquant <sup>1</sup>	0,882	0,783	0,769
Catholique non pratiquant	1,963*	1,659	2,089*
Protestant pratiquant	1,381	0,697	0,756
Protestant non pratiquant	1,412	1,284	1,233
Autre religion	1,749	1,059	1,203
(Aucune religion indiquée)			

**Source** : Calculs des auteurs, basés sur l'Enquête sociale générale de 1990 de Statistique Canada.

**Nota** : L'analyse est basée sur un échantillon formé de 2 311 femmes âgées de 15 à 34 ans au moment de l'enquête. Des données pondérées sont utilisées tout au long de l'analyse et la catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.

\* Significatif à 0,05

\*\* Significatif à 0,01

\*\*\* Significatif à 0,001

<sup>1</sup> Pratiquant s'entend d'une personne qui a assisté à une cérémonie ou une rencontre liée à sa religion (excluant les occasions spéciales telles que les mariages, les funérailles ou les baptêmes) au cours des 12 derniers mois.

Canada, 1991). Nous obtenons toutefois des résultats très différents, lorsque notre analyse se limite aux naissances hors union; dans ce dernier cas, la cohorte plus jeune semble légèrement plus susceptible d'avoir un enfant durant l'adolescence que la cohorte plus âgée, bien que le coefficient ne soit pas significatif au niveau de 0,05.

Sans égard à l'état matrimonial, les femmes vivant au Québec semblent moins susceptibles d'avoir un enfant avant l'âge de 20 ans que leurs homologues vivant ailleurs au Canada, après « neutralisation » de l'effet des autres caractéristiques personnelles. Cette conclusion est en accord avec des résultats obtenus lors d'autres études sur la fécondité des adolescentes au Canada (Guilbert et Forget, 1991). Il semble également y avoir un lien entre la religion et la

probabilité des femmes d'avoir un enfant, bien que la plupart des coefficients se révèlent ici non significatifs. Seules les catholiques non pratiquantes diffèrent sensiblement des répondantes qui n'ont déclaré aucune religion; les premières sont près de deux fois plus susceptibles d'avoir un enfant durant l'adolescence que celles sans appartenance religieuse (sauf dans le cas des naissances hors union, où l'effet de la religion est moindre). Par ailleurs, les catholiques pratiquantes semblent moins susceptibles d'avoir un enfant avant l'âge de 20 ans que la plupart des femmes ayant déclaré une autre religion ou qui n'en ont déclaré aucune, bien que le coefficient des premières ne diffère pas de façon significative de celui des dernières. La plus faible propension des femmes catholiques pratiquantes à avoir un enfant durant l'adolescence (et des femmes protestantes pratiquantes à avoir un enfant

hors union ou avant le mariage) pourrait être reliée à des attitudes moins ouvertes à l'égard de l'activité sexuelle pré-conjugale. Il demeure toutefois difficile d'interpréter, à la lumière des données actuelles, l'effet de la religion sur la probabilité des femmes d'avoir un enfant en bas âge; ceci pourrait être dû en partie à la petite taille des échantillons étudiés et au fait que le degré de pratique religieuse déclaré par les femmes au moment de l'enquête pourrait différer de celui qui prévalait durant leur adolescence.

### Dissolution de l'union

Il a été démontré que la séparation ou le divorce des parents a une incidence, non seulement sur le processus de formation d'une famille chez les descendants, mais également sur la probabilité que les descendants eux-mêmes vivent une séparation ou un divorce (Amato, 1996). Afin d'étudier cette question plus à fond, nous avons examiné la probabilité de la dissolution de l'union entre l'âge de 15 et 34 ans, mais uniquement pour les répondants âgés de 25 à 34 ans au moment de l'enquête. Les répondants âgés de 15 à 24 ans ont été exclus, afin de ne pas surreprésenter une cohorte d'âge qui en était encore aux premiers stades de la vie conjugale, à savoir les personnes qui étaient très jeunes lorsqu'elles se sont mariées ou ont commencé à vivre avec un partenaire et qui sont donc plus « à risque » de vivre la dissolution de leur union, tôt durant leur vie.

En plus des variables comprises dans l'analyse sur la formation d'une famille, nous avons également inclus l'âge du répondant au moment de la première union. Compte tenu des différences qui existent entre les hommes et les femmes sur ce dernier point, les catégories d'âge utilisées pour l'analyse diffèrent d'un sexe à un autre. Les unions de fait menant à un mariage sont considérées comme une seule union dont la forme a évolué au fil des ans; une covariable à variation temporelle, qui tient compte du mariage à partir du moment où cet événement survient dans la vie du répondant, a été ajoutée au modèle. (La variable nominale qui représente le mariage prend la valeur de 1 à partir du moment où des conjoints de fait se marient. Dans les autres cas, sa valeur est de zéro.)

Comme l'indique le tableau 6.3, la séparation ou le divorce des parents semble faiblement lié à la probabilité qu'un descendant fasse l'expérience de la dissolution de son union de fait. La séparation (ou le divorce) augmente

légèrement la probabilité que les hommes et les femmes vivant en union de fait se séparent, mais les coefficients ne sont pas significatifs au niveau de 0,05; elle multiple toutefois de 1,7 fois la probabilité qu'une femme mariée vive la dissolution de son union et cette probabilité triple, dans le cas des hommes mariés. Cependant, compte tenu de la taille des échantillons, seul ce dernier coefficient est significatif au niveau de 0,05. La séparation des parents semble en outre avoir un effet similaire sur la probabilité de séparation des hommes et des femmes, lorsque les unions de fait et les mariages sont regroupés dans une seule catégorie. Par comparaison aux personnes mariées ou vivant en union de fait qui ont vécu dans un milieu familial stable, les répondants dont les parents se sont séparés sont environ 1,7 fois plus susceptibles de vivre eux aussi une séparation ou un divorce.

La transmission entre générations du divorce semble se faire en partie par le biais de variables intermédiaires, comme l'âge au moment du mariage ou de la cohabitation (Amato, 1996). Par conséquent, lorsque d'autres covariables sont incorporées dans le modèle, tous les coefficients associés à la séparation des parents diminuent sensiblement pour les femmes (comparer les coefficients des volets A et B au tableau 6.3). Ces résultats viennent corroborer l'hypothèse du processus de médiation proposé par Amato. Dans le cas des hommes, toutefois, les coefficients associés à la séparation des parents demeurent pratiquement inchangés après inclusion des autres covariables dans l'analyse, ce qui laisserait sous-entendre que la transmission intergénérationnelle du divorce se fait directement dans leur cas.

L'âge au moment de la formation de l'union semble étroitement lié à la tendance à vivre un divorce ou une séparation chez les femmes, mais il ne semble pas y avoir de lien significatif chez les hommes. La probabilité d'une séparation tend par ailleurs à être moins élevée chez les femmes qui étaient plus âgées au moment où elles se sont mariées ou ont commencé à vivre en union de fait. À titre d'exemple, cette probabilité pour les femmes âgées de 23 ans ou plus lorsqu'elles ont commencé à vivre avec un conjoint de fait n'est que de 60 % de celle observée chez les moins de 21 ans; de même, elle est de 70 % moins élevée chez les femmes qui se marient entre 20 et 22 ans que chez celles qui le font avant l'âge de 20 ans et elle est encore plus faible chez les femmes qui se marient après l'âge de 23 ans.

Tableau 6.3

### Incidence de la séparation ou du divorce des parents sur la propension des jeunes adultes à vivre une séparation ou un divorce

	Cohabitation		Mariage		Ensemble des unions	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
<b>A. Modèle restreint</b>						
Séparation/divorce des parents	1,159	1,117	1,752	3,102 *	1,702 ***	1,671 **
<b>B. Modèle complet</b>						
Séparation/divorce des parents	1,019	1,182	1,028	2,783 *	1,167	1,348
Diplôme d'études secondaires	0,835	0,934	1,473	0,400	1,005	0,833
Études postsecondaires	1,214	0,921	2,758 **	0,955	1,548 *	0,916
Études collégiales (Aucun diplôme d'études secondaires)	0,980	1,011	4,113 ***	0,852	1,494	0,967
Québec (reste du Canada)	0,570**	0,839	0,722	0,811	0,644 *	0,928
Catholique pratiquant <sup>1</sup>	0,862	1,017	1,144	0,310	0,756	0,829
Catholique non pratiquant	0,965	0,812	4,479 **	1,333	1,197	0,818
Protestant pratiquant	0,756	1,416	0,850	0,508	0,634 *	1,069
Protestant non pratiquant	0,803	0,944	2,965 *	1,174	1,068	1,043
Autre religion (Aucune religion indiquée)	2,060	4,395 **	1,049	0,391	0,860	2,468*
Âge à la première union	(moins de 18)	(moins de 20)	(moins de 20)	(moins de 22)	(moins de 18)	(moins de 20)
Femmes	18 à 19 ans				0,946	
	20 à 22 ans				0,659 *	
	23 ans et +				0,473 ***	
Hommes	20 à 21 ans	1,067				1,061
	22 à 24 ans	0,812		2,458		0,863
	25 ans et +	1,021		2,400		1,050
Mariés <sup>2</sup>	0,390 ***	0,258 ***			0,263 ***	0,127 ***

**Source :** Calculs des auteurs, basés sur l'Enquête sociale générale de 1990 de Statistique Canada.

**Nota :** L'analyse est basée sur un échantillon formé de 970 femmes (462 dont la première union a été une union de fait et 508 pour qui ce fut le mariage) et de 849 hommes (431 unions de fait et 418 mariages). Des données pondérées sont utilisées tout au long de l'analyse et la catégorie de référence est indiquée entre parenthèses.

\* Significatif à 0,05

\*\* Significatif à 0,01

\*\*\* Significatif à 0,001

<sup>1</sup> Pratiquant s'entend d'une personne qui a assisté à une cérémonie ou une rencontre reliée à sa religion (excluant les occasions spéciales telles que les mariages, les funérailles ou les baptêmes) au cours des 12 derniers mois.

<sup>2</sup> Défini comme une variable variant dans le temps, selon la définition indiquée dans le texte.

Le fait de marier son conjoint de fait réduit sensiblement le risque de séparation chez les personnes qui ont commencé leur vie conjugale par la cohabitation. À partir du moment où la personne se marie, le risque de séparation devient quatre fois moins élevé chez les hommes (par comparaison à ceux qui continuent de vivre en union libre) et il diminue de 60 % chez les femmes.

Quelques autres variables incluses dans l'analyse ont un lien fort et constant—tous types d'unions et sexes confondus—avec le risque de séparation à l'âge de jeune adulte. Ainsi, la province de résidence semble avoir une forte incidence sur la probabilité qu'une femme vivant en union libre se sépare: cette probabilité est 40 % moins élevée au Québec qu'ailleurs au Canada. (Voir aussi Le Bourdais et Marcil-Gratton, 1996.)

Il semble également y avoir un lien entre le niveau de scolarité et la propension des femmes mariées à se séparer : après avoir tenu compte de l'effet des autres caractéristiques personnelles, la probabilité de rupture du mariage augmente avec les années de scolarité. Cet effet pourrait être lié à la plus grande autonomie financière des femmes plus instruites, pour qui la séparation ou le divorce peut sembler une option plus envisageable. Enfin, la probabilité de dissolution du mariage est plus élevée chez les femmes catholiques et protestantes non pratiquantes que chez les femmes qui ne déclarent aucune religion, alors que, chez les hommes, la probabilité de dissolution d'une union de fait est plus élevée chez ceux qui déclarent une autre religion.

## 5. Conclusion

Les données que nous avons utilisées pour cette étude ne sont pas sans lacunes. Cependant, compte tenu de toutes les précautions qui ont été prises pour assurer la validité de notre analyse, nous sommes convaincus de sa pertinence comme étude sur la transmission des perturbations familiales d'une génération à une autre. Les études récentes indiquent toutes que les transformations familiales sont en hausse au Canada et que des changements dans le milieu familial dans lequel vivent les enfants sont à prévoir pour une proportion croissante de Canadiens. Certes, les répercussions à long terme de la séparation des parents et de la reconstitution des familles sur les enfants sont nombreuses et dépassent largement la portée des effets socio-démographiques étudiés ici. Néanmoins, toute recherche qui fournit une mesure quantitative de la façon dont ces phénomènes risquent d'influencer la manière dont les générations futures commenceront leur vie en tant que couples et parents est importante pour comprendre la dynamique intergénérationnelle.

Plusieurs de nos conclusions viennent corroborer des résultats obtenus dans le cadre de recherches antérieures, notamment quant au lien entre la séparation ou le divorce des parents et la manière dont les enfants commencent leur vie conjugale. La séparation (ou le divorce) des parents tend à augmenter de façon significative la probabilité que les descendants fassent d'abord l'essai de la cohabitation et il diminue (du moins chez les femmes) leur probabilité d'opter d'abord pour le mariage. La séparation des parents a également été associée au fait d'avoir un enfant hors union ou hors mariage chez les jeunes

femmes, ainsi qu'à un risque plus élevé de dissolution de l'union, du moins chez les hommes mariés. Pour la plupart des résultats étudiés, la séparation des parents exerce à la fois un effet direct (qui demeure important, même après « neutralisation » de l'effet des autres covariables) et indirect qui s'exerce par le biais de variables intermédiaires, comme le niveau de scolarité des enfants. Par conséquent, la « transmission intergénérationnelle du divorce » semble influencer directement la probabilité que les jeunes hommes (qui commencent leur vie conjugale par le mariage) se séparent. Lorsque nous examinons maintenant la probabilité que les femmes aient un enfant avant l'âge de 20 ans, nous constatons que cette transmission intergénérationnelle des comportements familiaux semble se faire indirectement, par le biais du niveau de scolarité des filles, lequel à son tour a une incidence sur leur tendance à avoir un enfant hors union ou hors mariage.

Ces résultats viennent renforcer l'hypothèse voulant qu'il y ait un lien entre l'instabilité familiale vécue durant l'enfance et les comportements manifestés par les jeunes adultes lorsqu'ils commencent leur vie de couple et de parents. Dans une perspective intergénérationnelle, l'instabilité familiale durant l'enfance a souvent été définie comme un facteur déterminant qui contribue aux difficultés économiques qu'éprouvent les jeunes à l'âge adulte.

Notre compréhension de la transmission intergénérationnelle du divorce pourrait être améliorée par l'utilisation de variables plus qualitatives et de facteurs intermédiaires, comme ceux utilisés en sciences du développement. À titre d'exemple, nous serions sans doute mieux en mesure de comprendre l'impact de cet événement vécu durant l'enfance sur les comportements conjugaux et parentaux des jeunes adultes, si nous pouvions tenir compte des premiers effets qu'a eus l'éclatement de la famille sur l'attitude des enfants à l'égard des rôles sexuels et de la vie familiale. Les données de l'ESG de 1995, qui ont été diffusées en février 1997, permettront d'élaborer un modèle beaucoup plus complet et satisfaisant, à la fois parce qu'elles fournissent des renseignements plus précis sur les circonstances qui ont mené à la séparation des parents et qu'elles incluent davantage de données qualitatives.

L'équité entre générations fait habituellement référence aux transferts économiques, d'une génération à la suivante. De toute évidence,

même dans un cadre aussi restreint, les chercheurs en sont rapidement arrivés à la conclusion qu'il est impossible d'obtenir une parfaite compréhension du bien-être économique et de la redistribution économique entre générations sans inclure également des variables sociales dans l'analyse.

La répétition de la pauvreté à l'âge adulte est l'incidence la plus souvent associée à l'instabilité familiale durant l'enfance. Les enfants qui ont vécu dans une famille monoparentale dirigée par la mère ont souvent éprouvé des difficultés financières durant cet épisode de leur vie familiale. Or il a été démontré que la pauvreté durant l'enfance est associée à un faible statut socio-économique à l'âge adulte, ainsi qu'au fait d'avoir un enfant ou de former une union à un jeune âge.

Quels que soient les liens entre la répétition de la pauvreté et la transmission des comportements familiaux, il est probable que la manière dont les futures générations de Canadiens commenceront leur vie familiale sera fortement influencée par les divers modes de vie familiaux dont ils font actuellement l'expérience. Il faut donc poursuivre les études, afin de surveiller l'incidence que les changements dans le milieu familial des enfants exercent, d'abord sur leur développement cognitif et social et, ensuite, sur leurs attitudes et comportements en tant que couples et parents. Nous pourrions très bien constater que la manière dont la séparation des parents a été vécue par les enfants est un facteur beaucoup plus important dans la transmission intergénérationnelle du divorce que les caractéristiques économiques proprement dites.

## Notes

<sup>1</sup> Zhao et coll., (1994) ont utilisé une stratégie similaire pour l'ESG de 1990. Même s'ils possédaient des données très détaillées sur la vie familiale des enfants pendant qu'ils grandissaient, ces chercheurs n'ont pu étudier l'incidence de l'éclatement familial qu'en regard du fait de quitter la maison.

<sup>2</sup> Dans 259 cas, le père a déclaré vivre avec un nouveau partenaire; dans 105 cas, la mère a déclaré la même chose; enfin, dans 152 cas, les deux parents ont déclaré avoir un nouveau partenaire dans leur vie.

<sup>3</sup> Comme les études ne sont généralement pas terminées à 15 ans, nous avons tenté de corriger les données de façon rétrospective en fonction du niveau de scolarité atteint, selon

l'âge. Dans le cas par exemple d'un répondant de 25 ans qui aurait déclaré avoir obtenu un diplôme d'études postsecondaires, nous avons présumé que celui-ci avait terminé ses études secondaires à l'âge de 17 ans et ses études postsecondaires à 19 ans. Nous avons ainsi créé une covariable variant dans le temps; à titre d'exemple, la variable nominale « sans diplôme d'études secondaires » prend la valeur de 1 à l'âge de 15 et 16 ans et de 0, par la suite; la variable nominale « diplôme d'études secondaires » prend la valeur de 1 à 17 et 18 ans et la valeur de 0 avant et après cet âge, et ainsi de suite pour toutes les autres catégories de la variable représentant le niveau de scolarité. Cependant, cette variable n'est pas sans causer de problèmes : en effet, en raison des grandes variations dans les systèmes scolaires à travers le Canada, il a été difficile d'attribuer des âges à des niveaux de scolarité. Il nous a fallu également présumer que les répondants avaient terminé leurs études sans interruption. Comme l'utilisation de cette variable variant dans le temps n'a pas modifié sensiblement nos résultats, nous avons conservé le niveau de scolarité complété au moment de l'enquête, comme donnée pour l'analyse finale.

<sup>4</sup> Comme l'a fait remarquer un examinateur anonyme, certains pourraient prétendre que l'« éducation » ne peut être considérée comme une simple variable exogène, car les ouvrages économiques ont démontré que le niveau de scolarité, le mariage et la première conception sont des décisions étroitement liées (Lillard et Brien, 1994). Cependant, comme nous n'avons aucune donnée rétrospective sur le niveau de scolarité, il nous est impossible de déterminer dans quelle mesure l'éducation influe sur le processus de formation d'une union. Comme notre but premier était d'évaluer l'effet direct de la séparation des parents sur la formation d'une union, et non de modéliser les processus entrecroisés du niveau de scolarité et de la formation d'une union, nous avons refait l'analyse en omettant la variable « éducation » de l'équation. L'exclusion de cette variable n'a eu pratiquement aucun effet sur les coefficients des autres variables, incluant ceux de la variable séparation/divorce des parents.

<sup>5</sup> Comme dans le cas de la cohabitation, l'exclusion de la variable « éducation » n'a eu pratiquement aucun effet sur les coefficients des autres variables.

<sup>6</sup> Comme nous l'avons indiqué dans la note 4, ces processus ne sont pas indépendants les

uns des autres et la décision de poursuivre ses études, par exemple, peut englober celle de ne pas avoir d'enfant. Pour déterminer l'effet direct de la séparation des parents sur la propension des jeunes femmes à avoir un enfant, nous avons refait l'analyse en omettant, ici encore, la variable « éducation ». L'exclusion de cette variable a eu pour effet d'augmenter légèrement le coefficient associé à la séparation des parents et ceux associés aux femmes catholiques et protestantes non pratiquantes. Ces résultats font ressortir la nécessité d'obtenir davantage d'information sur le milieu familial dans lequel les enfants ont grandi, ainsi que sur la période à laquelle le niveau d'études est atteint, afin de mieux comprendre l'effet de ces variables.

### Bibliographie

- AMATO, P.R. (1996). « Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce. » *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 58, 628-640.
- AMATO, P.R. (1993). « Children's Adjustment to Divorce: Theories, Hypotheses, and Empirical Support. » *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 55, 23-38.
- AXINN, W.G. et A. THORNTON (1996). « The Influence of Parents' Marital Dissolutions on Children's Attitudes Towards Family Formation. » *Demography*. Vol. 33, 66-81.
- BLAU, P.M. et O.D. DUNCAN (1967). *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley and Sons.
- CHERLIN, A.J., K.E. KIERNAN et P.L. CHASE-LANDALE (1995). « Parental Divorce in Childhood and Demographic Outcomes in Young Adulthood. » *Demography*. Vol. 32, 299-318.
- COX, D.R. (1972). « Regression Models and Life Tables (with Discussion). » *Journal of the Royal Statistical Society*. Series B, Vol. 34, 187-220.
- DUCHESNE, L. (1996). *La situation démographique au Québec - Édition 1996*. Québec : Bureau de la Statistique du Québec.
- DUMAS, J. et Y. PÉRON (1992). *Mariage et vie conjugale au Canada*. Ottawa : Statistique Canada, n° 91-534 au catalogue.
- FURSTENBERG, F.F. Jr. (1988). « Good Dads - Bad Dads: Two Faces of Fatherhood. » Dans A.J. Cherlin (dir.). *The Changing American Family and Public Policy*. Washington: Urban Institute Press.
- FURSTENBERG, F.F. Jr., S.D. HOFFMAN et L. SHRESTA (1995). « The Effect of Divorce on Intergenerational Transfers: New Evidence. » *Demography*. Vol. 32, 319-333.
- FURSTENBERG, F.F. Jr. et J.O. TEITLER (1994). « Reconsidering the Effects of Marital Disruption. What Happens to Children of Divorce in Early Adulthood? » *Journal of Family Issues*. Vol. 15, 173-190.
- GABARDI, L. et L.A. ROSÉN (1992). « Intimate Relationships: College Students from Divorced and Intact Families. » *Journal of Divorce and Remarriage*. Vol. 18, 25-56.
- GEE, E.M. (1992). « Adult Outcomes Associated with Childhood Family Structure: an Appraisal of Research and an Examination of Canadian Data. » Simon Fraser University, non publié.
- GLENN, N.D. et K.B. KRAMER (1987). « The Marriages and Divorces of the Children of Divorce. » *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 49, 811-825.
- GOLDSCHIEDER, F.K. et C. GOLDSCHIEDER (1989). « Family Structure and Conflict: Nest-Leaving Expectations of Young Adults and Their Parents. » *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 51, 87-97.
- GUILBERT, E. et G. FORGET (1991). « Teenage Pregnancy in Canada and Quebec. » *Canadian Family Physician*. Vol. 37, 1184-1192.
- KEITH, V. et B. FINDLAY (1988). « The Impact of Divorce on Children's Educational Attainment, Marital Timing, and Likelihood of Divorce. » *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 50, 797-809.
- KIERNAN, K.E. (1992). « The Impact of Family Disruption in Childhood on Transitions Made in Young Adult Life. » *Population Studies*. Vol. 46, 213-234.
- LE BOURDAIS, C. et N. MARCIL-GRATTON (1996). « Family Transformations Across the Canadian/American Border: When the Laggard Becomes the Leader. » *Journal of Comparative Family Studies*. Vol. 27, 415-436.
- LILLARD, L.A. et M.J. BRIEN (1994). « Simultaneity in the Timing of Marriage, Cohabitation and Non-Marital Fertility. » Communication présentée au 1994 Annual Meetings of the Population Association of America, Miami Florida.

- LUKE, D.A. (1993). « Charting the Process of Change: A Primer on Survival Analysis. » *American Journal of Community Psychology*. Vol. 21, 203-245.
- MARCIL-GRATTON, N. (1993). « Growing Up with a Single Parent, a Transitional Experience? Some Demographic Measurements. » Dans J. Hudson et B. Galaway (dir.). *Single Parent Families: Perspectives on Research and Policy*. Toronto: Thompson Educational Publishing.
- MCLANAHAN, S. (1985). « Family Structure and the Reproduction of Poverty. » *American Journal of Sociology*. Vol. 90, 873-901.
- MCLANAHAN, S. et L.L. BUMPASS (1988). « Intergenerational Consequences of Family Disruption. » *American Journal of Sociology*. Vol. 94, 130-152.
- MITCHELL, B.A., A.V. WISTER et T.K. BURCH (1989). « The Family Environment and Leaving the Parental Home. » *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 51, 605-613.
- MUELLER, C.W. et H. POPE (1977). « Marital Instability: A Study of its Transmission Between Generations. » *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 39, 83-93.
- STATISTIQUE CANADA (1991). *Naissances*. Ottawa : Statistique Canada, n° 84-210 au catalogue.
- THORNTON, A. (1991). « Influence of the Marital History of Parents on the Marital and Cohabitational Experiences of Children. » *American Journal of Sociology*. Vol. 96, 868-894.
- THORNTON, A. et D. CABBURN (1987). « The Influence of the Family on Premarital Sexual Attitudes and Behaviors. » *Demography*. Vol. 24, 323-340.
- WALLERSTEIN, J.S. (1991). « The Long-Term Effects of Divorce on Children: A Review. » *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*. Vol. 30, 349-360.
- WEBSTER, E.R., T.L. ORBUCH et J.S. HOUSE (1995). « Effects of Childhood Family Background on Adult Marital Quality and Perceived Stability. » *American Journal of Sociology*. Vol. 101, 404-432.
- YOUNG, C. (1987). *Young People Leaving Home in Australia*. Canberra: Australian Family Formation Project Monograph No. 9.
- ZHAO, J.Z., F. RAJULTON et Z.R. ZENAIDA (1994). « Family Structure and Parental Characteristics: Their Impact on Children's Home-Leaving in Canada. » Communication présentée au 1994 Annual Meetings of the Population Association of America, Miami Florida.

## Chapitre 7

# Troubles psychiatriques, piètre réussite scolaire et problèmes sociaux chez l'enfant : rôles de la structure familiale et de la faiblesse du revenu

MARTIN D. DOOLEY, LORI CURTIS, ELLEN L. LIPMAN ET DAVID H. FEENY

---

Le chapitre que voici est essentiellement destiné à nous faire mieux saisir les rôles que la structure familiale et un faible revenu jouent dans l'apparition de troubles psychiatriques, une piètre réussite scolaire et la manifestation de problèmes sociaux chez les enfants du Canada. Si on s'entend largement sur l'impact des facteurs environnementaux dans pareilles difficultés, jusqu'à tout récemment, peu de données canadiennes, sinon aucune, ne permettaient d'évaluer l'importance des facteurs socio-économiques dans l'incidence et dans la gravité de tels problèmes.

L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) laisse prévoir une nette amélioration en la matière et l'analyse qui suit constitue un premier pas essentiel vers l'utilisation des données de la première vague de l'enquête. Notre objectif est double. Nous commencerons par évaluer les liens entre diverses difficultés psychiatriques, scolaires et sociales, d'une part, et un assortiment de variables socio-économiques, d'autre part—la monoparentalité et un faible revenu parental surtout, mais aussi plusieurs autres paramètres démographiques. Ensuite, nous comparerons les constatations qui découlent de l'ELNEJ à celles de ce qui constituait jusqu'à présent la meilleure enquête sur la santé et le développement de l'enfant, à savoir l'Étude sur la santé des enfants de l'Ontario (ESEO), entreprise il y a une dizaine d'années.

En résumé, nos estimations multidimensionnelles révèlent qu'il existe un lien étroit entre le fait d'être élevé par une mère seule et toutes les difficultés de l'enfant à l'étude, ou presque. Si cette constatation s'avère très robuste, l'interpréter se révèle malaisé lorsqu'on ne dispose que d'une série de données transversales. Le lien estimatif entre divers problèmes infantiles et la situation économique de la famille, en revanche, manque de robustesse et dépend largement de la mesure du revenu ainsi que de la méthode

d'estimation employée. Il conviendrait d'approfondir la question au moyen de données fiscales plus précises, auxquelles le public n'a pas accès. La comparaison de l'ELNEJ et de l'ESEO révèle que les troubles psychiatriques sont devenus plus fréquents, en Ontario, entre 1983 et 1993, tandis que les enfants doublent une année moins souvent. Les données suggèrent de surcroît que les changements survenus au cours de la décennie ont moins bénéficié aux enfants de mères seules qu'à ceux de familles biparentales.

### 1. Examen de la documentation

L'Enquête sur la santé des enfants de l'Ontario s'est déroulée en 1983 et a fait l'objet d'un suivi en 1987 (Boyle, Offord, et Hoffmann 1987, Offord, Boyle, Racine et coll. 1992). À ces occasions, on avait recueilli des données sur les troubles psychiatriques de l'enfant, sur son fonctionnement social et scolaire, sur sa santé physique et sur diverses variables socio-démographiques. Plusieurs études ont recouru aux données de l'ESEO en vue de préciser les liens entre les difficultés économiques de la famille et la morbidité chez l'enfant. Ainsi, Cadman et ses collaborateurs (1986) ont illustré l'existence de problèmes de santé chroniques très fréquents chez les enfants des familles défavorisées. Des études sur les problèmes affectifs et comportementaux ont également fait ressortir une association sensible et conséquente entre les difficultés économiques (faible revenu ou recours à l'assistance sociale) et les troubles psychiatriques (Lipman, Offord et Boyle 1994, Lipman et Offord 1997, Offord, Boyle et Jones 1987). Les risques qu'un enfant de 4 à 11 ans éprouve un ou plusieurs troubles psychiatriques (hyperactivité avec déficit de l'attention, trouble des conduites ou trouble affectif) étaient trois fois plus grands pour un enfant défavorisé que pour un autre (Lipman et coll. 1994). Pour un garçon de

6 à 11 ans, ces risques étaient quatre fois plus élevés lorsqu'il venait d'une famille dépendant de l'assistance sociale plutôt que d'une autre (Offord, Boyle et Jones, 1987).

Des associations aussi importantes entre la pauvreté et la morbidité ont été mises en relief dans des études sur le fonctionnement social et scolaire (Lipman et coll. 1994). En outre, ce lien marqué entre la pauvreté et diverses morbidités ne se cantonne pas à l'enfance. Ainsi, le tiers au moins des enfants qui manifestent des troubles des conduites continueront d'éprouver de sérieuses difficultés psychosociales une fois adultes (Offord et Bennett, 1994).

Quatre articles ont examiné le lien entre la structure familiale<sup>1</sup> et la morbidité psychosociale de l'enfant à partir des résultats de l'ESEO. Munroe Blum, Boyle et Offord (1988) ont découvert que les enfants de familles monoparentales couraient sensiblement plus de risques de connaître divers problèmes psychiatriques et scolaires en se servant des données transversales de 1983. Si on contrôle le paramètre « assistance sociale » lors de l'analyse cependant, la monoparentalité ne garde pas cette relation sensible avec la morbidité. Dooley et Lipman (1996) ainsi que Curtis et ses collaborateurs (1996) ont eux aussi fait appel aux données transversales de 1983 pour vérifier l'existence de relations statistiques entre la situation familiale, le revenu et diverses mesures de la santé psychosociale et physique de l'enfant. Dans les deux cas, les chercheurs ont relevé d'importantes associations entre la monoparentalité et les problèmes infantiles. L'incidence estimative du faible revenu s'avérait toutefois beaucoup plus robuste.

Deux études seulement ont recouru aux données longitudinales de l'ESEO pour examiner les questions dont traite le présent chapitre, en partie à cause du petit nombre de mères seules sur lesquelles on possède des données en 1983 et 1987. Lipman et Offord (1997) ont découvert que les indicateurs de la situation familiale et de la pauvreté présentent des relations indépendantes significatives avec un développement laissant à désirer chez l'enfant. Dans leurs travaux sur les données transversales de 1983, Curtis et ses collaborateurs (1996) ont pour leur part constaté que les résultats de l'enquête confirmaient plus le rôle de la faiblesse du revenu que celui de la situation familiale en soi.

Les données d'autres sources indiquent que la pauvreté et la monoparentalité partagent des liens avec un taux de morbidité psychosociale plus élevé chez l'enfant (Duncan et Brooks-Gunn,

1997). Lipman, Offord et Dooley (1996) se sont penchés sur les données préliminaires de l'ELNEJ et ont noté que près du tiers (30,4 %) des enfants de 4 à 11 ans issus d'une famille monoparentale souffraient d'un trouble psychiatrique, taux sensiblement plus élevé que celui relevé pour les enfants de famille biparentale (18,8 %). Ils précisent toutefois que ces problèmes n'affligent pas la majorité des enfants de familles monoparentales et que la plupart des enfants qui en sont atteints viennent de familles biparentales. Ces chercheurs ont en outre remarqué que la monoparentalité et la faiblesse du revenu exercent chacun de leur côté une influence sensible sur le bien-être de l'enfant. Leur analyse multivariée se limitait néanmoins à ces deux variables indépendantes. Offord et Lipman (1966) se sont aussi intéressés à la fréquence des problèmes affectifs et comportementaux. D'après les premiers résultats de l'ELNEJ, ils concluent qu'en général, la gravité des problèmes diminue quand le revenu familial augmente.

## 2. Résultats pancanadiens

L'ELNEJ est conçue pour jauger le développement et le bien-être de l'enfant dans le temps. Au cours du premier cycle, en 1994-1995, on a recueilli des renseignements sur 22 831 enfants de l'âge du nourrisson à celui de onze ans, dans le but lointain de les suivre jusqu'à l'âge adulte. L'échantillon excluait les enfants qui avaient séjourné plus de six mois dans une institution et les enfants autochtones vivant dans une réserve. (Les données recueillies au Yukon et dans les Territoires du Nord-Ouest ne se retrouvaient pas dans le premier lot de résultats.) Le principal répondant de l'ELNEJ est le membre du ménage qui connaît le mieux l'enfant, c'est-à-dire généralement le parent, quoiqu'on le désigne plus rigoureusement par l'abréviation PMI (personne la mieux informée). Notre analyse est basée sur 12 735 enfants âgés de 4 à 11 ans. Ces données sont décrites de façon plus détaillée en annexe.

Le tableau 7.1 indique le pourcentage d'enfants qui éprouvent des problèmes psychiatriques, scolaires ou sociaux selon la situation familiale et la faiblesse du revenu. Prenons les trois problèmes psychiatriques que voici : hyperactivité, troubles des conduites et troubles affectifs (leurs symptômes sont énumérés au tableau 7A.1 de l'annexe). La caractéristique la plus remarquable est que l'incidence de ces problèmes s'avère toujours plus élevée chez les enfants vivant uniquement avec leur mère que chez ceux

**Tableau 7.1**  
**Pourcentage d'enfants souffrant de troubles psychiatriques,**  
**de difficultés scolaires et de problèmes sociaux**

	[1] Mères seules défavorisées (sous le seuil de faible revenu)	[2] Mères seules au-dessus du seuil de faible revenu	[3] Couples défavorisés (sous le seuil de faible revenu)	[4] Couples au-dessus du seuil de faible revenu	[5] Total
	(pourcent de l'échantillon)				
Hyperactivité	9	9	4	4	5
Troubles des conduites	15	9	7	6	7
Troubles affectifs	18	14	10	8	10
Un ou plusieurs troubles psychiatriques	29	22	16	14	16
Reprise d'une année	13	9	8	4	5
Piètre réussite scolaire	7	3	4	2	3
Fréquents problèmes sociaux	9	4	5	2	3
Un ou plusieurs problèmes quelconques	43	32	24	20	23

**Nota :** Les colonnes [2] et [4] se rapportent aux familles au-dessus du seuil de faible revenu.  
 Nombre d'observations : 12 735 enfants (de 4 à 11 ans) pour les troubles psychiatriques et 9 283 enfants (de 6 à 11 ans) pour les difficultés scolaires et sociales. Seuils de l'ESEO.

**Source :** Calculs des auteurs d'après les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de Statistique Canada.

habitant avec leurs deux parents, **sous réserve de la tranche de revenu** (comparaison de la colonne [1] avec la [3], et de la colonne [2] avec la [4]). Le plus petit écart conditionnel de cette nature est de trois points (9 % - 6 %) et concerne les troubles des conduites chez les enfants de familles monoparentales et biparentales, au-dessus du seuil de faible revenu dans les deux cas. L'écart le plus important (huit points) s'observe entre les enfants de familles monoparentales à faible revenu et ceux de couples défavorisés, pour les troubles des conduites et les troubles affectifs (15 % - 7 % et 18 % - 10 %). Soulignons par ailleurs que le pourcentage d'enfants de familles monoparentales qui éprouvent ces deux sortes de troubles dépasse l'incidence notée chez les enfants de couples à faible revenu.

Les écarts selon le faible revenu, la situation familiale restant la même, sont plus faibles (colonne [1] contre colonne [2] et colonne [3] contre colonne [4]). L'hyperactivité, par exemple, a la même prévalence chez les enfants de

mères seules défavorisées que chez ceux de mères seules mieux loties (9 %); il en va autant pour les enfants des couples défavorisés et leurs contreparties (4 %). Les variations entre les enfants de couples défavorisés ou non se révèlent négligeables pour ce qui est des troubles des conduites et des troubles affectifs, mais elles s'établissent respectivement à six et à quatre points de pourcentage chez les enfants de mères seules. En résumé, la situation familiale paraît jouer un rôle plus important que la faiblesse du revenu en ce qui concerne la prévalence des trois troubles psychiatriques. On parvient à la même conclusion qualitative en utilisant des seuils différents pour la faiblesse du revenu ou chaque sorte de trouble (résultats non indiqués ici).

Dans l'ensemble, 5 % seulement des enfants ont doublé une année, ce qu'on peut attribuer au fait que les plus vieux n'ont que onze ans. Contrairement à la situation observée pour les troubles psychiatriques, les écarts

conditionnels à la situation économique présentent le même ordre de grandeur que ceux conditionnels à la situation familiale. L'écart entre les enfants défavorisés et ceux qui ne le sont pas est de quatre points de pourcentage, tant pour les mères seules (13 % - 9 %) que pour les couples (8 % - 4 %). La variation entre les enfants des familles monoparentales et biparentales s'élève à cinq points pour les défavorisés (13 % - 8 %) et les autres (9 % - 4 %). À peine 3 % des PMI rapportent que leur enfant éprouve des « difficultés » ou de « grandes difficultés » en classe<sup>2</sup>. Le plus fort pourcentage d'enfants aux prises avec ce problème se remarque chez les familles monoparentales à faible revenu, mais malgré cela, il ne dépasse pas 7 %<sup>3</sup>.

Les PMI signalent aussi que 3 % seulement des enfants connaissent « souvent » ou « toujours » de la difficulté à s'entendre avec leurs parents, leurs pairs ou leurs enseignants<sup>4</sup>. Comme c'est le cas avec la piètre réussite scolaire, les enfants des mères seules et défavorisées se démarquent des autres groupes avec une prévalence de 9 %. Si on recourt à la mesure du « très faible revenu » (moins des trois quarts du SFR de 1992) cependant, on note aussi un écart de 4 et de 5 points de pourcentage entre les enfants des couples défavorisés et non défavorisés, pour les piètres résultats scolaires et les difficultés de socialisation, respectivement.

La dernière rangée du tableau 7.1 indique le pourcentage d'enfants de 6 à 11 ans aux prises avec un ou plusieurs des problèmes précités. Les écarts varient considérablement avec la situation familiale : 19 points (43 % - 24 %) pour les enfants défavorisés contre 12 points (32 % - 20 %) pour ceux au-dessus du seuil de faible revenu. L'écart selon la situation économique reste appréciable chez les enfants de famille monoparentale, avec 11 points (43 % - 32 %), mais il s'avère faible pour ceux qui possèdent leurs deux parents, soit 4 points (24 % - 20 %). La conclusion générale qu'on en tire est que la situation familiale présente de l'importance, peu importe la situation économique, et que cette dernière revêt une importance particulière dans les familles monoparentales.

Le tableau 7.2 expose les paramètres socio-économiques des enfants de l'échantillon et de leur famille. Quatorze pourcent des enfants sont issus d'une famille monoparentale. Les deux tiers d'entre eux vivent au sein d'une famille défavorisée et la moitié, dans une famille à très faible revenu, loin des taux de faible revenu relevés pour les enfants habitant avec leurs deux parents.

Les PMI qui sont aussi mères seules courent plus de risques de ne pas avoir terminé leurs études secondaires et sont moins susceptibles de détenir le diplôme ou le grade d'une université ou d'un collège. Elles sont aussi plus jeunes et comptent moins d'enfants que les PMI mariées. La répartition des enfants selon l'âge varie peu avec la situation familiale.

L'examen du tableau 7.2 révèle que les familles monoparentales et les couples mariés diffèrent à plusieurs égards. Les recherches mentionnées à la section précédente indiquent en outre que les difficultés psychiatriques, scolaires et sociales des enfants sont habituellement liées à plus d'une des variables du tableau 7.2. C'est pourquoi nous recourons à l'analyse multidimensionnelle pour évaluer la corrélation partielle entre la situation de l'enfant et les paramètres socio-économiques. Nous avons retenu pour cela le modèle à logit, en vertu duquel la probabilité d'un dénouement s'exprime par l'équation

$$\text{Prob}(Y=1 | X) = \frac{e^{X\beta}}{1 + e^{X\beta}} = 1/(1 + e^{-X\beta})$$

où Y désigne une variable dépendante dichotomique, X est la valeur vectorielle d'une série de variables indépendantes,  $\beta$  représente le coefficient estimatif du logit et  $e = 2,718^5$ . Nous avons choisi les variables indépendantes en fonction des données de l'ELNEJ disponibles ainsi qu'en fonction de ce qui s'est écrit sur les déterminants de la santé (Evans et Stoddart 1990, Grossman 1972, Grossman et Joyce 1989).

Plusieurs questions de méthodologie méritent notre attention. La première a trait aux valeurs absentes. Ainsi que nous l'expliquons en annexe, 1 103 observations ont été écartées parce que la valeur d'une variable dépendante manquait. Il n'existe pas, à notre avis, de solution facile au problème. Néanmoins, nous avons examiné les données pour déterminer si la moyenne inconditionnelle des variables indépendantes fluctuait à l'égard des observations avec et sans valeur manquante pour les variables dépendantes. Au seuil de signification de 5 %, les enfants pour lesquels une variable associée à un dénouement ne présentait pas toutes les valeurs avaient tendance à être de sexe féminin, à avoir de 8 à 11 ans, à venir d'une famille monoparentale à faible revenu et à compter plus de frères et de soeurs que la moyenne<sup>6</sup>. Les seules variables indépendantes pour lesquelles des valeurs faisaient défaut sont l'âge et la scolarité des parents. Les observations de ce genre étaient au nombre de 164 et n'ont pas été incluses à l'échantillon qui a servi à l'estimation. En

Tableau 7.2  
**Caractéristiques des familles de l'ELNEJ**

Pourcentage avec	Mères seules	Couples	Total
	(%)		
Mère seule			14
Très faible revenu <sup>a</sup>	50	7	14
Faible revenu <sup>b</sup>	66	15	22
Mère sans diplôme d'études secondaires	22	15	16
Mère avec diplôme d'études secondaires	16	19	19
Mère avec études postsecondaires incomplètes	35	28	29
Mère avec diplôme ou grade universitaire ou collégial	27	38	36
Mère de plus de 34 ans	47	60	58
Enfants de 8 à 11 ans	49	51	51
Nombre moyen d'enfants par famille	2,0	2,4	2,3
Nombre non pondéré de familles avec enfants de 4 à 11 ans	872	5 567	6 439
Nombre non pondéré de familles avec enfants de 6 à 11 ans	807	5 489	6 296

<sup>a</sup> Revenu familial inférieur à 75 % du seuil de faible revenu de 1992.

<sup>b</sup> Revenu familial inférieur au seuil de faible revenu de 1992.

**Source :** Calculs des auteurs d'après les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de Statistique Canada.

guise de contrôle, nous avons procédé à une deuxième estimation des modèles à logit, en incluant les 164 observations et une variable nominale égale à un, lorsqu'une valeur manquait pour une variable indépendante quelconque<sup>7</sup>. Le coefficient de la variable nominale représentant la valeur manquante n'était jamais significatif, même au seuil de 20 %.

Deuxièmement, le sexe de l'enfant est représenté par une simple variable nominale. En d'autres termes, il y a simplement substitution de la coordonnée à l'origine dans le modèle. Il se pourrait toutefois que l'incidence d'autres variables indépendantes dépend du sexe de l'enfant. Nous avons donc estimé chaque modèle à logit avec un terme représentant l'interaction entre le sexe de l'enfant et chaque variable indépendante. Nous ne sommes jamais parvenus à réfuter l'hypothèse que les coefficients étaient

séparément ou collectivement égaux à zéro. La valeur p la plus faible obtenue lors des tests était 0,19. Les données confirment donc l'hypothèse que le sexe de l'enfant constitue un facteur de substitution.

En troisième lieu, les 11 833 enfants de l'échantillon ne venaient que de 5 052 familles. Afin d'en tenir compte et d'obtenir une estimation de l'erreur-type généralement plus robuste que les estimations classiques, nous avons fait appel à une méthode mise au point par White (1980). Cette correction n'a habituellement pas engendré d'écart important.

Quatrièmement, nous nous sommes intéressés aux tendances en matière de travail rémunéré chez les parents. En effet, le travail rémunéré des parents peut influencer de diverses manières sur la santé et le développement de

l'enfant (parfois négativement, parfois positivement), cela peut-être même en présence de contrôles à l'égard du revenu familial. Une incidence négative pourrait traduire l'absence de solutions de rechange de qualité abordables aux soins dispensés par les parents. D'autre part, il y a au moins deux explications à une incidence positive. Un meilleur travail rémunéré pourrait revaloriser le parent et l'inciter à accorder plus d'attention et une attention de meilleure qualité à l'enfant. Pour une mère vivant avec son conjoint, un travail mieux rémunéré pourrait aussi signifier un meilleur contrôle sur les dépenses du foyer. Selon l'hypothèse de l'« instinct maternel », la mère moyenne s'inquiétera plus du bien-être de ses enfants que le père moyen. Advenant le cas où cette hypothèse se confirme, un meilleur contrôle de la situation économique par la mère devrait faire en sorte qu'une plus grande fraction du revenu va au bien-être de l'enfant, y compris aux soins de santé (Schultz 1990, Thomas 1990, Phipps et Burton 1992, et Browning et coll. 1994).

Nous avons estimé les modèles en recourant à une variable nominale pour indiquer si la PMI avait travaillé « toute l'année à temps plein » et à une deuxième pour indiquer s'il s'agissait d'un travail « une partie de l'année ou à temps partiel ». Nous ne sommes jamais parvenus à réfuter l'hypothèse que l'un ou l'autre coefficient avait la valeur nulle<sup>8</sup>. Par conséquent, ces estimations n'apparaissent pas dans les tableaux présentés plus loin. Nous n'avons néanmoins fait qu'effleurer la question avec l'ELNEJ et des analyses plus poussées s'imposent.

Enfin, il a fallu décider si on devait ou non utiliser les poids de l'échantillon dans l'analyse multivariée. On s'attarde relativement peu à cet aspect dans les ouvrages d'économie parce qu'on constate couramment—du moins on le suppose—que la pondération n'apporte pas grand-chose. Nous avons adapté un test proposé par DuMouchel et Duncan (1983) dans le contexte d'une régression linéaire. Chaque modèle à logit a fait l'objet d'une estimation faisant intervenir la relation entre chaque variable indépendante et le poids de l'échantillon. Nous avons ensuite testé l'hypothèse que les termes d'interaction étaient conjointement égaux à zéro et sommes parvenus à la réfuter avec une valeur  $p$  d'au moins 0,05 pour les troubles des conduites, les troubles affectifs et les problèmes sociaux. Nous n'avons cependant pu le faire pour l'hyperactivité, la reprise d'une année et les difficultés scolaires. C'est pourquoi nous avons utilisé les données pondérées et non pondérées

avec les régressions logistiques. Les poids affectent aussi bien l'erreur-type que certaines estimations ponctuelles, remarque particulièrement valable pour le coefficient de faible revenu dans les régressions se rapportant aux troubles psychiatriques.

On verra au tableau 7.3 les estimations des modèles à logit pour les trois troubles psychiatriques<sup>9</sup>. Les variables indépendantes sont toutes des variables nominales sauf le nombre d'enfants. (La constante correspond à un enfant de sexe masculin de 4 à 7 ans, issu d'une famille biparentale non défavorisée dans laquelle la mère a moins de 35 ans et possède un diplôme d'études secondaires.) Examinons d'abord les estimations concernant l'hyperactivité. On associe la monoparentalité mais pas la faiblesse du revenu à une probabilité sensiblement plus élevée que ce trouble se manifeste<sup>10</sup>. Nous avons inclus un terme d'interaction pour ces deux variables dans l'attente que la faiblesse du revenu n'agisse pas de la même manière sur les mères seules que sur les couples, les périodes de faible revenu ayant tendance à être plus longues pour les premières. Le coefficient d'interaction est négatif mais pas significativement différent de zéro. Le coefficient des catégories la plus basse et la plus élevée pour ce qui est de la scolarité de la mère a bien le signe prévu, mais sa valeur  $p$  n'est inférieure à 0,05 que dans le second cas. La probabilité de l'hyperactivité est sensiblement plus faible pour les filles, tandis qu'il existe une légère possibilité (valeur  $p$  inférieure à 0,10) qu'elle soit plus fréquente chez les enfants plus âgés et ceux venant d'une famille moins nombreuse.

Nous aimerions illustrer l'effet quantitatif des coefficients, surtout ceux de la situation familiale et du faible revenu. Puisqu'il ne s'agit pas d'un effet linéaire, nous avons commencé par calculer la probabilité théorique d'un « cas de base », dans la rangée suivant la constante. Le « cas de base » reprend les mêmes caractéristiques que la constante si ce n'est que la famille compte seulement deux enfants. La rangée après le « cas de base » montre ce qui se produit quand la variable indiquant la monoparentalité prend la valeur un plutôt que zéro. La probabilité théorique de l'hyperactivité augmente de 7 points, donc passe de 6 % à 13 %. La rangée suivante signale l'effet du coefficient du revenu, presque égal à zéro dans le cas présent. Le terme d'interaction n'est presque jamais significatif, en sorte qu'on n'observe pas d'effet séparé du revenu pour les mères seules<sup>11</sup>.

Les coefficients des troubles des conduites et des troubles affectifs ressemblent à ceux de l'hyperactivité à plusieurs égards. Ainsi, le coefficient de la monoparentalité est à la fois important et statistiquement significatif. En changeant, cette variable accroît la probabilité théorique d'un trouble des conduites, qui passe de 8 % à 14 %, et celle d'un trouble affectif, qui monte de 6 % à 10 %. Ni le coefficient de faible revenu, ni le terme d'interaction ne sont significatifs pour ces deux troubles. On associe l'inexistence d'un diplôme d'études secondaires chez la PMI à une probabilité sensiblement plus élevée d'un trouble des conduites. Les enfants de mères plus âgées sont moins susceptibles d'éprouver des troubles des conduites ou des troubles affectifs. Les filles sont aussi moins enclines à souffrir de troubles des conduites, tandis que la probabilité que les enfants plus âgés soient aux prises avec un trouble affectif est plus grande. Le nombre d'enfants dans la famille est positivement corrélé à l'existence d'un trouble des conduites.

À la dernière colonne du tableau 7.3, on peut voir que la probabilité d'un ou de plusieurs des trois troubles psychiatriques est plus grande pour les garçons et les enfants de 8 à 11 ans, et pour les enfants ne vivant qu'avec leur mère, avec une mère ne détenant pas de diplôme d'études secondaires ou ayant moins de 35 ans. Le coefficient de monoparentalité accroît la probabilité théorique d'un trouble quelconque de 10 points pour la faire passer de 15 % à 25 %.

Le tableau 7.4 donne les estimations des modèles à logit pour les difficultés scolaires, les problèmes sociaux et une ou plusieurs des difficultés apparaissant dans ce tableau ou au tableau 7.3. Le coefficient de monoparentalité est statistiquement significatif dans chaque cas et relève la probabilité théorique de 2 à 4 points de pourcentage, ce qui s'avère appréciable comparativement à la probabilité de base. Contrairement à ce qui se produit avec les troubles psychiatriques, les coefficients du faible revenu associés à la reprise d'une année et à des problèmes sociaux fréquents sont statistiquement significatifs et modifient la probabilité théorique de 1 et de 2 points de pourcentage, respectivement. Les coefficients d'interaction, en revanche, sont minimes et non significatifs.

En général, la scolarité de la mère illustre le signe prévu, mais seul le coefficient exprimant l'incidence de l'« absence de diplôme d'études secondaires » sur la « reprise d'une année » est significatif. L'âge de la mère n'est significatif que pour la reprise d'une année. Les garçons et les

enfants plus âgés sont plus susceptibles de se retrouver aux prises avec chacune des difficultés énumérées au tableau 7.4. Enfin, le nombre d'enfants dans la famille présente une faible association positive avec de « piètres résultats scolaires » et une faible corrélation négative avec les problèmes sociaux<sup>12</sup>.

La dernière colonne du tableau 7.4 donne les estimations à logit de la mesure sommaire la plus générale. Comme nous l'avons déjà mentionné, cette variable prend la valeur un si l'enfant connaît une ou plusieurs difficultés psychiatriques, scolaires ou sociales. Selon les estimations, il est plus probable qu'un enfant éprouve une ou plusieurs difficultés s'il s'agit d'un garçon ou s'il a de 8 à 11 ans, s'il vit seul avec sa mère, si sa mère ne possède pas de diplôme d'études secondaires ou si elle a moins de 35 ans. Une fois de plus, le coefficient de monoparentalité a une incidence quantitative appréciable puisqu'il augmente la probabilité théorique d'un trouble quelconque de 14 points pour la faire passer de 20 % à 34 %<sup>13</sup>.

La constatation la plus étonnante jusqu'à présent concerne la faible association entre la faiblesse du revenu (situation courante) et l'un des trois troubles psychiatriques ou une piètre réussite scolaire. Pour en vérifier la robustesse, nous avons pris les mesures suivantes. Nous avons estimé chaque modèle à logit des tableaux 7.3 et 7.4 en introduisant les variations que voici une à la fois: [1] « très faible revenu » (moins des trois quarts du SFR de 1992) au lieu de « faible revenu » (revenu inférieur au SFR de 1992); [2] seuil de 10 % au lieu du seuil de l'ESEO; [3] données non pondérées plutôt que pondérées et [4] variable nominale égale à un lorsque le revenu total du ménage était inférieur à 20 000 \$ plutôt que « faible revenu ».

Les variations [1] et [2] aboutissent à des coefficients estimatifs fort semblables à ceux des tableaux 7.3 et 7.4 pour le faible revenu et le terme d'interaction (et d'autres variables). On ne peut toutefois en dire autant pour les variations [3] et [4]. À la gauche du tableau 7.5, on peut voir les coefficients de la variation [3] pour la monoparentalité, le faible revenu et leur interaction. Le seul changement notable à l'égard de la monoparentalité se rapporte à la diminution du coefficient associé à la reprise d'une année, mais celui-ci demeure très significatif. Les coefficients du faible revenu liés aux troubles des conduites, aux problèmes affectifs, à un ou plusieurs troubles psychiatriques et à un problème supplémentaire quelconque sont maintenant tous

Tableau 7.3  
**Estimations des logits des troubles psychiatriques**

	Hyperactivité	Troubles des conduites	Troubles affectifs	Un ou plusieurs troubles psychiatriques
Mère seule	0,87 (3,6)	0,64 (2,6)	0,55 (2,8)	0,63 (3,6)
Faible revenu	-0,01 (0,06)	-0,08 (0,51)	0,22 (1,4)	0,10 (0,79)
Mère seule x Faible revenu	-0,21 (0,62)	0,35 (1,1)	0,14 (0,53)	0,12 (0,51)
Mère sans diplôme d'études secondaires	0,30 (1,5)	0,49 (2,9)	0,14 (0,83)	0,24 (1,8)
Mère avec études postsecondaires incomplètes	0,01 (0,06)	0,15 (1,0)	-0,01 (0,09)	0,02 (0,14)
Mère avec diplôme ou grade universitaire ou collégial	-0,38 (2,1)	0,12 (0,81)	0,5 (0,30)	0,007 (0,06)
Mère de plus de 34 ans	-0,17 (1,2)	-0,48 (4,3)	-0,25 (2,4)	-0,34 (4,1)
Enfant de sexe féminin	-0,80 (5,9)	-0,57 (5,3)	0,03 (0,28)	-0,32 (4,1)
Enfant de 8 à 11 ans	0,21 (1,6)	0,14 (1,4)	0,81 (8,4)	0,47 (6,1)
Nombre d'enfants	-0,12 (1,8)	0,21 (3,7)	-0,03 (0,50)	0,02 (0,59)
Constante	-2,5 (10,6)	-3,0 (14,0)	-2,7 (13,8)	-1,8 (11,9)
Probabilité du dénouement (base) <sup>a</sup>	0,058	0,08	0,06	0,15
Effet du coefficient de monoparentalité <sup>b</sup>	+0,07	+0,06	+0,04	+0,10
Effet du faible revenu-couples <sup>b</sup>	-0,0006	-0,006	+0,01	+0,01

**Nota :** (ratio t). Données pondérées avec les seuils de l'ESEO. Nombre d'observations : 12 735 enfants de 4 à 11 ans.

<sup>a</sup> Probabilité théorique égale à la constante (garçon de 4 à 7 ans de famille biparentale non défavorisée dont la mère a moins de 35 ans et détient un diplôme d'études secondaires) et total de deux enfants.

<sup>b</sup> Modification de la probabilité théorique du cas de base quand la variable nominale passe de zéro à un.

statistiquement significatifs. (La reprise d'une année et les difficultés sociales se caractérisaient déjà par un coefficient significatif au tableau 7.4.) Chacun de ces quatre coefficients ne représente cependant qu'environ le tiers à la moitié du coefficient correspondant de la monoparentalité. Aucun coefficient d'interaction n'est significatif. Les autres coefficients estimatifs (non présentés) se rapprochent passablement de ceux des tableaux 7.3 et 7.4.

À la droite du tableau 7.5, on peut voir les coefficients résultant de la variation [4]. Dans ce cas, nous avons pris pour mesure de la faiblesse du revenu une variable nominale égale à un quand le revenu total du ménage était inférieur à 20 000 \$<sup>14</sup>. Au départ, nous avons testé des variables nominales pour plus de tranches de revenu indiquées dans le fichier à grande diffusion à l'égard des mères seules et des couples, soit de 20 000 \$ à 29 999 \$, de 30 000 \$ à

Tableau 7.4

**Estimations des logits des difficultés scolaires et sociales et d'un ou plusieurs problèmes psychiatriques, scolaires ou sociaux quelconques**

	Reprise de l'année	Piètres résultats scolaires	Fréquents problèmes sociaux	Un ou plusieurs problèmes quelconques
Mère seule	1,04 (3,5)	0,58 (1,9)	0,67 (2,0)	0,74 (4,0)
Faible revenu	0,44 (2,3)	0,19 (0,70)	0,86 (3,2)	0,13 (1,0)
Mère seule x Faible revenu	-0,35 (0,93)	0,24 (0,54)	-0,03 (0,06)	0,13 (0,52)
Mère sans diplôme d'études secondaires	0,59 (3,1)	0,36 (1,4)	0,24 (0,82)	0,35 (2,6)
Mère avec études postsecondaires partielles	-0,13 (0,65)	-0,04 (0,13)	-0,16 (0,60)	0,01 (0,12)
Mère avec diplôme ou grade universitaire ou collégial	-0,07 (0,34)	-0,39 (1,5)	-0,06 (0,22)	-0,02 (0,15)
Mère de plus de 34 ans	-0,29 (2,1)	-0,10 (0,49)	-0,22 (1,1)	-0,31 (3,6)
Enfant de sexe féminin	-0,48 (3,5)	-0,76 (3,8)	-0,39 (2,0)	-0,35 (4,4)
Enfant de 8 à 11 ans	1,12 (6,0)	0,53 (2,7)	0,58 (2,5)	0,44 (5,0)
Nombre d'enfants	0,07 (0,92)	0,18 (1,7)	-0,15 (1,7)	0,02 (0,43)
Constante	-3,9 (13,2)	-4,1 (9,7)	-3,6 (9,2)	-1,4 (9,0)
Probabilité du dénouement (base) <sup>a</sup>	0,02	0,03	0,02	0,20
Effet du coefficient de monoparentalité <sup>b</sup>	+0,04	+0,02	+0,02	+0,14
Effet du faible revenu-couples <sup>b</sup>	+0,01	+0,005	+0,02	+0,02

**Nota :** (ratio t). Données pondérées avec les seuils de l'ESEO. Nombre d'observations : 9 283 enfants de 6 à 11 ans.

<sup>a</sup> Probabilité théorique correspondant à la constante (garçon de 4 à 7 ans d'une famille biparentale non défavorisée dont la mère a moins de 35 ans et détient un diplôme d'études secondaires) et total de deux enfants.

<sup>b</sup> Modification de la probabilité théorique du cas de base quand la variable nominal passe de zéro à un.

39 999 \$ et 40 000 \$ et plus. Très peu de coefficients des variables nominales se sont néanmoins avérés significatifs pour ces catégories. Les estimations à la droite du tableau 7.5 reposent sur les données pondérées et le nombre de personnes dans le ménage a été remplacé par le nombre d'enfants. Aucune de ces modifications n'a eu un effet appréciable sur les

estimations. Les coefficients de la monoparentalité demeurent très significatifs et sont légèrement plus élevés qu'aux tableaux 7.3 et 7.4. La majorité des coefficients du faible revenu sont significatifs. La valeur p des troubles des conduites s'établit à 0,08 et seule l'hyperactivité ne présente pas de forte corrélation avec la faiblesse du revenu. Les coefficients du revenu sont

inférieurs à ceux de la monoparentalité pour les troubles psychiatriques, mais pas pour de piètres résultats scolaires ou de fréquentes difficultés sociales. La valeur *p* des termes d'interaction n'est jamais inférieure à 0,05, mais les estimations ponctuelles sont constamment négatives et leur forte valeur absolue indique que cette « mesure du revenu » particulière pourrait autoriser une meilleure discrimination avec les couples qu'avec les mères seules.

Quelles grandes conclusions peut-on tirer de ces résultats? La première est que nos estimations des effets de la faiblesse du revenu manquent de robustesse. Les approches les plus classiques (tableaux 7.3 et 7.4) révèlent qu'un faible revenu présente de l'importance dans la reprise d'une année et les problèmes sociaux fréquents, mais pas pour les troubles psychiatriques ou de piètres résultats scolaires. L'emploi de données non pondérées ou d'une variable nominale pour les familles gagnant moins de 20 000 \$ montre cependant une forte association entre le faible revenu et tous les problèmes mentionnés, sauf l'hyperactivité. L'un des grands objectifs de l'ELNEJ est d'évaluer la corrélation statistique entre la santé de l'enfant et le revenu familial. Le manque de robustesse des estimations relatives à pareille association révèle que l'analyse doit reposer sur des données plus détaillées à l'égard du revenu. Les mesures agrégées à notre disposition ne permettent tout simplement pas de répondre clairement à cette question capitale en matière de politique publique.

Une autre conclusion est que la monoparentalité constitue la variable la plus uniformément et la plus significativement associée aux issues psychiatriques, scolaires et sociales examinées. Les coefficients estimatifs de cette variable se démarquent par leur robustesse, mais leur interprétation soulève maintes questions. Dans quelle mesure cette constatation reflète-t-elle les plus longues périodes de faible revenu qu'une mère seule pourrait traverser, comparativement aux familles biparentales? La monoparentalité exerce-t-elle un « effet » différent de celui attribué aux seules ressources économiques et, dans l'affirmative, quel est-il? S'agit-il des ressources limitées dans le temps (« pauvreté temporelle ») avec lesquelles la mère seule typique doit composer, ou pourrait-il s'agir des problèmes de santé de la mère elle-même? Le coefficient de la monoparentalité serait-il aussi élevé si la comparaison portait sur un autre groupe, peut-être plus approprié (les familles

biparentales à risque élevé d'éclatement au lieu d'un échantillon aléatoire de familles biparentales)? Lors de l'Enquête sur la violence envers les femmes de 1994, 16 % des femmes mariées interrogées avaient déclaré avoir subi des sévices de leur partenaire. Toutefois, 60 % des femmes mariées antérieurement rapportaient avoir été victimes de la violence de leur ex-partenaire (Kingston-Riechers 1997). On en déduit que dans certains cas au moins, les problèmes connus par les enfants de mères seules pourraient principalement résulter de la nature violente de l'union d'où ils sont issus. Pour ces enfants, la dissolution du mariage pourrait se traduire par une amélioration notable des conditions de vie, aspect qu'on néglige en les comparant à un échantillon aléatoire d'enfants venant de familles biparentales. Notre aptitude à suivre les mêmes enfants dans et hors des familles dont la structure et les contraintes varient, au cours des cycles subséquents de l'ELNEJ, constituera une nette amélioration à cet égard.

En ce qui concerne les autres variables indépendantes, on estime couramment (mais pas toujours) que les enfants dont la mère a plus de 34 ans courent moins de risques d'éprouver des difficultés. Ce résultat s'ouvre néanmoins à diverses interprétations, à l'instar de celui sur le coefficient de la monoparentalité. L'une d'elles est que l'âge de la mère pourrait servir d'approximation au revenu à long terme des parents si le fait de remettre la fécondation à plus tard indique une association positive avec une meilleure rémunération, ainsi qu'on pourrait le penser. Les mères plus âgées pourraient aussi s'avérer plus matures, avoir plus de temps à leur disposition ou attendre davantage avant d'avoir un nouvel enfant. Ces éventualités méritent d'être approfondies.

L'incidence des problèmes est typiquement plus faible chez les filles. Des travaux antérieurs, en particulier ceux sur l'hyperactivité et les troubles des conduites (Offord et coll. 1987), paraissent étayer cette constatation dans une certaine mesure. Parmi les variables nominales traduisant la scolarité de la PMI, seul le coefficient de la variable « pas de diplôme d'études secondaires » présentait constamment le signe prévu, mais cette estimation elle-même n'était significative que pour 2 problèmes sur 6. Le résultat nous a quelque peu surpris, car nous nous attendions à ce que cette variable reflète diverses influences sur la santé et le développement de l'enfant, y compris l'effet du revenu permanent.

**Tableau 7.5**  
**Estimations de logits choisis reposant sur des données non pondérées**  
**et une autre mesure du faible revenu**

	Données non pondérées Revenu du ménage inférieur au SFR de 1992			Autre mesure (pondérée) Revenu du ménage inférieur à 20 000 \$		
	Mère seule	Faible revenu	Mère seule x Faible revenu	Mère seule	Revenu inférieur à 20 000 \$	Mère seule x Revenu inférieur à 20 000 \$
Hyperactivité	0,77 (4,2)	0,17 (1,3)	-0,15 (0,63)	0,68 (3,2)	0,35 (1,3)	-0,44 (1,2)
Troubles des conduites	0,64 (4,1)	0,31 (2,8)	0,05 (0,24)	0,99 (4,8)	0,37 (1,8)	-0,35 (1,1)
Troubles affectifs	0,67 (4,9)	0,24 (2,5)	-0,09 (0,52)	0,72 (3,8)	0,65 (3,3)	-0,47 (1,7)
Un ou plusieurs troubles psychiatriques	0,66 (5,8)	0,22 (2,7)	-0,04 (0,23)	0,71 (4,4)	0,51 (3,2)	-0,33 (1,4)
Année doublée	0,63 (3,0)	0,50 (3,8)	-0,08 (0,30)	1,2 (4,3)	0,70 (2,9)	-0,68 (1,8)
Piètre réussite scolaire	0,76 (3,0)	0,13 (0,71)	0,0007 (0,002)	0,78 (2,7)	0,99 (2,9)	-0,33 (0,71)
Fréquents problèmes sociaux	0,68 (2,6)	0,56 (3,1)	0,05 (0,16)	0,69 (2,3)	1,4 (4,3)	-0,63 (1,3)
Un ou plusieurs problèmes quelconques	0,65 (5,5)	0,27 (3,4)	0,06 (0,41)	0,82 (4,8)	0,57 (3,3)	-0,30 (1,2)

**Nota :** (ratio t). Nombre d'observations : 12 735 enfants de 4 à 11 ans pour les troubles psychiatriques et 9 283 enfants de 6 à 11 ans pour les problèmes sociaux et scolaires. Les modèles incluaient tous les facteurs de régression des tableaux 4 et 5, c.-à-d. scolarité et âge de la PMI, âge et sexe de l'enfant, nombre d'enfants dans la famille.

### 3. Évolution de la situation en Ontario

Dans cette section, nous comparerons les estimations de l'Enquête sur la santé des enfants de l'Ontario au sous-échantillon ontarien de l'ELNEJ (ci-après ELNEJ-Ontario) afin d'examiner les changements survenus entre 1983 et 1993. Les méthodes d'enquête et l'instrumentation de l'ESEO ont été décrits en détail ailleurs (Boyle et coll. 1987). La population visée se composait des enfants nés entre le 1<sup>er</sup> janvier 1966 et le 1<sup>er</sup> janvier 1979 ayant pour lieu de résidence habituel le domicile d'un ménage ontarien. En tout, Statistique Canada a sondé 1 869 familles et 3 294 enfants en 1983. Les interviewers ont recueilli l'information d'un parent (habituellement la mère), d'un enseignant, pour les enfants de 4 à 11 ans, et du jeune en personne, pour ceux

âgés de 12 à 16 ans. Une enquête de suivi a eu lieu en 1987. Nous n'avons utilisé que les rapports des parents de 1983 concernant les enfants de 4 à 11 ans<sup>15</sup>.

Outre la portée provinciale de la première, l'ESEO et l'ELNEJ diffèrent sur plusieurs plans. En premier lieu, 9 % des enfants de l'ESEO vivaient uniquement avec leur mère, contre 15 % pour l'échantillon ontarien de l'ELNEJ. Pareille hausse est cohérente avec la croissance de la proportion de familles qui comptaient de jeunes enfants et avaient à leur tête une femme seule, observée entre 1983 et 1994. Nous ne pensons pas que cette hausse dérive principalement des variations dans les méthodes employées pour identifier les familles monoparentales et biparentales dans les deux échantillons (Dooley 1995). Deuxièmement, en dépit de son

inexactitude, la variable « faible revenu » de l'ESEO constitue une bonne approximation de la situation économique de la famille selon le SFR de 1969 de Statistique Canada. Les SFR de 1992 utilisés dans le cadre de l'ELNEJ dépassent sensiblement ceux de 1969 (en dollars réels). Ainsi qu'on l'explique à l'annexe, la meilleure approximation de la variable « faible revenu » de l'ESEO parmi les données de l'ELNEJ est un revenu familial inférieur à 75 % du SFR de 1992 (« très faible revenu »). En troisième lieu, la taille des échantillons diffère. Celui de l'ESEO comptait 1 315 enfants de 4 à 11 ans et 1 084 de 6 à 11 ans. On prendra surtout soin de ne pas perdre de vue le petit nombre d'enfants vivant avec uniquement avec leur mère (110 de 4 à 11 ans et 99 de 6 à 11 ans) au moment d'évaluer les résultats présentés ici, car l'échantillon ontarien de l'ELNEJ comprenait 3 105 enfants de 4 à 11 ans et 2 273 de 6 à 11 ans. Enfin, le nombre de questions posées en vue d'évaluer les problèmes psychiatriques n'était pas exactement le même dans les deux cas (voir l'annexe).

Le tableau 7.6 indique la proportion d'enfants aux prises avec un des trois problèmes qui suivent, dans les deux enquêtes : un ou plusieurs troubles psychiatriques (hyperactivité, troubles des conduites, troubles affectifs); reprise d'une année scolaire quelconque; difficultés fréquentes à s'entendre avec ses pairs, ses parents ou ses enseignants. Les chiffres de l'ELNEJ se rapportant aux enfants ontariens sont semblables à ceux de l'échantillon national de l'enquête qui apparaissent au tableau 7.1, à deux exceptions : 5 % des enfants de l'ELNEJ vivant avec leur mère seulement et dont le revenu dépassait le seuil de faible revenu en Ontario avaient doublé une année, contre 9 % pour l'échantillon national; par ailleurs, 9 % des enfants de l'ELNEJ issus de couples ontariens à faible revenu éprouvaient de fréquents problèmes sociaux, comparativement à 5 % pour l'échantillon national.

À l'avant-dernière rangée du tableau 7.6, on constate que le pourcentage d'enfants aux prises avec des troubles psychiatriques est passé de 11 % dans l'ESEO à 16 % dans l'ELNEJ-Ontario. Cette hausse entre les deux enquêtes vaut pour toutes les situations familiales et économiques, sauf les enfants des couples défavorisés, selon le SFR de 1992. La hausse est plus marquée pour les enfants de familles monoparentales que pour ceux des couples. Néanmoins, ainsi qu'on l'a précisé plus haut, les troubles psychiatriques n'ont pas été jaugés au moyen du même nombre de questions. L'écart pourrait refléter cette variation.

Le pourcentage d'enfants qui ont doublé une année a régressé de 9 % à 4 % entre 1983 et 1993. La question posée était identique dans les deux enquêtes. À notre avis, cette tendance à la baisse pourrait traduire autant un changement dans la propension des enseignants et des directeurs d'école à contraindre les élèves à reprendre leur année qu'une véritable amélioration du rendement scolaire<sup>16</sup>. Il nous est néanmoins impossible d'expliquer pourquoi la baisse est plus importante pour les enfants de mères seules défavorisées et des couples à revenu plus élevé. Les questions qui devaient servir à déceler un « problème social » étaient les mêmes dans les deux cas, tout comme le pourcentage global d'enfants aux prises avec une telle difficulté (4 %). Il ne semble en outre pas y avoir de variation majeure entre les deux enquêtes dans l'incidence des problèmes sociaux, selon la situation familiale et la situation économique.

On trouvera au tableau 7.7 les résultats des modèles à logit pour chacune des trois variables dépendantes (même jeu de variables indépendantes qu'aux tableaux 7.3 et 7.4). Ce tableau donne les coefficients de la monoparentalité, du faible revenu et de l'interaction entre ces deux variables. Les estimations issues de trois mesures distinctes du revenu sont indiquées pour l'ELNEJ-Ontario. Nous avons retenu celle du très faible revenu, car c'est elle qui se rapproche le plus de l'unique mesure du faible revenu utilisée dans l'ESEO. Nous avons retenu un revenu inférieur à 20 000 \$ à cause de son impact sur les données nationales de l'ELNEJ.

Voyons d'abord les estimations du volet A du tableau 7.7 concernant l'existence d'un ou de plusieurs troubles psychiatriques. Les coefficients de la monoparentalité présentent tous le même ordre de grandeur, mais le ratio *t* des estimations de 1993 est beaucoup plus élevé, signe, peut-être, de la plus grande taille de l'échantillon. Le coefficient du faible revenu de 1983 est à la fois important et très significatif. Comme pour l'échantillon national, les coefficients du faible revenu de l'ELNEJ-Ontario manquent de robustesse. Seul un revenu inférieur à 20 000 \$ fournit une estimation d'importance et de signification analogues à celle de l'ESEO. L'interaction des variables n'est significative dans aucun cas, bien que celle associée à un revenu inférieur à 20 000 \$ puisse indiquer un écart entre les enfants des couples et des mères seules, comme c'est le cas pour l'échantillon national de l'ELNEJ. Les quatre séries d'estimations de logits concernant les troubles psychiatriques sont fort semblables à tous les autres égard. Dans

Tableau 7.6  
**Pourcentage d'enfants connaissant des difficultés psychiatriques,  
scolaires ou sociales: Ontario, 1983 et 1993**

Simulation familiale et économique	Un ou plusieurs troubles psychiatriques			Reprise de l'année			Fréquents problèmes sociaux		
	1983	1993		1983	1993		1983	1993	
		Très faible revenu	Faible revenu		Très faible revenu	Faible revenu		Très faible revenu	Faible revenu
Mère seule (très défavorisée)	24	32	29	22	14	13	11	11	9
Mère seule non défavorisée	14	22	21	6	7	5	3	4	3
Couple (très) défavorisé	18	22	16	10	8	8	8	11	9
Couple non défavorisé	9	14	14	8	2	2	3	3	2
Total	11	16		9	4		4	4	
Nombre d'observations	1 315	3 369		1 084	2 450		1 084	2 450	

**Nota :** « Très faible revenu » signifie un revenu familial inférieur à 75 % du seuil de faible revenu (SFR) de 1992. Cette mesure se rapproche davantage du SFR de 1969 utilisé dans l'ESEO.

« Faible revenu » signifie un revenu familial inférieur au SFR de 1992.

**Sources :** Données de 1983 de l'Enquête sur la santé des enfants de l'Ontario; données de 1994 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes.

chaque cas, les enfants de sexe féminin, de moins de 8 ans, dont la mère a 35 ans ou davantage, courent clairement moins de risques de connaître un problème de ce genre. Le degré d'instruction de la mère n'exerce qu'une faible influence dans chaque cas.

La deuxième partie du tableau 7.7 donne l'estimation de la « reprise d'une année ». Ni la monoparentalité, ni la faiblesse du revenu ne semblent avoir d'importance dans les résultats de 1983. Dix ans plus tard cependant, ces deux paramètres sont étroitement associés à la probabilité de doubler une année dans la plupart des cas, mais surtout lorsque le revenu reste sous la marque des 20 000 \$. Le coefficient d'interaction indique que cet effet du revenu pourrait ne se faire sentir que sur les familles biparentales. Des résultats non présentés ici révèlent que la scolarité de la mère s'assortit bien d'un coefficient significatif, à l'instar du sexe et de l'âge de l'enfant, selon les données de 1983. On pouvait généralement en dire autant des estimations de 1993 venant de l'ELNEJ.

Au volet C du tableau 7.7, on peut voir les estimations de logits concernant les enfants qui éprouvent « souvent ou constamment » de la

difficulté à s'entendre avec leurs parents, leurs pairs ou leurs enseignants. Le faible revenu se caractérise par un coefficient élevé et statistiquement significatif pour les quatre spécifications. Aussi intéressant et stable est le fait qu'aucun coefficient de la monoparentalité n'obtient une valeur p inférieure à 0,05. Il s'agit du seul cas où les données de l'ELNEJ, tant celles de l'Ontario que celles du Canada, n'indiquent pas une forte relation entre la monoparentalité et la probabilité d'un problème<sup>17</sup>. Des résultats non présentés ici révèlent que l'âge de la mère ainsi que l'âge et le sexe de l'enfant jouent toujours un rôle important dans les estimations de l'ELNEJ, mais pas dans celles de l'ESEO. Les effets dus à la scolarité de la mère restent faibles dans les deux cas.

Quelles grandes différences discerne-t-on en comparant les données de l'ESEO à celles de l'ELNEJ? Selon le tableau 7.6, la prévalence des troubles psychiatriques pourrait avoir augmenté et celle de la reprise de l'année scolaire pourrait avoir diminué entre 1983 et 1993, du moins en Ontario. Rien n'indique que la prévalence des difficultés sociales a changé. Les estimations multidimensionnelles de 1993 qui apparaissent au tableau 7.7 révèlent que la

Tableau 7.7  
**Estimation de logits choisis pour l'Ontario, 1983 et 1993**

	1983	1993		
		Très faible revenu	Faible revenu	Moins de 20 000 \$
<b>A. Un ou plusieurs troubles psychiatriques</b>				
Mère seule	0,48 (1,0)	0,55 (2,2)	0,55 (1,7)	0,77 (2,8)
Très faible revenu	0,74 (2,2)	0,44 (1,6)	0,12 (0,6)	0,67 (2,5)
Mère seule x Très faible revenu	-0,27 (0,4)	0,04 (0,1)	0,21 (0,5)	-0,60 (1,5)
<b>B. Reprise d'une année scolaire quelconque</b>				
Mère seule	-0,23 (0,3)	1,1 (2,3)	1,1 (1,4)	1,6 (3,2)
Très faible revenu	-0,14 (0,7)	0,91 (1,7)	1,0 (2,9)	1,2 (2,2)
Mère seule x Très faible revenu	1,1 (1,0)	-0,33 (0,4)	-0,43 (0,5)	-1,3 (1,8)
<b>C. Fréquents problèmes sociaux</b>				
Mère seule	-0,90 (0,9)	0,39 (1,0)	0,35 (0,7)	0,48 (1,3)
Très faible revenu	1,5 (2,9)	1,6 (3,8)	1,4 (4,1)	1,2 (3,3)
Mère seule x Très faible revenu	0,65 (0,6)	-0,49 (0,4)	-0,37 (0,6)	-0,52 (1,0)

**Nota :** (ratio t). Données pondérées avec les seuils de l'ESEO. Contrôles pour l'âge et le sexe de l'enfant ainsi que l'âge et la scolarité de la mère inclus. Voir le tableau 7.6 pour la taille de l'échantillon et les sources des données.

probabilité de souffrir d'un trouble psychiatrique et de doubler une année est généralement plus grande pour les enfants vivant uniquement avec leur mère. Cette relation partielle n'était pas statistiquement significative en 1983. La même remarque vaut pour le revenu et la reprise de l'année scolaire. Un faible revenu implique des risques accrus de doubler l'année scolaire selon les données de 1993, mais pas celles de 1983. Les estimations multidimensionnelles relatives aux problèmes sociaux sont analogues pour les deux années. Les écarts qui se dégagent des résultats doivent-ils être attribués à un changement véritable des conditions dans lesquelles vivent les enfants de diverses couches socio-économiques en Ontario? Le lecteur se gardera

de tirer trop de conclusions de ces premières constatations. Il se pourrait en effet que la variation entre les estimations de l'ESEO et de l'ELNEJ dérive principalement de problèmes de mesure et de la taille de l'échantillon. Outre ces mises en garde cependant, les résultats justifient la poursuite de recherches plus poussées.

#### 4. Conclusion

Ce chapitre a pour but de nous aider à mieux saisir le rôle des paramètres socio-économiques dans la manifestation des troubles psychiatriques, des problèmes de rendement scolaire et des difficultés sociales chez les enfants du

Canada. Plus précisément, nous recourons à l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes pour évaluer le lien entre diverses difficultés psychiatriques, scolaires et sociales et un assortiment de variables socio-économiques (dont le nombre, l'âge, le revenu, la scolarité et le travail rémunéré des parents ainsi que le sexe, le nombre et l'âge des enfants). Nous y analysons trois sortes de troubles psychiatriques: l'hyperactivité, les troubles des conduites et les troubles affectifs. Nos deux mesures de la réussite scolaire concernent la reprise ou non de l'année scolaire par l'enfant et la mention de difficultés ou de grandes difficultés à l'école par les parents. On estimait qu'il y avait un problème social quand l'enfant éprouvait « souvent » ou « toujours » de la difficulté à s'entendre avec d'autres enfants, les enseignants ou les parents. La prévalence d'un problème quelconque chez les enfants de l'échantillon n'a jamais dépassé 10 %, et 23 % des enfants étaient aux prises avec un de ces problèmes ou plusieurs.

Diverses conclusions intéressantes, parfois inattendues, ressortent des estimations multidimensionnelles que nous avons obtenues. En premier lieu, l'effet estimatif du faible revenu s'avère fort sensible à la mesure du revenu employée ainsi qu'à l'usage des poids de l'échantillon. Nous avons commencé avec ce qui nous semblait être l'approche la plus conventionnelle, c'est-à-dire l'utilisation de données pondérées assorties d'une variable nominale servant à indiquer si le revenu familial se situait ou non sous le seuil de faible revenu de 1992. Les coefficients du faible revenu résultants n'étaient significatifs que pour la reprise de l'année scolaire et de fréquentes difficultés sociales. Ils ne l'étaient pas pour les troubles psychiatriques ni une piètre réussite scolaire. L'emploi de données non pondérées ou d'une variable nominale pour un revenu familial de moins de 20 000 \$ cependant révèle une étroite association entre le faible revenu et tous les problèmes examinés, sauf l'hyperactivité. Le fichier à grande diffusion mis à notre disposition ne renfermait que très peu de précisions sur le revenu. Des données plus détaillées nous permettraient d'éclaircir davantage cet aspect capital en matière de politique publique.

Deuxièmement, la monoparentalité est étroitement liée à tous les dénouements illustrant la pauvreté ou presque. Les coefficients estimatifs de cette variable sont robustes à l'égard de la méthode d'estimation (pondération, seuils relatifs aux troubles, mesures du revenu) et soulignent parallèlement d'importants effets

quantitatifs sur la probabilité théorique d'un trouble ou d'un problème. Par exemple, on associe la monoparentalité à une hausse de 14 % de la probabilité qu'un enfant connaisse un ou plusieurs des troubles ou des problèmes examinés. Une interprétation correcte de ce résultat s'avère cependant compliquée. Nous avons suivi la pratique courante qui consiste à comparer les enfants de familles monoparentales à ceux des familles biparentales. Est-ce approprié? Peut-être pas si un bon nombre ou la majorité des problèmes que connaissent les enfants de mères seules dérivent de la nature dysfonctionnelle de la famille biparentale dans laquelle ils vivaient auparavant. Le fait d'échapper à ce milieu pourrait avoir eu un effet bénéfique sur la santé et le développement des enfants concernés, et pas l'effet négatif qu'on pourrait déduire d'un examen superficiel d'estimations qui, somme toute, ne reposent que sur une analyse transversale.

En supposant même que nos estimations reflètent l'incidence d'une ou de plusieurs différences courantes entre les familles monoparentales et biparentales, laquelle s'avère la plus pertinente? Que les épisodes de faible revenu durent plus longtemps pour les familles monoparentales ou que ces dernières ne profitent pas d'une aide non pécuniaire des parents, des amis et des organismes de services sociaux? Les données des cycles ultérieurs de l'ELNEJ nous aideront à faire le tri parmi les interprétations possibles de cette très nette et constante relation empirique en établissant l'importance relative de chacune d'elles.

Nous avons aussi habituellement constaté que les problèmes à l'étude avaient une plus faible incidence chez les filles et couramment, mais pas toujours, découvert une relation analogue chez les enfants dont la mère avait plus de 34 ans. En revanche, nous n'avons pu établir de lien solide entre les différents problèmes et la scolarité du parent. Seul le coefficient du paramètre « pas de diplôme d'études secondaires » présentait toujours le signe prévu mais, même alors, l'estimation n'était statistiquement significative que dans la moitié des cas environ.

Nous avons aussi testé une variable nominale indiquant si la mère avait ou non « travaillé toute l'année à temps plein » et une autre précisant si elle poursuivait ou non un travail rémunéré « une partie de l'année ou à temps partiel ». Les coefficients de ces deux variables n'ont jamais été significativement différents de zéro. Il conviendrait d'approfondir la question en recourant à d'autres mesures du travail rémunéré pour

la mère et son conjoint. Pareilles analyses s'avèreront particulièrement utiles une fois que les chercheurs auront accès à des données plus complètes sur la rémunération et le revenu de la famille et de chaque parent.

L'autre objectif de nos travaux consistait à comparer les estimations de 1993 reposant sur les données de l'ELNEJ avec celles de 1983 venant de l'Enquête sur la santé des enfants de l'Ontario pour cette province. De la comparaison, il ressort qu'en dix ans, les troubles psychiatriques semblent devenus plus courants, tandis qu'il est moins fréquent de doubler une année, en Ontario. Rien n'indique que la prévalence des problèmes sociaux a changé. Les estimations multidimensionnelles reposant sur les données de 1983 ne font ressortir aucune variation significative selon la situation familiale. Celles de 1993, en revanche, révèlent que les enfants de mères seules sont plus enclins à éprouver un trouble psychiatrique et à doubler une année scolaire. D'autre part, les enfants à faible revenu sont plus susceptibles que leurs contreparties à avoir repris une année en 1993. On n'observe pas ce phénomène avec les données de 1983.

Il se pourrait que des problèmes de mesure et la taille de l'échantillon expliquent ces constatations, mais cette possibilité n'est pas la seule. Une modification du niveau de revenu relatif des deux types de famille a-t-elle joué un rôle en la matière? Le taux de faible revenu n'a guère diminué, voire n'a pas du tout baissé, pour les familles monoparentales durant la période examinée, mais la même remarque vaut pour les jeunes couples avec des enfants (Dooley 1994a). On sait aussi qu'entre les deux enquêtes, les jeunes mères seules (de moins de 35 ans) sont devenues beaucoup plus susceptibles de n'avoir jamais connu le mariage et de recourir à l'aide sociale (Dooley 1996). Quelle influence un changement au niveau de ces caractéristiques et d'autres caractéristiques pourrait-il exercer sur la population de mères seules? Les familles de divers type n'ont-elles plus le même accès aux services qui peuvent les aider à composer avec divers troubles psychiatriques ou difficultés scolaires? A-t-on modifié les pratiques gouvernant la reprise de l'année scolaire de telle manière que les variations selon la situation familiale ou économique se sont accrues, advenant le cas où une telle éventualité se produise? Beaucoup d'autres études sur le premier cycle de l'ELNEJ et les cycles subséquents, ainsi que sur l'ESEO s'avèreront nécessaires si on désire jeter un peu de lumière sur ces interrogations et bien d'autres.

## Annexe

### Sélection de l'échantillon

L'ELNEJ compte 14 226 enfants de 4 à 11 ans. De ce nombre, nous avons retiré les suivants : huit enfants qui ne vivaient avec ni l'un ni l'autre parent (biologique, par alliance ou adoptif); 21 pour lesquels aucun des deux parents n'était la PMI; 195 vivant avec leur père seulement; 1 103 pour lesquels certaines valeurs manquaient à l'égard des variables dépendantes (résultats); et 164 pour lesquels les variables indépendantes (conditionnement) ne présentaient pas toutes les valeurs. Ces suppressions ont laissé un échantillon de 12 735 enfants de 4 à 11 ans. L'échantillon scolaire se compose de 9 283 enfants de 6 à 11 ans. Les enfants qui n'habitaient avec aucun de leurs parents ou pour lesquels la PMI ne correspondait à aucun des deux parents ont été exclus de l'échantillon parce qu'ils pourraient vivre au sein d'une famille à la structure très inhabituelle et (ou) temporaire. Ceux vivant uniquement avec leur père l'ont été également faute d'un nombre de cas suffisant pour une analyse distincte et parce que leurs paramètres socio-économiques (en particulier le revenu) différaient trop de ceux des mères seules pour justifier la création d'une catégorie commune « parent seul ». La majorité (90 %) des valeurs absentes se rapportaient à des variables dépendantes. À notre connaissance, il n'existe pas de solution statistique facile à un problème de ce genre.

### Dénouements relatifs aux enfants

Ces dénouements concernaient le fonctionnement mental, scolaire et social des enfants. Leur choix et le choix des méthodes employées pour déceler l'existence d'un problème reposaient sur ce que l'on sait des multiples facettes d'un bon développement de l'enfant, sur les recherches antérieures concernant la santé psychosociale de l'enfant et sur les variables disponibles dans l'ELNEJ (Offord et coll. 1992, Offord et coll. 1987). Toutes les données émanent des rapports des parents, car Statistique Canada n'avait pas rendu publics les rapports des enseignants au moment de où nous avons entrepris nos travaux.

Le tableau 7A.1 énumère les symptômes retenus dans l'ELNEJ à l'égard de chaque trouble psychiatrique examiné, soit l'hyperactivité, les troubles des conduites et les troubles affectifs. En résumé, l'**hyperactivité** se caractérise par un manque d'attention, l'impulsivité et l'activité motrice; les **troubles des conduites** supposent

Tableau 7A.1

**Symptômes de l'hyperactivité, des troubles des conduites et des troubles affectifs dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes**

Hyperactivité	Troubles des conduites	Troubles affectifs
Ne peut rester en place, est agité/e ou hyperactif/ve	Détruit ses propres choses	Semble malheureux/se, triste ou déprimé/e
Remue sans cesse	Se bagarre souvent	N'est pas aussi heureux/se que les autres enfants
Se laisse distraire, a de la difficulté à poursuivre une activité quelconque	Démolit des choses qui appartiennent à sa famille ou à d'autres enfants	Est trop craintif/ve ou angoissé/e
Est incapable de se concentrer, ne peut maintenir son attention pour une longue période	Lorsqu'un autre enfant lui fait mal accidentellement (par exemple en le bousculant), il/elle suppose que cet enfant l'a fait exprès et réagit avec colère	Est inquiet/ète
Est impulsif/ve, agit sans réfléchir	Attaque physiquement les autres	Pleure beaucoup
A de la difficulté à attendre son tour dans un jeu ou en groupe	Menace les autres	Est nerveux/se ou très tendu/e
A de la difficulté à rester tranquille pour plus de quelques instants	Est cruel/le envers les autres, les brutalise et fait preuve de méchanceté	A de la difficulté à s'amuser
Est inattentif/ve	Donne des coups de pied à d'autres enfants, les mord ou les frappe	
	Lorsqu'il/elle est fâché/e contre quelqu'un, essaie d'entraîner les autres à détester cette personne	
	Lorsqu'il/elle est fâché/e contre quelqu'un, dit de vilaines choses à son insu	
	Lorsqu'il/elle est fâché/e contre quelqu'un, raconte les secrets de cette personne à quelqu'un d'autre	
	Vole des choses dans la maison	
	Se livre au vandalisme	
	Vole des choses à l'extérieur de la maison	

l'exercice de violence physique contre des personnes ou des biens, ou un sérieux manquement aux normes sociales; enfin, les **troubles affectifs** se manifestent principalement sous forme d'angoisse et de dépression. La variable « **un ou plusieurs troubles psychiatriques** » se définit comme le cumul de plusieurs des troubles mentionnés ci-dessus.

La PMI devait indiquer si l'enfant ne présentait jamais (aucun) les symptômes du tableau 7A.1 ou les présentait parfois (quelques-uns) ou souvent (beaucoup). Les valeurs 0, 1 et 2 ont été respectivement attribuées à leurs réponses. On a ensuite additionné la valeur de la réponse à chaque question afin de coter les trois problèmes éventuels. On estimait que l'enfant souffrait

du trouble concerné quand la note dépassait un seuil précis. Nous nous sommes servis pour cela de deux jeux de seuils auxquels on avait déjà recouru lors de recherches antérieures. Le choix d'un seuil exerce peu d'influence sur les estimations multidimensionnelles. C'est pourquoi nous présentons une série d'estimations sous forme de tableaux et commentons les résultats obtenus au moyen du deuxième jeu, lorsqu'il y a lieu de le faire. Les résultats multidimensionnels relatifs aux troubles psychiatriques, en particulier, se révèlent beaucoup plus sensibles aux poids d'échantillonnage et à la mesure du faible revenu qu'aux seuils applicables aux troubles proprement dits.

Les estimations qui apparaissent aux tableaux de la section 2 reposent sur les seuils de l'Enquête sur la santé des enfants de l'Ontario (ESEO). Cette enquête, qui remonte à 1983, portait sur 3 294 enfants de l'Ontario et a fait l'objet d'un suivi en 1987. L'ELNEJ s'est fortement appuyée sur l'ESEO, notamment en ce qui concerne les troubles psychiatriques. Un spécialiste en pédopsychiatrie qui n'avait pas eu accès aux rapports des parents et des enseignants a aussi évalué en clinique un certain nombre d'enfants de l'ESEO, sélectionnés au hasard. Les seuils de l'ESEO ont été établis d'après la note qui assurait la plus grande concordance avec le diagnostic du spécialiste pour le trouble concerné. En d'autres mots, le seuil de l'ESEO correspond au point où l'existence d'un trouble se discerne le mieux de son absence, pour un pédopsychiatre. Boyle et ses collaborateurs (1987) donnent tous les détails de cette méthode.

Les questionnaires de l'ESEO et de l'ELNEJ étaient rédigés de façon semblable. Par ailleurs, si le nombre de questions posées aux parents à l'occasion des deux enquêtes était analogue, il n'était pas identique. L'ESEO, par exemple, comprenait 15 questions sur les troubles des conduites pour une note maximale de 30 (15 fois 2). Le seuil retenu pour l'ESEO était égal à neuf, soit 30 % du maximum de 30. Dans l'ELNEJ, le maximum avait été fixé à 28 (14 fois 2), de sorte que le seuil de 30 % dans cette enquête s'établissait à 8,4. Nous avons analysé les données de l'ELNEJ en appliquant des seuils de huit et de neuf pour les troubles des conduites et avons obtenu des estimations multidimensionnelles très semblables. Celles reposant sur le seuil de huit apparaissent à la partie 2. Nous avons recouru à une méthode similaire afin de calculer l'équivalent des seuils de l'ESEO pour l'hyperactivité et les troubles affectifs dans l'ELNEJ. Lorsqu'on utilise ce jeu de seuils, on constate que 7 % des

enfants de l'échantillon sont hyperactifs, que 5 % connaissent un trouble des conduites et que 10 % souffrent d'un trouble affectif. Enfin, 16 % des enfants doivent composer avec un ou plusieurs de ces problèmes.

La deuxième série de seuils relatifs aux troubles à l'étude a été obtenue par sélection de la note qui permettait de séparer la tranche supérieure de 10 % des 90 % restants de l'échantillon. Par définition donc, 10 % des enfants souffraient de chacun des troubles examinés. En vertu de ces seuils, 21 % des enfants présentent un ou plusieurs troubles. Ces seuils sont identiques à ceux utilisés par Lipman, Offord et Dooley (1996)<sup>18</sup>. Les ouvrages mentionnent souvent des seuils débouchant sur un taux de prévalence de 5 % à 10 %. Cinq grandes études internationales, dont une canadienne (Costello 1989), sur l'épidémiologie des troubles psychiatriques des enfants confirment pareils taux (et les seuils les accompagnant). C'est pourquoi nous avons appelé nos deux jeux « seuils de l'ESEO » et « seuils de 10 % », respectivement<sup>19</sup>.

Pour ce qui est des résultats scolaires, l'expression « **reprise d'une année** » se passe d'explications. On estime qu'un enfant éprouve des **difficultés à l'école** si la PMI rapporte de piètres ou de très piètres résultats, globalement. Ces deux indicateurs propres aux difficultés scolaires n'étaient disponibles que pour les enfants de 6 à 11 ans, puisque la majorité des enfants de 4 ou 5 ans ne vont pas encore à l'école.

Un enfant se heurte à des **problèmes sociaux** si, aux dires de la PMI, il avait souvent ou toujours éprouvé de la difficulté à s'entendre avec un autre enfant (ami, condisciple), les enseignants ou les parents au cours des six mois antérieurs. Cette variable s'appliquait aux enfants de 4 à 11 ans, mais nous ne nous en sommes servis que pour ceux de 6 à 11 ans, faute du point de vue de l'enseignant pour les enfants de 4 et de 5 ans.

Par « **un ou plusieurs problèmes** », on entend un ou plusieurs des cas suivants : un ou plusieurs troubles psychiatriques, des difficultés à l'école ou un problème social. Cette variable n'était définie que pour les enfants de 6 à 11 ans.

### Caractéristiques familiales

Nous avons pris pour définition de « **famille monoparentale** » un enfant vivant avec sa mère, en l'absence d'un conjoint ou d'un partenaire de fait. Le groupe de comparaison était constitué d'enfants vivant avec leurs deux parents. Par

parent, on entend un parent biologique, par alliance ou adoptif. Tel qu'indiqué précédemment, 98 % des enfants canadiens vivent dans une famille de l'un ou l'autre type. Nous ne connaissons que la situation familiale actuelle de l'enfant, ce qui pourrait, dans certains cas, brosser un tableau inexact de la ou des structures familiales dans lesquelles l'enfant a grandi.

La principale variable du revenu que nous avons utilisée est la mesure classique du faible revenu. Plus précisément, une famille est dite à **faible revenu ou défavorisée** si son revenu se situait sous le seuil de faible revenu (SFR) de 1992 de Statistique Canada. Nous avons retenu cette mesure parce qu'elle est la plus couramment employée dans les analyses courantes de la distribution du revenu au Canada. Sa valeur dépend à la fois de la taille de la famille et de la région où vit celle-ci. Les SFR sont périodiquement révisés en fonction de la part du revenu que la famille moyenne doit dépenser pour se procurer les nécessités de la vie. L'année des SFR (1992 en ce qui concerne l'ELNEJ) correspond à l'année de référence de l'Enquête sur les finances des consommateurs qui a servi à établir le jeu de SFR.

Nous avons concentré notre attention sur la faiblesse du revenu parce que bon nombre des études mentionnées à la section 1 (surtout celles de l'ESEO) mettent en relief une relation non linéaire entre le revenu familial et la santé de l'enfant. Cette association est la plus forte aux niveaux de revenu les plus faibles. Une autre raison est que, récemment, les débats sur les politiques publiques relatives aux enfants tournent autour de propositions axées sur le revenu, par exemple une prestation pour enfants fédérale plus généreuse en vue de réduire l'incidence de faible revenu chez les familles comptant des enfants. Nous voulons explorer les conséquences éventuelles de telles propositions sur le plan de la santé. La troisième raison, sans doute la plus contraignante, demeure que les données sur le revenu du fichier à grande diffusion de l'ELNEJ s'avèrent très limitées. Plus précisément, le fichier ne renferme pas la mesure continue du revenu familial, le SFR de la famille ni leur ratio.

Une des mesures du revenu offertes avec le fichier à grande diffusion divise le ratio du revenu familial et des besoins familiaux (SFR de 1992) en six catégories, la plus basse étant de 0,75 ou moins et la plus haute, de 1,25 ou plus. Notre mesure du faible revenu dérive de cette variable. Le fichier à grande diffusion comprend aussi une variable nominale pour le revenu

familial, dont la valeur maximale est fixée à 40 000 \$ et plus pour les mères seules et à 60 000 \$ et plus pour les couples. Le fichier indique la taille de la famille mais pas celle de la ville, en sorte qu'il est impossible d'estimer le SFR de la famille. Nous avons essayé deux autres mesures de faible revenu. En vertu de la première, une famille est dite à **très faible revenu ou très défavorisée** quand le revenu familial est inférieur à 75 % du SFR de 1992. La seconde, que nous n'avons utilisée que dans les analyses multivariées, fait appel à une variable nominale égale à un quand le revenu global de la famille est inférieur à 20 000 \$, le nombre de membres du ménage étant contrôlé. Nos estimations multidimensionnelles du lien entre le faible revenu et les problèmes que connaissent les enfants s'avèrent très sensibles à la mesure du faible revenu ce qui, à notre avis, souligne la nécessité de désagréger davantage l'information.

Le nombre restreint de données sur le revenu n'est pas la seule difficulté. En effet, nous ne disposons pour l'instant que d'une seule année de données. Nos mesures du faible revenu nous interdisent donc de faire la distinction entre les brèves et les longues périodes de faible revenu, dont les effets sur la santé et le développement de l'enfant pourraient s'avérer très différents. L'absence d'une telle information pourrait affecter l'estimation des coefficients d'autres variables que la faiblesse du revenu. Nous soupçonnons notamment que l'impact estimatif de la monoparentalité traduit au moins en partie un effet permanent du revenu, bref la réalité que les mères seules traversent des périodes de pauvreté plus longues que les couples (Laroche 1997). La même remarque pourrait s'appliquer à d'autres variables de l'analyse multidimensionnelle, comme la scolarité des parents. Les données des cycles ultérieurs de l'ELNEJ nous en apprendront davantage à ce sujet.

Plusieurs autres variables entrent dans notre analyse multidimensionnelle, notamment l'âge et le sexe de l'enfant, ainsi que l'âge, la scolarité et le travail rémunéré de la PMI.

Enfin, nos analyses supposent implicitement que les paramètres socio-économiques comme le revenu et la structure de la famille interviennent au niveau de la santé et de la scolarité de l'enfant. Il se pourrait toutefois qu'il existe un effet de causalité contraire dans certains cas. Ainsi, de graves problèmes de santé durant l'enfance pourraient réduire le revenu familial en limitant la somme de travail rémunéré que peut accomplir un parent, voire les deux. Le stress que

susciteraient des problèmes de santé aussi graves chez l'enfant pourrait aussi agir sur la probabilité d'une séparation, d'un divorce ou d'un remariage. Malheureusement, on ne peut guère remédier à cette difficulté sans variables identificatrices qui permettraient de créer un modèle structural plus juste. L'approche que nous avons adoptée ressemble donc davantage à une méthode autorisant l'exploration de la distribution combinée des variables qui, selon nous, présentent une certaine importance dans le processus conditionnant la santé et le développement de l'enfant.

## Notes

Les auteurs remercient Statistique Canada, le Programme national de recherche et de développement en matière de santé, le Conseil de recherches en sciences humaines, la Fondation ontarienne de la santé mentale et le *Canadian International Labour Network* pour leur aide. Ils tiennent à souligner les remarques fort judicieuses dont leur ont fait part Miles Corak et deux évaluateurs anonymes. Les opinions exprimées dans ce document n'engagent que les auteurs et ne devraient en aucun cas être attribuées à Statistique Canada.

- <sup>1</sup> Après dépouillement des ouvrages de sciences sociales, nous avons constaté que l'expression « structure familiale » désignait couramment le nombre de parents dans la famille. On pourrait en conclure que le nombre de parents résidents constitue la principale source de variation de la structure familiale pour les familles contemporaines qui comptent des enfants à charge. Nous n'avons pas encore découvert une expression plus spécifique mais aussi succincte.
- <sup>2</sup> En réalité, 25 % seulement des PMI signalent des résultats « moyens » ou inférieurs à la moyenne pour leurs enfants. L'emploi de cette autre mesure est abordé plus loin dans le chapitre.
- <sup>3</sup> Les rapports des enseignants du cycle un de l'ELNEJ pourraient brosser un tableau différent. Une autre étude au moins indique que les enseignants s'avèrent moins généreux que les parents lorsqu'ils évaluent les progrès scolaires de l'enfant. Saigal et Szatmari (1991) ont examiné un échantillon de contrôle d'enfants nés à terme dans le cadre d'une enquête de suivi de longue haleine sur des enfants à faible poids de naissance. Selon les parents, 4 % seulement de ces enfants
- affichaient de « piètres » résultats scolaires, tandis que les enseignants fixaient le pourcentage à 17 %. En dépit de la petite taille de l'échantillon (145 enfants de 8 ans), on en conclut que les rapports des enseignants de l'ELNEJ doivent être minutieusement examinés, lorsqu'ils sont disponibles.
- <sup>4</sup> Vingt-trois pour cent des PMI rapportent que leur enfant éprouve « parfois », « souvent » ou « toujours » de la difficulté à s'entendre avec ses parents, ses pairs ou ses enseignants. Nous parlons de l'emploi de cette autre mesure des problèmes sociaux plus loin dans ce chapitre.
- <sup>5</sup> Les économistes ont tendance à se servir de la fonction probit avec probabilité conditionnelle et à en analyser les implications en matière de politiques d'après la variation de la probabilité théorique obtenue pour la variable dépendante. Les chercheurs de la santé se servent plutôt de la fonction logistique avec probabilité conditionnelle et parlent des conséquences en matière de politiques selon le risque relatif. Le compromis retenu par notre équipe multidisciplinaire était d'utiliser la fonction logit avec probabilité conditionnelle et de discuter des répercussions sur les politiques à partir de la variation de la probabilité théorique de la variable dépendante.
- <sup>6</sup> Comme on pourra le voir d'après nos estimations multidimensionnelles, les enfants de 8 à 11 ans des familles défavorisées qui ne vivent qu'avec leur mère ont tendance à connaître plus de difficultés. Les filles, en revanche, semblent en éprouver moins. On ignore donc si l'absence de telles observations relèverait ou diminuerait le pourcentage global d'enfants aux prises avec les divers problèmes indiqués au tableau 7.1.
- <sup>7</sup> Pour inclure pareilles observations à l'échantillon utilisé pour l'estimation, il faut attribuer une valeur spécifique à la « valeur manquante » de la variable concernée. Nous avons retenu la valeur nulle.
- <sup>8</sup> La même remarque est valable quand on remplace les variables du travail rémunéré de la mère dans les cas relativement rares où le père est la PMI.
- <sup>9</sup> Les tableaux 7.3 et 7.4 présentent les estimations obtenues avec les données pondérées et la principale variable du faible revenu (revenu sous le SFR de 1992). Le tableau 7.5 illustre les effets de l'emploi de données non pondérées ou d'une autre mesure du faible revenu.

- <sup>10</sup> Par « statistiquement significatif », nous entendons habituellement une valeur  $p$  de 0,05 ou moins. « Faiblement significatif » se rapporte habituellement à une valeur  $p$  située entre 0,10 et 0,05.
- <sup>11</sup> On ne peut habituellement réfuter l'hypothèse que la somme du coefficient du faible revenu et du terme d'interaction est différente de zéro à cause de l'importante erreur-type du terme d'interaction.
- <sup>12</sup> Nous avons aussi estimé les modèles à logit avec plusieurs mesures différentes des difficultés sociales et scolaires. Une autre mesure des difficultés scolaires est que l'enfant reçoit un enseignement spécial à cause de problèmes physiques, affectifs, comportementaux ou autres limitant le genre ou la somme de travail scolaire qu'il peut effectuer. Sept pour cent des enfants suivaient des cours spéciaux. Une seconde mesure a trait à la mention, par le parent, que l'enfant obtient des résultats moyens ou inférieurs à la moyenne (« mauvais » ou « très mauvais ») à l'école. Vingt-cinq pour cent des enfants satisfaisaient ce critère. Dans le cas des problèmes sociaux, une mesure alternative correspond à l'indication par le parent que l'enfant éprouve « parfois » ou plus fréquemment (« souvent » ou « toujours ») de la difficulté à s'entendre avec ses parents, ses pairs ou ses enseignants. Vingt-trois pour cent des enfants répondent à ce critère. Les coefficients de la monoparentalité présentent d'importants effets marginaux et un ratio  $t$  élevé dans tous les cas. Par ailleurs, les coefficients du faible revenu ne sont pas significatifs ( $p < 0,05$ ) et se traduisent par de plus petits effets marginaux que les coefficients de la monoparentalité.
- <sup>13</sup> Nous nous sommes aussi penchés sur l'efficacité prédictive des estimations. Nos coefficients prévoient l'« absence de problèmes » pour la quasi-totalité des dénouements et des observations, en ce sens que la probabilité théorique est inférieure à 50 %. En vertu de ce sens restreint, nos modèles aboutissent à de « bons » résultats puisque 10 % des enfants de l'échantillon ou moins connaissent réellement chacun des problèmes. Un autre test consiste à déterminer si la probabilité théorique moyenne de chaque dénouement diffère pour [1] les enfants effectivement aux prises avec un problème et [2] ceux qui en réchappent. Pour chaque dénouement, la moyenne du groupe [1] dépasse ( $p < 0,01$ ) celle du groupe [2].
- <sup>14</sup> Le revenu est inférieur à 20 000 \$ pour 13 % de l'échantillon. Ainsi qu'on peut le constater au tableau 7.2, 14 % des enfants ont un « très faible revenu » et 22 % un « faible revenu ». Environ 80 % de ceux dont le revenu est inférieur à 20 000 \$ se caractérisent aussi par un « très faible revenu » et vice versa. Presque tout ceux qui gagnent moins de 20 000 \$ se rangent dans la catégorie « faible revenu », mais 60 % seulement des familles à faible revenu ont aussi un revenu inférieur à 20 000 \$. Les deux cinquièmes des enfants dont la famille recevait moins de 20 000 \$ vivaient avec leurs deux parents et le reste, uniquement avec leur mère.
- <sup>15</sup> L'échantillon s'est sensiblement érodé entre l'ESEO originale et l'enquête de suivi de 1987. Le nombre de mères seules qui se retrouvaient à la fois dans l'échantillon de 1983 et dans celui de 1987 était inférieur à 100, à cause de cette érosion ou d'une modification de la situation conjugale.
- <sup>16</sup> Il se pourrait aussi que la propension des enseignants et des directeurs d'école à coller un échec à un élève d'un niveau donné varie avec la province, bien que l'incidence de ce problème soit virtuellement la même pour les enfants ontariens de l'ELNEJ (4 %) et ceux de l'échantillon national (5 %).
- <sup>17</sup> Nous avons aussi estimé les logits du tableau 7.7 avec l'échantillon national et inclus une variable nominale égale à un quand l'enfant venait de l'Ontario. Le coefficient estimatif de cette variable n'était pas significatif pour les troubles psychiatriques, était significativement négatif pour la reprise de l'année scolaire et significativement positif pour les problèmes sociaux.
- <sup>18</sup> L'approche de Lipman, Offord et Dooley diffère de la nôtre à d'autres égards que les seuils employés. Ainsi, elle exclut les observations où la mère n'était pas la PMI. D'autre part, les seules variables indépendantes utilisées dans l'analyse multivariée étaient la monoparentalité et le faible revenu.
- <sup>19</sup> Soulignons que l'un ou l'autre seuil donne une prévalence de 10 % pour les troubles affectifs avec l'échantillon de l'ELNEJ. Pour vérifier la sensibilité de ce résultat, nous avons utilisé un autre seuil employé dans les études sur l'ESEO pour les troubles affectifs. Avec cet autre seuil, 17 % des enfants de l'ELNEJ éprouvaient des troubles affectifs, mais les estimations multidimensionnelles restent fort semblables, peu importe le seuil retenu.

## Bibliographie

- ACHENBACH, T. et C. EDELBROCK (1981). « Behavioral Problems and Competencies Reported by Parents of Normal and Disturbed Children Aged 4 Through 16. » *Monographs of the Society for Research in Child Development*. Vol. 46, 1-78.
- AVISON, W.R. et C.F. THORPE (1993). « Family Structure and Maternal Mental Health: Single Parenthood and Other Risk Factors. » Communication présentée au 1993 American Public Health Association Annual Meetings. San Francisco, California.
- BOYLE, M.H., D.R. OFFORD et H.G. HOFMANN (1987). « Ontario Child Health Study: I. Methodology. » *Archives of General Psychiatry*. Vol. 44, 826-831.
- BROWNING, Martin B., François BOURGUIGNON, Pierre-André CHIAPPORI et Valerie LECHENE (1994). « Incomes and Outcomes: A Structural Model of Intra-Household Allocation. » *Journal of Political Economy*. Vol. 102, 1067-96.
- CADMAN, D., M.H. BOYLE, D.R. OFFORD, P. SZATMARI, N.I. RAE-GRANT, J. CRAWFORD et J. BYLES (1986) « Chronic Illness and Functional Limitation in Ontario Children: Findings of the Ontario Child Health Study. » *Canadian Medical Association Journal*; 135:761-767.
- COSTELLO, E.J. (1989) « Developments in Child Psychiatric Epidemiology. » *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry* 28, 836-841.
- CURTIS, Lori (1997). « Single Parenthood and Health Status. » Document de travail, Department of Economics, McMaster University.
- CURTIS, Lori, M. DOOLEY, E. LIPMAN et D. FEENY (1996). « Child Health and Family Socioeconomic Status: Application of the Health Utilities Index to the Ontario Child Health Study. » Document de travail, Department of Economics, McMaster University.
- DOOLEY, Martin (1996). « The Evolution of Welfare Participation Among Canadian Lone Mothers from 1973-1991. » Document de travail n° 96-02, Department of Economics, McMaster University.
- DOOLEY, Martin (1995). « Lone Mother Families and Social Assistance in Canada. » Dans *Family Matters: New Policies for Divorce, Lone Mothers and Child Poverty*. Toronto: C.D. Howe Institute.
- DOOLEY, Martin (1994a). « The Converging Market Work Patterns of Married Mothers and Lone Mothers in Canada. » *Journal of Human Resources*. Vol. 29, 600-20.
- DOOLEY, Martin (1994b). « Women, Children and Poverty in Canada » *Canadian Public Policy*. Vol. 20 430-43.
- DOOLEY, Martin et E.L. LIPMAN (1996). « Child Psychiatric Disorders and Poor School Performance: The Roles of Family Type, Maternal Market Work and Low Income. » Dans *Towards the XXIst Century: Emerging Sociodemographic Trends and Policy Issues in Canada*. Actes d'une conférence de la Fédération canadienne de démographie.
- DUMOUCHEL, W.H. et G.J. DUNCAN (1983). « Using Sample Weights in Multiple Regression Analysis of Stratified Samples. » *Journal of American Statistical Association*. Vol. 78, 535-43.
- DUNCAN, G. et J. BROOKS-GUNN (dir.) (1997). *Consequences of Growing Up Poor*. New York: Russell Sage Foundation.
- EVANS, Robert et Gregory STODDART (1990) « Producing Health, Consuming Health Care. » *Social Science and Medicine*. Vol. 31, 1347-63.
- GROSSMAN, Michael (1972). « On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. » *Journal of Political Economy*. Vol. 80, 223-55.
- GROSSMAN, M. et Theodore JOYCE (1989). « Socioeconomic Status and Health: A Personal Research Perspective. » Dans Deanna S. Gomber et Barbara H. Kehrer (dir.) *Pathways to Health: The Role of Social Factors*. Mento Park: The Henry J. Kaiser Family Foundation.
- JUDGE K. et M. BENZEVAL (1993). « Health Inequalities: New Concerns About the Children of Single Mothers. » *British Medical Journal*. Vol. 306, 677-80.
- KELLAM S.G., M.E. ENSMINGER et J. TURNER (1977). « Family Structure and the Mental Health of Children: Concurrent and Longitudinal Community-Wide Studies. » *Archives of General Psychiatry*. Vol. 34, 1012-22.

- KINGSTON-RIECHERS, JoAnn (1997). « Does the Frequency of Domestic Abuse Affect the Decision to Divorce? » Document de travail, Department of Economics, McMaster University.
- LAROCHE, Mireille (1997). « The Persistence of Low Income Spells in Canada, 1982-1993. » Division des études économiques et de l'analyse de politiques, Département des Finances.
- LIPMAN, E.L. et D.R. OFFORD (1997). « Psychosocial Morbidity Among Poor Children in Ontario. » Dans G. Duncan, J. Brooks-Gunn (dir.) *Growing Up Poor*. New York: Russell Sage Foundation.
- LIPMAN, E.L. et D.R. OFFORD (1994). « Les enfants défavorisés. » Dans *Guide canadien de médecine clinique préventive*. Groupe d'étude canadien sur l'examen médical périodique. Ottawa : Santé Canada, n°H21-117/1994F au catalogue.
- LIPMAN, E.L., D.R. OFFORD et M.H. BOYLE (1997). « Single Mothers in Ontario: Socio-Demographic, Physical and Mental Health Characteristics. » *Canadian Medical Association Journal*. Vol. 156, 639-45.
- LIPMAN, E.L., D.R. OFFORD et M.H. BOYLE (1994). « Economic Disadvantage and Child Psycho-Social Morbidity. » *Canadian Medical Association Journal*. Vol. 151, 431-37.
- LIPMAN, E.L., D.R. OFFORD et M.D. DOOLEY (1996). « Que savons-nous des enfants de familles dirigées par une mère seule ? Questions et réponses tirées de l'Enquête longitudinale sur les enfants et les jeunes. » *Grandir au Canada*. Ottawa : Statistique Canada, n° 89-550-MPF au catalogue.
- LIPMAN E.L., D.R. OFFORD, M.H. BOYLE, M. WONG et R. MAZUMDAR (1996). « Socio-Demographic Characteristics and Physical and Mental Health Characteristics of Single Mothers in Ontario: Results from the Ontario Health Supplement. » Non publié.
- MOILANEN I. et P. RANTAKALLIO (1988). « The Single Parent Family and the Child's Mental Health. » *Social Science and Medicine*. Vol. 27, 181-86.
- MUNROE BLUM H., M.H. BOYLE et D.R. OFFORD (1988). « Single-Parent Families: Child Psychiatric Disorder and School Performance. » *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*. Vol. 27, 214-19.
- OFFORD, D.R. et K. BENNETT (1994). « Conduct Disorder: Long-term Outcomes and Intervention Effectiveness. » *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*; 33: 1069-1078.
- OFFORD, D.R., M.H. BOYLE et B.R. JONES (1987). « Psychiatric Disorder and Poor School Performance Among Welfare Children in Ontario. » *Canadian Journal of Psychiatry*; 32:518-525.
- OFFORD D.R., M.H. BOYLE, Y.A. RACINE et coll. (1992). « Outcome, Prognosis and Risk in a Longitudinal Follow-up Study. » *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*. Vol. 31, 916-23.
- OFFORD D.R., M.H. BOYLE et P. SZATMARI (1987). « Ontario Child Health Study: II. Six-month Prevalence of Disorder and Rates of Service Utilization. » *Archives of General Psychiatry*. Vol. 44, 832-36.
- OFFORD, D.R. et E.L. LIPMAN (1996). « Problèmes affectifs et comportementaux » Dans *Grandir au Canada*. Ottawa: Statistique Canada, n° 89-550-MPF au catalogue, n° 1.
- PHIPPS, Shelley et Peter BURTON (1992). « What's Mine Is Yours? The Influence of Male and Female Incomes on Patterns of Household Expenditure. » Document de travail n° 92-12, Department of Economics, Dalhousie University.
- RUTTER, M. (1992). « Adolescence as a Transition Period: Continuities and Discontinuities in Conduct Disorder. » *Journal of Adolescent Health*. Vol. 13, 451-60.
- SAIGAL, S. et P. SZATMARI (1991). « Cognitive Abilities and School Performance of Extremely Low Birth Weight Children and Matched Term Control Children at Age Eight Years: A Regional Study. » *Journal of Pediatrics*. Vol. 118, 751-60.
- SCHULTZ, T. Paul (1990). « Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility. » *Journal of Human Resources*. Vol. 25, 599-634.

THOMAS, Duncan (1990). « Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach. » *Journal of Human Resources*. Vol. 25, 635-64.

WEISSMAN M., P. LEAF et J.L. BRUCE (1987). « Single Parent Women. » *Social Psychiatry*. Vol. 22, 29-36.

WHITE, H. (1980). « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. » *Econometrica*. Vol. 50, 1-25.

## Chapitre 8

# Aspects intergénérationnels de l'acquisition des capacités de lecture et de la scolarité

PATRICE DE BROUCKER ET LAVAL LAVALLÉE

---

Les niveaux de scolarité et de compétences sont d'importantes dimensions de la capacité qu'a une personne de s'intégrer à la société et d'y contribuer. Ces facteurs contribuent non seulement à déterminer la position sociale d'une personne, mais ils ont également une incidence sur l'économie, en améliorant à la fois les effectifs et la qualité de la main-d'oeuvre. Or le profil d'études d'une personne est modelé par de nombreux facteurs, parmi lesquels la famille et le système d'éducation exercent un poids considérable. De fait, la politique en matière d'éducation s'avère, au plan des politiques sociales, un outil puissant pour influencer sur la formation du capital humain.

Dans ce chapitre, nous évaluons le rôle de la famille dans l'acquisition de capacités de lecture et d'un niveau de scolarité élevés. En termes plus précis, nous cherchons à définir le rapport qui existe entre, d'une part, le niveau de scolarité d'une personne, ses capacités de lecture et ses caractéristiques vis-à-vis du marché du travail et, d'autre part, le niveau de scolarité et la situation d'activité de ses parents. Par ailleurs, en comparant différentes cohortes d'âge, il nous est possible d'examiner les liens entre les parents et les enfants sur plus d'une génération et, de ce fait, de nous pencher sur les questions suivantes :

- [1] Le capital intellectuel des familles se transmet-il d'une génération à l'autre; le profil de mobilité en regard de l'éducation a-t-il changé au fil des ans?
- [2] Les capacités de lecture sont-elles reliées au niveau de scolarité et jouent-elles un rôle dans la mobilité scolaire et dans l'accès à la formation?
- [3] L'expérience du marché du travail des parents influe-t-elle sur leur capacité de transmettre leur capital intellectuel à leurs enfants?

[4] Les capacités de lecture améliorent-elles les perspectives d'emploi?

[5] Le niveau de scolarité des parents influe-t-il sur les stratégies qu'ils utilisent pour influencer leurs enfants dans leurs études?

Notre analyse part du principe selon lequel les niveaux de scolarité et d'alphabétisme sont d'importants déterminants de la facilité avec laquelle les gens s'intègrent aux différentes facettes de la société et déterminent aussi largement quelles sont les personnes les plus susceptibles de mener une vie professionnelle fructueuse. Nous insistons également sur l'importance de l'accès à la formation continue, toute la vie durant (pour parfaire ses connaissances et des compétences), pour maintenir et améliorer sa situation socio-économique et son bien-être économique global. La scolarité est acquise principalement en franchissant les différentes étapes du système de l'éducation; cependant, elle dépend également du capital intellectuel héréditaire, lequel est en grande partie acquis à la maison, par le biais des interactions entre les membres de la famille. Ces interactions exercent un effet direct sur le rendement scolaire, en créant un contexte propice à l'apprentissage. Le capital intellectuel, qui se développe au sein des familles au fil des générations, exerce également un effet indirect sur le niveau de scolarité. Le capital intellectuel se définit comme l'expérience et les connaissances, qui sont acquises par une personne ou un groupe de personnes (par exemple une famille) durant leur vie et qui peuvent être appliquées à la poursuite d'objectifs économiques et sociaux. D'une part, ce capital peut ouvrir la voie à des études plus poussées et à une vie adulte plus fructueuse. D'autre part, une telle notion suppose également que les enfants ne sont pas tous sur un pied d'égalité, lorsqu'ils commencent leurs études. Aussi le rôle d'un système d'éducation efficace est-il de fournir aux

enfants de parents relativement peu instruits des possibilités similaires à celles offertes aux enfants issus de familles plus instruites.

Nos principales conclusions se résument comme suit : [1] malgré une mobilité ascendante substantielle au niveau de la scolarité, le capital intellectuel héréditaire continue d'influer de façon significative sur la capacité d'une personne d'avoir accès à l'enseignement postsecondaire et de réussir ses études; [2] outre l'éducation, l'expérience professionnelle des parents influe aussi sur le niveau de scolarité des enfants et [3] la façon dont les parents appuient leurs enfants dans leurs études reflète leur propre formation scolaire, les parents plus instruits étant plus susceptibles d'adopter des stratégies visant à guider leurs enfants sur la voie du succès.

## 1. Vue d'ensemble

Notre analyse est basée sur l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA), laquelle a été menée en 1994 auprès de répondants d'un certain nombre de pays industrialisés, dans le but de : « [1] mettre en lumière le rapport entre le rendement, le niveau de scolarité, la situation vis-à-vis de l'activité et l'emploi chez les personnes qui avaient des capacités de lecture moyennes et de [2] comparer et mettre en contraste les profils d'alphabétisme de certaines sous-populations importantes sur le plan économique dans divers pays et groupes linguistiques » (Statistique Canada, 1996, p.12).

Nous utilisons ici l'information recueillie auprès d'un échantillon représentatif de 5 660 Canadiens, en nous intéressant à deux cohortes d'âge distinctes, soit les 26 à 35 ans et les 46 à 55 ans. Nous avons choisi le groupe des 26 à 35 ans, car il s'agit de personnes en début de carrière mais qui ont terminé leur premier programme d'études. Les 46 à 55 ans ont en moyenne 20 ans de plus que l'autre cohorte (sans toutefois être suffisamment âgés pour représenter les parents de la cohorte plus jeune) et sont toujours sur le marché du travail. La différence d'âge entre les deux cohortes distingue une génération de la suivante. La cohorte plus âgée a fait ses études à la fin des années 40 et durant les années 50, alors que les plus jeunes étaient aux études durant les années 70 et 80. L'échantillon de l'EIAA compte 1 010 Canadiens âgés de 26 à 35 ans (pour une population de quelque cinq millions) et 658 Canadiens de 46 à 55 ans (pour une population d'environ 3,3 millions).

Les analyses sur la mobilité intergénérationnelle comportent des exigences très rigoureuses en matière de données. Ainsi, la taille limitée de l'échantillon nous a forcé à ne tenir compte que de quatre niveaux de scolarité pour les répondants (études secondaires non terminées, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires non universitaires et études universitaires) et trois niveaux pour leurs parents (études secondaires non terminées, diplôme d'études secondaires et études postsecondaires). Ont été exclues de l'analyse les personnes pour lesquelles l'information sur le niveau de scolarité des deux parents était manquante<sup>1</sup>.

Dans la présente analyse, « alphabétisme » ne fait référence qu'à une seule des trois mesures évaluées lors de l'EIAA, en l'occurrence la compréhension de textes schématiques. Cette notion fait référence à la capacité d'utiliser de l'information extraite de documents, tels que des formulaires de paie, des demandes d'emploi, des cartes, des horaires d'autobus et des graphiques. Cette mesure de l'alphabétisme peut être considérée comme réunissant des éléments à la fois de la compréhension de textes suivis (capacité d'utiliser de l'information sous forme par exemple d'éditorial, de poèmes, d'ouvrages de fiction et de bulletins de nouvelles) et de la compréhension de textes au contenu quantitatif (capacité d'effectuer des opérations arithmétiques diverses), deux échelles de compréhension également évaluées dans l'EIAA. Nous faisons souvent une distinction entre les niveaux d'alphabétisme « élevés » et « faibles ». Les résultats obtenus ont été répartis en cinq niveaux et, pour nous, les niveaux d'alphabétisme élevés englobent les niveaux trois à cinq. L'atteinte du niveau trois suppose une capacité d'exécuter des tâches variées d'un certain degré de complexité. (On trouvera une description détaillée du matériel utilisé pour les tests ainsi que de la définition des niveaux d'alphabétisme dans Statistique Canada, 1996.)

La majeure partie de notre analyse porte sur la relation entre le niveau de scolarité atteint par une personne (et certains des avantages qui s'y rapportent sur le marché du travail) et le capital intellectuel héréditaire, lequel est représenté ici par le niveau de scolarité de la mère ou du père du répondant ainsi que par la situation professionnelle du père. En ce qui a trait à l'activité de la mère, les données de l'EIAA permettent uniquement de déterminer si celle-ci a déjà travaillé. Davantage de questions portaient sur les activités du père, en particulier sur sa profession et son secteur d'activité.

Tableau 8.1  
**Scolarité, alphabétisme et profession, selon l'âge**

	26 à 35 ans	46 à 55 ans	Ensemble des âges
	(pourcentage)		
A. Niveau de scolarité			
Études secondaires non terminées	22,6	36,8	33,9
Diplôme d'études secondaires	38,4	32,4	33,5
Études postsecondaires, non universitaires	22,9	15,2	17,1
Études universitaires	16,1	15,7	15,5
B. Niveau de compréhension de textes schématiques			
Niveau un	13,6	23,0	23,9
Niveau deux	24,9	31,0	23,9
Niveau trois	33,9	23,6	29,9
Niveaux quatre et cinq	27,6	22,4	22,3
C. Profession			
Gestionnaires	5,8	11,3	7,9
Professionnels	21,0	18,2	17,3
Techniciens	15,3	11,2	11,6
Commis	16,1	12,3	14,6
Services	13,4	18,0	15,1
Cols bleus	28,3	29,0	33,5

Source : Calculs des auteurs à partir de données de Statistique Canada, Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes.

Il nous est également possible d'examiner diverses stratégies adoptées par les parents en matière d'éducation, en vue par exemple de développer délibérément un plus grand capital intellectuel pour les enfants. Les personnes toujours aux études ont été exclues de l'analyse, car nous étions intéressés par le dernier niveau de scolarité atteint par les répondants<sup>2</sup>.

Le tableau 8.1 énumère les principales caractéristiques des deux groupes d'âge étudiés. Le volet A du tableau indique que la génération plus jeune a atteint des niveaux de scolarité supérieurs à la plus âgée et que les principales différences se situent au niveau de la proportion qui ont obtenu un diplôme d'un établissement d'enseignement secondaire ou postsecondaire non universitaire. Ces écarts s'expliquent en grande partie par la forte expansion du réseau collégial, au cours des 20 dernières années. À titre de comparaison, les titulaires d'un diplôme universitaire ne sont que légèrement plus nombreux dans la cohorte plus jeune. Ceci n'exclut pas pour autant la possibilité que, parmi les 26 à 35 ans, certains retournent à l'université et atteignent un niveau de scolarité plus élevé (probablement un grade universitaire), même si ces personnes n'étaient pas inscrites au moment de l'enquête.

Les pourcentages pour le volet B montrent qu'environ 62 % de la génération plus jeune se

situe à un niveau d'alphabétisme égal ou supérieur à 3, comparativement à une proportion de 46 % chez les plus âgés. Cependant, le fait qu'un certain nombre de jeunes se situent à un niveau d'alphabétisme relativement plus élevé n'est qu'une consolation modérée, étant donné que la proportion d'un faible niveau d'alphabétisme demeure élevée. Le rendement inférieur de la génération plus âgée peut être attribuable, soit à un faible niveau de compétences durant la jeunesse (lequel niveau est demeuré faible), soit à une perte des compétences au fil des ans.

Enfin, l'information au volet C illustre la répartition, selon la profession, de toutes les personnes actives dans les deux cohortes d'âge. On remarquera qu'une plus forte proportion de personnes de la génération plus âgée occupent des postes de gestionnaires, alors que les jeunes sont proportionnellement plus nombreux au sein des postes de professionnels et de techniciens. Ces résultats témoignent du fait que les postes de gestionnaires requièrent une expérience que la plupart des jeunes ne possèdent pas encore, mais également que l'élévation du niveau de scolarité permet aux jeunes d'accéder en plus grands nombres à des postes hautement spécialisés. Les postes de commis demeurent des postes de débutant pour bon nombre de jeunes. Il est également intéressant de souligner l'importance des emplois manuels chez les jeunes travailleurs (ce groupe inclut les

Tableau 8.2

**Pourcentage des personnes ayant un niveau de scolarité supérieur, égal ou inférieur à celui de leurs parents, selon le niveau de scolarité des parents et l'âge du répondant**

	Études secondaires non terminées			Diplôme d'études secondaires			Études postsecondaires			Total		
	Supérieur	Égal	Inférieur	Supérieur	Égal	Inférieur	Supérieur	Égal	Inférieur	Supérieur	Égal	Inférieur
	(pourcentage)											
26 à 35 ans	84,1	14,8*	-	40,0*	46,4*	-	-	44,9*	40,4*	50,9	33,5	15,7*
46 à 55 ans	77,0	19,8*	-	41,0*	52,6*	-	-	47,2*	44,6*	57,6	32,2*	-
Total	74,3	23,0	-	41,4	44,1	14,5*	9,1*	37,4	53,5	51,0	31,8	17,2

\* Coefficients de variation élevés, mais acceptables.

- Coefficient de variation trop élevé pour que le chiffre soit fiable.

ouvriers, les travailleurs qualifiés de l'agriculture et des pêches, les opérateurs et monteurs de machines et d'installations, le personnel des forces armées et les travailleurs non qualifiés)—un résultat surprenant dans une économie qui se caractérise par une diminution du nombre relatif d'emplois dans le secteur manufacturier et par la croissance rapide de l'économie de services.

## 2. Mobilité intergénérationnelle de la scolarité

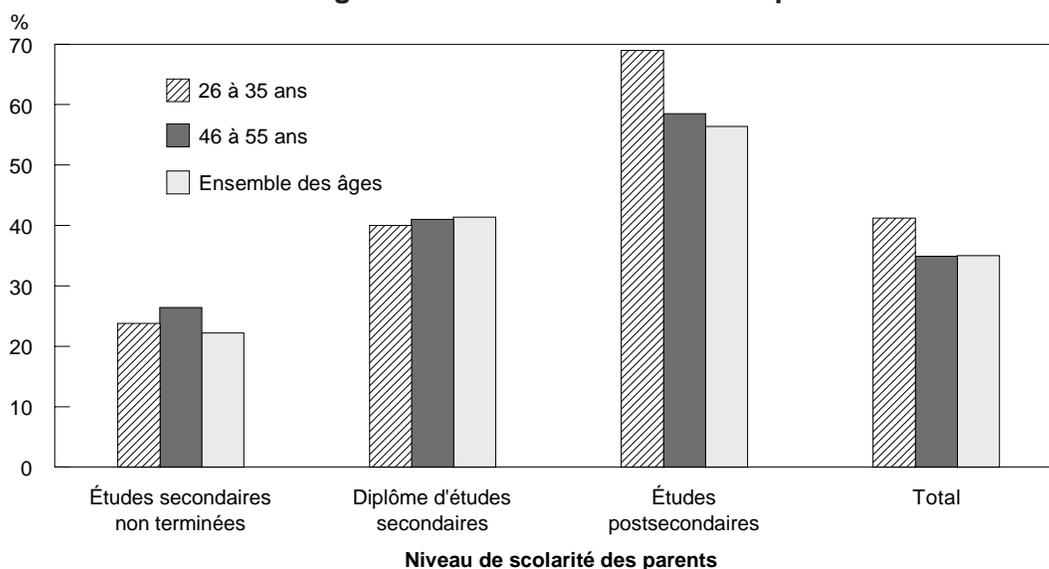
Le niveau de scolarité des parents est un des facteurs qui déterminent le niveau de scolarité atteint par une personne. Il est probable qu'un milieu de soutien hautement propice à l'apprentissage à la maison (évalué par approximation à partir du niveau de scolarité des parents et de la profession du père) se reflète par l'atteinte de niveaux de scolarité plus élevés chez les enfants. Un tel milieu de soutien se manifeste non seulement par la capacité de financer des études supérieures pour ses enfants, mais également par les interactions quotidiennes d'une « qualité intellectuelle » supérieure, qui s'établissent entre les parents et les enfants.

Dans quelle mesure la scolarité des répondants à notre enquête est-elle reliée au niveau de scolarité de leurs parents? Pour répondre à cette question, nous calculons les corrélations des rangs de Spearman entre le niveau de scolarité des répondants (selon le sexe et l'âge) et celui de leur père et de leur mère. Les résultats ne montrent aucune différence significative dans la relation entre le niveau de scolarité du répondant et celui de l'un ou l'autre de ses parents. Les coefficients de corrélation se situent entre 0,38 et 0,45 et diffèrent peu, que le calcul soit basé sur le niveau de scolarité de la mère ou du père. En fait, il existe toujours une corrélation

plus forte entre le niveau de scolarité du répondant et celui du parent le plus instruit (celle-ci variant entre 0,40 et 0,53). En outre, la corrélation est toujours plus forte entre les niveaux de scolarité des deux parents qu'entre les niveaux de personnes de générations différentes, le coefficient pouvant atteindre jusqu'à 0,66 dans le premier cas.

En raison de ces résultats, nous utiliserons désormais le niveau de scolarité du parent le plus instruit pour le reste de notre analyse. Le tableau 8.2 réunit tous les principaux éléments de trois matrices de la mobilité de la scolarité, soit une pour l'ensemble de la population (moins les étudiants à plein temps) et une pour chaque cohorte d'âge. Vu la taille limitée de l'échantillon, il est impossible de présenter les données pour des sous-groupes de la population. Les données demeurent néanmoins suffisamment fiables pour broser un tableau de la mobilité intergénérationnelle de la scolarité au Canada<sup>3</sup>. La mobilité de la scolarité, qui correspond à la différence entre le niveau de scolarité des parents et de leurs enfants, est importante au Canada : ainsi, plus des deux tiers des Canadiens ont atteint un niveau de scolarité qui diffère de celui de leurs parents. Environ 51 % ont un niveau de scolarité supérieur à celui de leurs parents, alors que 17 % ont un niveau de scolarité inférieur et c'est ce qui explique que le niveau de scolarité moyen de la population augmente au fil des ans. Bien sûr, plus le niveau de scolarité des parents est faible, plus l'ampleur potentielle de la mobilité ascendante est grande et, partant, plus le taux de mobilité ascendante est lui-même élevé. En fait, environ trois répondants sur quatre, dont les parents n'avaient pas terminé leurs études secondaires, ont fait des études au moins un peu plus poussées que leurs parents. Il ne fait aucun doute que la fréquentation scolaire obligatoire et

Graphique 8.1  
**Probabilité de faire au moins des études postsecondaires,  
 selon l'âge et le niveau de scolarité des parents**



l'élévation qui a suivi de l'âge de fréquentation obligatoire ont largement contribué à ce phénomène. Cependant, seulement un peu plus de 40 % des répondants dont les parents n'avaient qu'un diplôme d'études secondaires ont atteint un niveau de scolarité plus élevé. (Fournier et coll., 1995, présentent des résultats similaires.)

Les différences entre le niveau de scolarité des deux cohortes ne sont pas trop prononcées. Bien que la mobilité ascendante soit plus forte dans la cohorte plus jeune, pour ce qui est des répondants dont les parents n'ont pas terminé leurs études secondaires, elle est dans l'ensemble légèrement plus élevée dans la cohorte plus âgée. Ceci n'a rien de surprenant, compte tenu du fait que davantage de personnes poursuivent des études à un niveau supérieur<sup>4</sup>. Comme le niveau de scolarité général de la population s'élève peu à peu, il devient plus difficile de dépasser le niveau de scolarité de ses parents, même dans le contexte d'un système d'éducation élargi et plus accessible.

Le graphique 8.1 illustre la probabilité d'obtenir au moins un diplôme d'études postsecondaires, en fonction du niveau de scolarité des parents. On remarquera que cette probabilité augmente parallèlement au niveau de scolarité des parents. En fait, les personnes dont les parents détiennent un certificat ou un grade d'études postsecondaires sont 2,5 fois plus susceptibles d'atteindre eux-aussi au moins ce niveau que ceux dont les parents n'ont pas terminé leurs études secondaires. Cette proportion est

en outre près de trois fois plus élevée chez la génération plus jeune et elle est environ de deux pour un, chez la génération plus âgée.

Les données illustrées par cette figure fournissent les premières indications d'une intensification de la polarisation de l'accès à l'éducation. Ainsi, une comparaison entre les deux cohortes laisse croire que l'accès à l'enseignement postsecondaire et le succès de ces études sont nettement en hausse chez les personnes dont les parents ont eux-mêmes fait des études postsecondaires, alors que la situation des répondants dont les parents ont au plus un diplôme d'études secondaires ne s'est pas améliorée et pourrait même s'être détériorée. Ce contraste qui ressort en fonction du niveau de scolarité des parents est encore plus marqué lorsqu'on limite la comparaison aux titulaires d'un diplôme universitaire. Ces données viennent corroborer le fait que les collèges, en qualité d'établissements d'enseignement postsecondaire, ont contribué à améliorer l'accès à ces établissements, en particulier pour ceux dont le capital intellectuel héréditaire est minimal.

Pour déterminer les facteurs qui influent sur l'expérience scolaire des répondants, nous utilisons la méthode de régression des moindres carrés ordinaires pour examiner la relation entre le nombre d'années d'études complétées par le répondant et un certain nombre de facteurs pertinents. Le but de cette analyse est de mesurer l'effet de divers facteurs dans un milieu contrôlé et d'examiner plus à fond l'hypothèse de la

polarisation. Les variables examinées sont le sexe (puisque la propension à atteindre certains niveaux de scolarité peut varier en fonction du sexe), l'âge (pour saisir l'effet de la cohorte) et le niveau de scolarité des parents. Est également incluse la profession du père, cette variable servant à mesurer l'effet que pourraient exercer les antécédents de travail des parents sur le niveau de scolarité des enfants, en plus de l'effet direct de leur niveau de scolarité.

Nous avons aussi inclus la variable **mère ayant déjà travaillé**. Comme nous l'avons indiqué précédemment, cette variable fait référence aux antécédents de travail de la mère. Nous croyons également que le niveau de scolarité peut s'expliquer en partie par le lieu de naissance (région précise et selon que la personne est née au Canada ou à l'étranger), ainsi que par le lieu de résidence (région rurale ou urbaine). L'éloignement et l'isolement des petites communautés peuvent en effet nuire à la poursuite des études. Aussi avons-nous tenu compte de l'effet de la région de naissance et du lieu de résidence (urbain ou rural).

Les résultats obtenus sont présentés au tableau 8.3 et peuvent se résumer comme suit :

- [1] Le niveau de scolarité des parents a une incidence réelle : les personnes dont les parents n'ont pas terminé leurs études secondaires comptent en moyenne 1,5 an de scolarité de moins que celles dont les parents sont titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Par ailleurs, les personnes dont les parents ont obtenu un diplôme ou un grade d'études postsecondaires ont un niveau de scolarité qui est de trois quarts d'année plus élevé.
- [2] Il semble y avoir polarisation de l'accès à l'éducation. Les membres de la cohorte plus jeune, dont les parents n'ont pas terminé leurs études secondaires, ont à peu près les mêmes paramètres que ceux de la cohorte plus âgée, alors que ceux de la cohorte plus jeune dont les parents ont fait des études postsecondaires ont un niveau de scolarité nettement supérieur à leurs homologues plus âgés.
- [3] La profession du père influe fortement sur le niveau de scolarité. Ainsi les personnes dont le père est un professionnel ont jusqu'à 3,5 années de scolarité de plus que celles dont le père est un travailleur agricole qualifié.
- [4] Le niveau de scolarité est nettement plus élevé lorsque la mère travaille. Cette variable ne semble pas influencer de façon significative sur la scolarité de la cohorte plus âgée.
- [5] La province de naissance—et probablement aussi la province dans laquelle se font la majeure partie des études—exercent aussi un effet : au Québec, par exemple, les personnes ont un niveau de scolarité qui est d'environ un an inférieur aux habitants de l'Ontario, alors que la différence est d'environ deux tiers d'année dans les provinces de l'Atlantique et de près d'une demi-année dans l'Ouest. Un tableau plus précis ressort lorsque nous comparons les deux cohortes : les différences régionales sont beaucoup plus marquées (notamment au Québec et dans les provinces de l'Atlantique) parmi la cohorte plus âgée, alors qu'elles disparaissent presque entièrement chez la cohorte plus jeune.

En résumé, on remarque une progression du niveau de scolarité moyen de la population au fil des ans; ainsi, 50 % des répondants avaient dépassé le niveau de scolarité de leurs parents. Cependant, en raison précisément du fait qu'une proportion croissante de la population a accès au niveau de scolarité le plus élevé (universitaire), la possibilité de progression diminue peu à peu. C'est principalement ce qui explique pourquoi seulement 51 % des répondants de la cohorte plus jeune affichent une mobilité ascendante au plan de l'éducation, alors que la proportion est de 58 % dans la cohorte plus âgée. Le capital intellectuel transmis des parents influe également considérablement sur le rendement des enfants. Un peu plus du tiers des répondants ont fait des études postsecondaires, mais cette population n'est pas répartie également selon le niveau de scolarité des parents. Alors que 56 % des répondants dont les parents avaient fait des études postsecondaires ont eux-mêmes atteint ce niveau de scolarité, la proportion n'a été que de 22 % parmi les répondants dont les parents n'avaient pas terminé leurs études secondaires. Enfin, la polarisation semble s'être accentuée au fil des ans : les personnes dont les parents ont fait des études postsecondaires sont mieux outillées pour poursuivre de telles études (la probabilité augmente à 69 %, alors qu'elle n'est que de 58,5 % pour la cohorte plus âgée). La situation des personnes dont les parents sont moins instruits est demeurée inchangée.

Tableau 8.3  
**Déterminants du nombre d'années de scolarité :**  
**Résultats de la régression des moindres carrés, selon l'âge**

	Population totale	26 à 35 ans	46 à 55 ans
	(nombre d'années de scolarité)		
Cas de référence	11,66*	12,79*	11,90*
Sexe (Femme)			
Homme	0,05	-0,05	0,68**
Âge (36 à 45 ans)			
16 à 25 ans	-0,32**		
26 à 35 ans	0,06		
46 à 55 ans	-0,02		
56 ans et plus	-1,67*		
Niveau de scolarité des parents (études secondaires complétées)			
Études secondaires non terminées	-1,62*	-0,95*	-1,42*
Études postsecondaires	0,65*	1,16*	-0,43
Profession du père (travailleur agricole qualifié)			
Forces armées	2,50*	4,30*	-1,41
Gestionnaires	2,72*	1,31*	3,53*
Professionnels	3,59*	1,87*	5,90*
Techniciens	1,93*	0,20	3,02*
Commis	2,10*	1,16**	3,36*
Secteur des services	1,79*	-0,06	1,72*
Ouvriers	1,13*	-0,75***	1,33*
Opérateurs de machines et d'installations	0,91*	-0,58	0,87**
Travailleurs non qualifiés	0,56*	-1,08**	0,72
N'a jamais travaillé	2,70**	2,96	0,00
Ne sait pas	-0,16	-1,90**	-0,86
Non indiqué	3,13*	-1,19	9,93*
Mère ayant déjà travaillé	1,09*	0,89*	-0,52***
Rural	-0,46*	-0,41	-0,36
Région de naissance (Ontario)			
À l'étranger	-0,28***	-0,89*	0,71
Atlantique	-0,81*	-0,11	-1,49*
Québec	-1,25*	-0,41	-2,33*
Ouest	-0,42*	-0,49***	0,13
R <sup>2</sup> corrigé	0,3051	0,2478	0,4392
Valeur de F	82,7	15,5	23,1
Nombre d'observations	4 650	924	566

**Nota :** Les catégories de référence sont indiquées par des parenthèses ( ). Pour les résultats dans la première colonne, la catégorie de référence est formée des femmes âgées de 36 à 45 ans, dont le parent le plus instruit a un diplôme d'études secondaires, dont le père est un travailleur agricole qualifié, dont la mère n'a pas travaillé, qui vivent en milieu urbain et qui sont nées en Ontario. Le cas de référence pour les résultats dans les autres colonnes sont les femmes, dont le parent le plus instruit a un diplôme d'études secondaires, dont le père est un travailleur agricole qualifié, dont la mère n'a pas travaillé, qui vivent en région urbaine et qui sont nées en Ontario.

\* significatif au niveau de 99 %.

\*\* significatif au niveau de 95 %.

\*\*\* significatif au niveau de 90 %.

Tableau 8.4  
**Alphabétisme, niveau de scolarité et formation continue**

	26 à 35 ans	46 à 55 ans	Ensemble des âges
	(pourcentage)		
A. Niveau d'alphabétisme élevé			
Études secondaires non terminées	30,1	17,5	19,9
Diplôme d'études secondaires	54,0	50,1	57,9
Postsecondaire, non universitaire	83,0	76,2	74,6
Études universitaires	92,3	77,0	86,1
B. Variation dans le niveau d'alphabétisme*			
Études secondaires non terminées	26,3	28,9	33,0
Diplôme d'études secondaires	17,4	18,3	19,0
Études postsecondaires, non universitaires	14,3	16,2	17,1
Études universitaires	15,1	13,3	15,3
C. Taux de participation aux programmes d'éducation permanente et de formation continue			
Niveau d'alphabétisme élevé	51,6	46,8	50,7
Niveau d'alphabétisme faible	24,1	21,4	20,6
Total	41,0	33,2	36,3

\* Coefficient de variation des niveaux d'alphabétisme intra-groupes.

### 3. Capacités de lecture et niveau de scolarité

Les capacités de lecture offrent une autre dimension pour expliquer la relation entre le niveau de scolarité des parents et des enfants. Ce facteur est également susceptible d'influer sur l'accès à l'éducation permanente, à l'âge adulte. De façon générale, les niveaux d'alphabétisme augmentent avec le niveau de scolarité (tableau 8.4, volet A). Le fait que le niveau de capacités soit en général plus faible chez la génération plus âgée que chez la plus jeune pourrait s'expliquer, soit par un niveau de capacités inférieur au départ, soit par une détérioration des compétences au fil des ans, en particulier lorsque ces capacités ne sont pas utilisées régulièrement, dans le cadre d'activités quotidiennes (Statistique Canada, 1996, p. 44). Les différences entre générations sont plus apparentes, aux deux extrêmes de l'échelle de scolarité. Les niveaux d'alphabétisme faibles observés chez les personnes de faible niveau de scolarité ne font qu'aggraver leur situation. Moins du tiers des personnes de 26 à 35 ans, qui ont quitté l'école sans avoir terminé leurs études secondaires, se situent à un niveau d'alphabétisme égal ou supérieur à 3. Une telle situation compromet leurs chances d'avancement au plan professionnel et réduit leur capacité de s'adapter au contexte socio-économique en évolution. À l'inverse, 92 % des jeunes diplômés universitaires et 83 % des titulaires d'un diplôme collégial se situent à un niveau d'alphabétisme élevé.

Les données au volet B du tableau 8.4 montrent que, dans l'ensemble, les personnes ayant un haut niveau de scolarité peuvent avoir de faibles capacités de lecture, et vice versa, des personnes de faibles niveaux de scolarité peuvent afficher un niveau élevé d'acquisition de capacités. Ces différences diminuent toutefois à mesure que le niveau de scolarité augmente et elles sont légèrement plus marquées chez la génération plus âgée. Ces données semblent donc confirmer la détérioration des capacités d'un certain nombre de personnes de ce groupe d'âge, lorsque celles-ci se trouvent dans un milieu non propice au maintien des capacités individuelles. La diminution du coefficient de variation est moins forte dans le cas de la cohorte plus jeune que chez la plus âgée, ce qui porte à croire que les variations dans les niveaux d'alphabétisme devraient diminuer avec le temps, compte tenu de l'augmentation générale du niveau de scolarité de la population que l'on remarque dans les cohortes plus jeunes et plus instruites.

Enfin, le volet C du même tableau mesure l'avantage supplémentaire que procure un niveau d'alphabétisme en regard de l'accès à la formation continue. On remarque ainsi que le taux de participation aux programmes d'éducation et de formation continues est plus de deux fois plus élevé chez les personnes de haut niveau d'alphabétisme que chez les personnes de faibles niveaux d'alphabétisme, et cette tendance se confirme pour tous les groupes d'âge. Ces

résultats portent à croire que la formation continue—compte tenu du fait que cette formation est donnée par le biais du marché du travail, n'est pas—ou est rarement—un instrument qui permet aux travailleurs de niveau de scolarité et de capacités limités d'améliorer sensiblement leur situation.

L'approche utilisée ici est la même qu'à la section précédente, c'est-à-dire que nous analysons l'effet de certains facteurs sur les capacités de lecture. Pour ce faire, nous utilisons la régression des moindres carrés pour étudier la relation entre les résultats obtenus aux tests de compréhension de textes schématiques (les résultats réels, plutôt que les niveaux discrets) et un certain nombre de facteurs pertinents. Ces variables indépendantes sont les mêmes que celles qui ont été utilisées pour l'analyse du nombre d'années de scolarité. Le tableau 8.5 indique l'effet de ces facteurs sur l'évaluation des capacités de lecture. Dans l'ensemble, les hommes ont un niveau d'alphabétisme légèrement supérieur à celui des femmes, alors que le niveau d'alphabétisme des jeunes est nettement supérieur à celui de leurs homologues plus âgés. En outre, la scolarité des parents influe considérablement sur les résultats obtenus par les répondants aux tests d'alphabétisme, l'écart étant plus marqué chez les répondants dont les parents n'ont pas terminé leurs études secondaires. Lorsqu'on compare les résultats pour la profession de travailleur agricole qualifié à ceux de presque toutes les autres professions, on remarque que ce facteur influe de façon positive sur les capacités de lecture. Ces autres professions peuvent être regroupées en deux catégories, comme suit : d'une part, les emplois de professionnels (gestionnaires, professionnels, techniciens, commis) qui affichent l'écart positif le plus élevé, lequel est de l'ordre de 40 à 50 points, et d'autre part les emplois de cols bleus et ceux du secteur des services, avec un avantage d'environ 25 points. Il semble par ailleurs y avoir une relation positive entre le fait que la mère du répondant travaille et des résultats plus élevés. Enfin, au niveau des différences régionales, les résultats des tests d'alphabétisme semblent légèrement plus élevés en Ontario et dans l'ouest du Canada qu'au Québec et dans les provinces de l'Atlantique, un résultat qui vient corroborer la répartition du niveau de scolarité décrite à la section précédente.

Les résultats confirment que, toutes autres choses étant égales, les jeunes se situent à des niveaux d'alphabétisme plus élevés. Leurs résultats sont en effet de quelque 50 points plus

élevés, sur une échelle qui va de 0 à 500. Il s'agit là d'un écart substantiel, qui suppose que les personnes passent du niveau d'alphabétisme 2 au niveau 3. Les hommes de la génération plus âgée ont un avantage sur les femmes au plan de l'alphabétisme, mais cet avantage disparaît chez les plus jeunes. L'effet de la profession du père diminue lui aussi de façon significative, de la génération la plus vieille à la plus jeune.

Le lien entre l'alphabétisme et le niveau de scolarité ne fait aucun doute. Comme on pouvait s'y attendre, plus le niveau de scolarité est élevé, plus le niveau d'alphabétisme moyen l'est également. On remarque toutefois une dispersion assez large des capacités de lecture autour de la moyenne, et ce à tous les niveaux de scolarité, et ces écarts tendent à être plus larges chez les cohortes plus âgées. Ceci vient corroborer l'hypothèse selon laquelle il y aurait détérioration des capacités de lecture lorsque celles-ci ne sont pas utilisées sur une base quotidienne. Les capacités de lecture sont également un fort co-déterminant de l'accès à la formation continue. Quel que soit le niveau de scolarité, les personnes ayant de grandes capacités de lecture sont également plus susceptibles de participer à des cours de formation continue et d'éducation permanente.

#### 4. Contexte socio-économique

Partant des principales conclusions des deux sections précédentes, nous examinons maintenant les liens entre les antécédents de travail, la scolarité et les capacités de lecture, en y ajoutant la dimension intergénérationnelle mesurée à partir de l'effet de la profession exercée par le père.

Nous utilisons une variable qui reflète le statut socio-économique (SSE) des professions, pour mesurer la situation sur le marché du travail. Ceci nous permet de réduire au minimum les problèmes associés à la forte variabilité d'échantillonnage que l'on observe dans certaines professions. Pour ce faire, nous avons recours à une mesure souvent utilisée de l'« importance » relative d'une profession<sup>5</sup>, sur une échelle qui va de 25 à 62 environ; il y a donc un écart de 37 points entre les professions qui obtiennent les notes maximales et les autres qui se situent au bas de l'échelle.

Les données au volet A du tableau 8.6 montrent que le statut socio-économique de la profession augmente de façon significative, selon le niveau de scolarité. Les avantages d'abord

**Tableau 8.5**  
**Déterminants des résultats de la compréhension de textes schématiques :**  
**Résultats de la régression des moindres carrés, selon l'âge**

	Population totale	26 à 35 ans	46 à 55 ans
Catégorie de référence	247,2*	308,5*	260,2*
Sexe (Femme)			
Homme	4,8**	-7,0	18,0*
Âge (36 à 45 ans)			
16 à 25 ans	12,2*		
26 à 35 ans	12,8*		
46 à 55 ans	7,1**		
56 ans et plus	-19,4*		
Niveau de scolarité des parents (études secondaires terminées)			
Études secondaires non terminées	-28,9*	-27,2*	-20,8*
Études postsecondaires	2,3	2,5	-28,3*
Profession du père (travailleur agricole qualifié)			
Forces armées	67,1*	104,1*	-15,3
Gestionnaires	44,2*	19,8**	25,2**
Professionnels	50,6*	38,0*	47,6*
Techniciens	43,6*	11,8	31,7***
Commis	41,6*	25,2**	46,7**
Secteur des services	24,8*	1,1	3,5
Ouvriers	23,4*	-13,1	2,3
Opérateurs de machines et d'installations	25,3*	-9,4	8,2
Travailleurs non qualifiés	4,3	-23,7**	-3,3
N'a jamais travaillé	22,3	15,1	0,0
Ne sait pas	-16,5*	-52,2*	-63,3*
Non précisé	30,0**	-35,72	-6,62
Mère ayant déjà travaillé	27,8*	11,3**	13,1**
Rural	4,7**	-3,4	-0,3
Région de naissance (Ontario)			
À l'étranger	-26,9*	-33,9*	4,7
Atlantique	-10,4*	-13,9***	-8,3
Québec	-12,1*	-12,6**	-11,9
Ouest	1,8	-9,9	13,9
R <sup>2</sup> corrigé	0,266	0,196	0,138
Valeur de F	68,3	11,7	5,51
Nombre d'observations	4 650	924	566

**Nota :** Les catégories de référence sont indiquées par des parenthèses ( ). Pour les résultats dans la première colonne, la catégorie de référence est formée des femmes âgées de 36 à 45 ans, dont le parent le plus instruit a un diplôme d'études secondaires, dont le père est un travailleur agricole qualifié, dont la mère n'a pas travaillé, qui vivent en milieu urbain et qui sont nées en Ontario. Le cas de référence pour les résultats dans les autres colonnes sont les femmes, dont le parent le plus instruit a un diplôme d'études secondaires, dont le père est un travailleur agricole qualifié, dont la mère n'a pas travaillé, qui vivent en région urbaine et qui sont nées en Ontario.

\* significatif au niveau de 99 %.

\*\* significatif au niveau de 95 %.

\*\*\* significatif au niveau de 90 %.

Tableau 8.6  
Statut socio-économique de la profession

	26 à 35 ans	46 à 55 ans	Ensemble des âges
(statut socio-économique)			
A. Niveau de scolarité			
Études secondaires non terminées	34,1	33,9	33,0
Diplôme d'études secondaires	38,5	42,0	37,8
Études postsecondaires, non universitaires	43,5	49,8	42,2
Études universitaires	51,5	50,6	49,1
Total	40,8	41,6	38,6
B. Niveau de compréhension de textes schématiques			
Niveau 1	33,3	34,8	32,4
Niveau 2	37,5	38,7	36,8
Niveau 3	40,7	42,0	40,6
Niveau 4/5	47,5	51,8	45,0
Total	40,8	41,6	38,6

**Nota :** Le statut socio-économique de la profession est tiré de Blishen et coll. (1987) et il est basé sur le niveau de scolarité, le revenu et le ratio de femmes dans la profession, selon les données du Recensement de 1981.

marginiaux de l'éducation semblent en effet augmenter à mesure que le niveau de scolarité progresse (selon le résultat moyen du statut socio-économique de la profession). Les titulaires d'un diplôme d'études secondaires obtiennent environ cinq points de plus que ceux qui n'ont pas terminé ces études, alors que les diplômé(e)s universitaires ont un avantage de sept points sur les autres qui n'ont pas fait d'études universitaires. Par ailleurs, à tous les niveaux de scolarité, sauf le niveau universitaire, la cohorte plus âgée a l'avantage sur la plus jeune, au plan du statut socio-économique de la profession. Une des explications plausibles est que cet avantage de la génération plus âgée est imputable à l'expérience acquise, laquelle donne lieu à des promotions. Comme il fallait s'y attendre, plus le niveau de scolarité est élevé, plus cet avantage de la génération plus âgée est grand. Il est toutefois une exception à cette règle et elle se situe au niveau des personnes qui ont acquis un diplôme universitaire, où la génération plus âgée arrive à égalité avec la plus jeune. Même si les jeunes répondants instruits ne peuvent prétendre avoir l'ancienneté ou l'expérience nécessaires pour accéder aux postes de cadres supérieurs, leur présence se fait néanmoins bien sentir au sein des postes de professionnels et de techniciens hautement qualifiés.

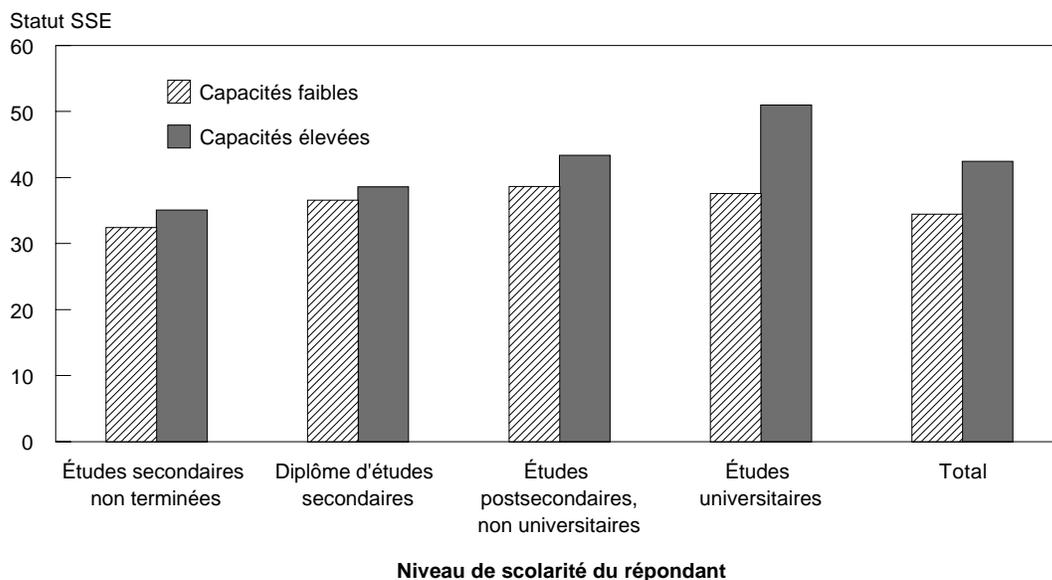
Le volet B brosse un tableau similaire, qui décrit cette fois-ci la relation entre le statut socio-économique de la profession et le niveau atteint selon l'échelle de compréhension de textes schématiques. Pour les deux cohortes, les gains les plus élevés au plan professionnel se

remarquent chez les travailleurs des niveaux d'alphabétisme les plus élevés. Les niveaux de scolarité élevés, tout comme les niveaux d'alphabétisme élevés, sont bien récompensés sur le marché du travail et il ne semble pas y avoir de différence significative au fil des ans, autre que celle pouvant s'expliquer par l'expérience acquise avec l'âge ou l'ancienneté.

Ceci nous amène à nous poser la question suivante : les capacités de lecture améliorent-elles les possibilités d'emploi, en plus d'exercer un effet direct sur le niveau de scolarité? Le graphique 8.2 apporte une réponse claire à cette question. Ainsi, comme on pouvait s'y attendre, le statut socio-économique de la profession augmente, non seulement avec le niveau de scolarité, mais également en fonction du niveau d'alphabétisme. La différence dans le statut socio-économique, entre les niveaux d'alphabétisme faible et élevé, augmente elle aussi à mesure que le niveau de scolarité augmente. Les capacités de lecture jouent donc un rôle important dans la détermination de la situation sur le marché du travail.

Les antécédents de travail des parents influent-ils sur le capital intellectuel qu'ils transmettent à leurs enfants? Pour répondre à cette question, nous examinons si (à un niveau de scolarité donné du père) la profession exercée par le père explique le niveau de scolarité de ses enfants. En d'autres mots, il est possible que de bonnes possibilités d'emplois se soient présentées pour des pères de faible niveau de scolarité et que ces derniers aient pu ainsi accéder à des postes d'un statut professionnel relativement

Graphique 8.2  
**Statut socio-économique (SSE) de la profession, selon le niveau de scolarité et le niveau de compréhension de textes schématiques du répondant**



élevé. Est-ce qu'une telle situation se reflète par un niveau de scolarité légèrement supérieur chez les enfants et celui-ci diffère-t-il du niveau de scolarité des enfants dont les pères du même faible niveau de scolarité occupent un emploi de plus faible statut socio-économique?

Le tableau 8.7 présente les résultats moyens du statut socio-économique de la profession du père, lesquelles données sont recoupées en fonction des niveaux de scolarité du père et de l'enfant. Si la profession du père, à un niveau de scolarité donné, a un effet, on peut alors s'attendre à ce que le statut socio-économique moyen du père (à quelque niveau de scolarité que ce soit) augmente à mesure que le niveau de scolarité de l'enfant progresse. Et c'est en fait ce qui se produit. Les répondants atteignent en effet des niveaux de scolarité plus élevés, qui sont en accord avec le statut socio-économique plus élevé du père, quel que soit le niveau de scolarité du père. À chaque niveau de scolarité des parents, l'écart dans le statut socio-économique, entre des enfants qui n'ont pas terminé leurs études secondaires et ceux titulaires d'un grade universitaire, est d'environ six points, ce qui représente environ un sixième de l'échelle globale des résultats<sup>6</sup>.

Ces résultats montrent que l'expérience du marché du travail des parents (telle que mesurée par la situation professionnelle) a une incidence sur le niveau de scolarité des enfants.

Ainsi, les pères de faibles niveaux de scolarité, qui ont réussi à accéder à des postes élevés, sont mieux en mesure d'offrir à leurs enfants un milieu propice à l'atteinte d'un niveau de scolarité supérieur. À l'inverse, les pères qui, malgré leur niveau de scolarité élevé, occupent un emploi de faible niveau (en regard de leur scolarité) sont plus susceptibles d'avoir des enfants de niveau de scolarité relativement plus faible.

## 5. Stratégies de soutien de l'éducation

Comment ces tendances se créent-elles? Est-ce que les parents plus instruits adoptent des stratégies reconnues pour favoriser la réussite scolaire? Nous formulons l'hypothèse voulant que la transmission du capital intellectuel au sein de la famille se reflète par l'adoption de stratégies de promotion de l'éducation qui se matérialisent de diverses façons. L'EIAA identifie les personnes qui ont des enfants de 6 à 18 ans et réunit un certain nombre de variables avec lesquelles il est possible d'établir un lien avec les stratégies d'éducation des enfants. Nous tentons ici d'établir un lien entre le niveau de scolarité des parents et certaines variables de remplacement pouvant refléter la capacité des parents de favoriser les études chez leurs enfants.

Nous utilisons une série de régressions logistiques qui établissent un rapport entre une

Tableau 8.7  
**Statut socio-économique de la profession du père,  
selon le niveau de scolarité du père et de l'enfant**

Niveau de scolarité du père	Niveau de scolarité de l'enfant				Total
	Études secondaires non terminées	Diplôme d'études secondaires	Études postsecondaires, non universitaires	Études universitaires	
(statut SSE)					
Études secondaires non terminées	33,3	36,4	35,3	39,3	35,2
Diplôme d'études secondaires	38,1	39,8	43,3	44,5	41,5
Études postsecondaires	43,6	47,6	46,8	49,8	47,9
Total	34,4	38,5	39,7	44,4	38,2

Tableau 8.8  
**Probabilité d'adopter des stratégies d'éducation importantes  
pour le rendement scolaire de l'enfant**

	Achat de livres par les parents	Enfant lit avant la première année	Heures d'écoute de la TV limitées	Temps réservé pour la lecture	Échec scolaire
<b>Âge des parents</b>					
16 à 25 ans	85,0	38,6	89,3***	68,2	s.o.
26 à 35 ans	82,2*	50,2	58,1	52,2	1,2**
<b>36 à 45 ans</b>	<b>68,3</b>	<b>51,8</b>	<b>54,9</b>	<b>47,6</b>	<b>3,1</b>
46 à 55 ans	57,5***	71,2*	50,6	47,9	13,3*
56 ans et plus	61,9	13,5*	50,9	44,5	25,7*
<b>Niveau de scolarité des parents</b>					
Primaire	61,8	59,5**	48,0	48,7	4,8
<b>Secondaire</b>	<b>59,5</b>	<b>48,1</b>	<b>55,8</b>	<b>42,9</b>	<b>4,1</b>
Postsecondaire, non universitaire	77,7*	53,6	62,3	43,2	1,9
Universitaire	92,5*	53,5	59,4	67,7*	1,1**
<b>Revenu familial</b>					
Quintile inférieur	61,7	44,7	59,3	42,9	9,9**
Deuxième quintile	87,5*	51,6	56,8	55,9	11,4*
<b>Troisième quintile</b>	<b>72,6</b>	<b>41,2</b>	<b>66,8</b>	<b>43,3</b>	<b>6,6</b>
Quatrième quintile	71,8***	71,3***	45,1**	54,1	0,2
Quintile supérieur	64,0	49,6	53,7	48,4	3,8**
<b>Niveau de scolarité actuel de l'enfant</b>					
Primaire	79,3*	55,3*	64,1*	56,3*	3,6**
<b>Secondaire</b>	<b>57,2</b>	<b>48,8</b>	<b>39,4</b>	<b>36,7</b>	<b>1,9</b>
<b>Lieu de résidence</b>					
Rural	84,5*	44,0*	64,2**	47,3	1,8***
<b>Urbain</b>	<b>68,7</b>	<b>55,5</b>	<b>53,4</b>	<b>50,0</b>	<b>3,3</b>

**Nota :** Les données dans le tableau sont des probabilités estimées à partir d'un modèle logistique. Les estimations détaillées sont disponibles auprès des auteurs, sur demande.

\* différence significative par rapport au groupe de référence (en gras), au niveau de 99 %.

\*\* différence significative par rapport au groupe de référence, au niveau de 95 %.

\*\*\* différence significative par rapport au groupe de référence, au niveau de 90 %.

s.o.: Vu la façon dont la variable dépendante a été créée, le groupe des 16 à 25 ans n'est pas pertinent et il a été omis de l'analyse de régression.

activité précise et le niveau de scolarité des parents et un certain nombre de facteurs additionnels dont il semble justifié de neutraliser l'effet. L'échantillon se limite aux parents ayant au moins un enfant de 6 à 18 ans vivant avec eux (la taille de l'échantillon est de 1 161). Cinq activités ou caractéristiques liées à l'éducation chez l'enfant sont examinées : [1] si les parents achètent des livres pour leurs enfants; [2] si les parents limitent les heures d'écoute de la télévision de leurs enfants; [3] si les enfants réservent chaque jour un certain temps pour la lecture à la maison; [4] si les enfants ont appris à lire avant la première année et [5] si les enfants ont eu des échecs scolaires (retard d'au moins deux ans par rapport au niveau normal pour les enfants de son âge). Nous avons tenu compte de l'effet du groupe d'âge des parents, de leur niveau de scolarité, du revenu familial (réparti par quintiles), du niveau auquel l'enfant est scolarisé (primaire ou secondaire) et du milieu de vie (urbain ou rural).

Le tableau 8.8 présente les probabilités calculées à partir des régressions. (Les résultats détaillés peuvent être obtenus, sur demande). Un niveau de scolarité supérieur suppose que les parents sont plus susceptibles d'acheter des livres pour leurs enfants. En outre, la probabilité d'un échec scolaire diminue considérablement chez les enfants de parents plus instruits. En ce qui a trait au temps réservé à la lecture, il semble que seuls les parents qui ont fait des études universitaires y accordent beaucoup plus d'importance que les autres. Parallèlement, il est intéressant de souligner qu'une attention plus grande est portée à la lecture lorsque l'enfant est au primaire—période de formation pour l'apprentissage de la lecture. Par contre, aucune stratégie précise ne semble se dégager, en ce qui a trait aux heures d'écoute de la télévision, bien que l'on puisse présumer que ce temps est réduit automatiquement par le temps consacré à d'autres activités comme la lecture, sans que les parents n'aient à intervenir. L'intervention des parents est plus fréquente auprès des jeunes enfants, ceux qui sont au primaire. Enfin, le fait d'apprendre à lire avant la première année n'est associé à aucune attitude précise des parents d'un niveau de scolarité donné : environ un enfant sur deux commence à lire avant d'entrer en première année, quel que soit le niveau de scolarité des parents. On peut voir dans ce résultat un effet de la généralisation de l'expérience préscolaire, laquelle n'est pas particulièrement reliée aux antécédents scolaires des parents.

En résumé, le soutien qu'offrent les parents à l'éducation de leurs enfants reflète leurs propres antécédents scolaires. Une des limitations de cette analyse est qu'il nous est impossible d'analyser le résultat final de ces stratégies, c'est-à-dire le niveau de scolarité atteint par les enfants. La seule conclusion ferme qui se dégage de notre analyse est que les parents plus instruits ont tendance à prendre des mesures qui contribuent au succès de leurs enfants.

## 6. Conclusion

Nous avons examiné dans ce chapitre quelques aspects intergénérationnels de la transmission du capital intellectuel, en partant de l'hypothèse voulant que le capital intellectuel héréditaire, transmis par les parents, joue probablement un rôle significatif dans la capacité des enfants d'atteindre, voire de dépasser, le niveau de scolarité de leurs parents. Nos principales conclusions se résument comme suit : [1] On remarque une mobilité ascendante substantielle, au plan de l'éducation; environ la moitié des enfants de notre échantillon ont ainsi dépassé le niveau de scolarité de leurs parents. [2] Le taux de mobilité ascendante régresse « de façon naturelle », car davantage de personnes accèdent au niveau de scolarité le plus élevé, ce qui a pour effet de réduire le nombre d'enfants qui peuvent dépasser le niveau de scolarité de leurs parents. [3] Le capital intellectuel héréditaire joue un rôle déterminant, compte tenu du fait qu'il est beaucoup plus difficile pour les enfants dont les parents n'ont pas complété leurs études secondaires d'atteindre le niveau collégial ou universitaire, que ce ne l'est pour les enfants dont les parents ont fait des études universitaires. Certaines données semblent toutefois indiquer que l'expansion du réseau collégial a fait naître pour certains de nouvelles possibilités de faire des études postsecondaires. [4] L'écart relatif entre les enfants dont les parents se situent aux deux extrêmes de l'échelle de scolarité ne semble pas se combler avec les ans; au contraire, il semble plutôt que la polarisation des possibilités d'éducation s'accroisse. [5] Les capacités de lecture reflètent en grande partie le niveau de scolarité. On note toutefois une grande variation des niveaux d'alphabétisme, à un niveau de scolarité donné; par ailleurs, ces écarts augmentent avec l'âge, ce qui laisse présager une perte éventuelle des capacités de lecture, lorsque celles-ci ne sont pas utilisées régulièrement. [6] Il n'y a pas seulement le niveau de scolarité, mais également

l'alphabétisme, qui constituent une importante variable prédictive de la participation aux programmes d'éducation permanente et de formation continue. [7] Outre les études, l'expérience acquise au travail dans certaines professions peut également contribuer largement à la transmission du capital intellectuel. [8] Les capacités de lecture améliorent également la capacité d'une personne de gravir les échelons professionnels. [9] Les stratégies adoptées par les parents pour favoriser les études reflètent leurs propres antécédents scolaires et leur besoin de transmettre leurs connaissances et leur savoir à leur enfants. Les parents plus instruits adoptent plus souvent des stratégies favorables au succès de leurs enfants, que les parents moins instruits.

La famille constitue, il est certain, un lieu essentiel pour la transmission du capital intellectuel. La famille peut nourrir les espoirs chez certains, mais elle peut aussi perpétuer les iniquités intergénérationnelles. Le système d'éducation est-il en mesure de fournir les possibilités d'éducation dont un si grand nombre ont besoin? Le système d'éducation peut-il fournir des possibilités égales pour tous? Un vaste éventail de politiques gouvernementales touchent des questions qui ont trait à l'importance du capital humain pour le développement de notre société et le succès de notre économie : que l'on pense à l'information et au counseling reliés à l'éducation et au marché du travail, à l'accessibilité à l'enseignement supérieur, aux mesures de soutien du revenu pour favoriser la participation aux programmes d'éducation permanente et de formation continue, à la prestation de services de garde adéquats pour les enfants ou aux politiques relatives à la sécurité économique et à la sécurité d'emploi. Ces politiques sont-elles mises en place pour répondre aux besoins des personnes désavantagées au plan héréditaire? Récemment, une université canadienne faisait paraître la publicité suivante : « Ce n'est pas tout le monde qui a la chance d'hériter d'une entreprise familiale. Votre avenir est entre vos mains. » En fait, il semble que l'avenir de bon nombre de Canadiens soit, en grande partie, entre les mains de leurs parents.

### Notes

Nous voulons remercier Jac-André Boulet, Emile Allie et un examinateur anonyme, pour les commentaires utiles qu'ils ont formulés concernant des versions antérieures du présent chapitre, ainsi que René Morissette, pour son aide technique.

<sup>1</sup> Ceci signifie que 17,1 % des répondants de sexe masculin et 14,5 % des répondants de sexe féminin ne sont pas inclus dans l'analyse. Il n'y a eu aucune imputation des données manquantes, ni repondération des données après exclusion des observations avec données manquantes. Une annexe, disponible sur demande, présente la distribution des répondants qui ne connaissaient pas le niveau de scolarité de leurs parents et qui n'ont pas précisé leur niveau de scolarité ou celui de leurs parents.

<sup>2</sup> Ceci signifie que 303 personnes (soit 5,3 % de l'échantillon) ont été exclues. De ce nombre, 295 avaient entre 16 et 25 ans, cinq étaient âgées de 26 à 35 ans (3,5 %) et trois avaient entre 36 et 45 ans (0,5 %).

<sup>3</sup> Les données originales de l'enquête répartissent le niveau de scolarité en sept ou huit catégories. Nous avons utilisé ces catégories pour déterminer le nombre de personnes « mobiles au plan éducationnel », puis nous avons regroupé les résultats en trois niveaux de scolarité des parents, pour produire les estimations.

<sup>4</sup> La proportion croissante de personnes qui obtiennent un diplôme d'études postsecondaires est corroborée par les chiffres suivants :

	Parents de la cohorte plus âgée	Parents de la cohorte plus jeune	Cohorte plus âgée	Cohorte plus jeune
Proportion avec un diplôme d'un collège communautaire	9,1	11,9	15,2	22,9
Proportion avec un grade universitaire	5,9	14,4	15,7	16,1

Ces chiffres sont en fait des proportions; cependant, compte tenu de la forte augmentation de la population au cours des dernières décennies, ceci signifie qu'un nombre considérable de personnes ont fréquenté des établissements d'enseignement postsecondaire et ont obtenu leur diplôme. L'augmentation de la proportion des parents dans les deux cohortes, ayant terminé des études postsecondaires, est suffisante pour expliquer la réduction du potentiel de mobilité ascendante entre les deux cohortes.

<sup>5</sup> La mesure du statut socio-économique est tirée de Blisshen et coll. (1987). Dans cette étude basée sur le Recensement de 1981, le statut socio-économique a été calculé pour chaque profession, en regard des trois variables suivantes : le niveau de scolarité, le revenu et le

ratio de femmes dans la profession. Nous avons adapté les scores de Blishen et coll. au code à 4 chiffres des professions dans la Classification canadienne descriptive des professions (CCDO). Nous avons transposé cette classification à la Classification type des professions de 1980 (CTP) et nous avons pondéré les données sur la population active du Recensement de la population de 1991, selon la CTP de 1980, pour calculer le statut socio-économique au niveau du code à deux chiffres des professions (21 professions), ce qui nous a donné les résultats suivants : Directeurs, administrateurs 56,78; Sciences naturelles 61,78; Sciences sociales 56,30; Religion 50,48; Enseignement 61,61; Médecine 55,65; Arts 43,62; Commis 37,97; Ventes 36,55; Services 29,35; Agriculture 27,16; Pêches 25,22; Foresterie 30,04; Exploitation minière 42,08; Transformation 34,25; Machinerie 41,17; Fabrication 37,94; Construction 37,75; Transports 36,56; Manutention 31,25; Autres métiers 43,04 et non précisé 29,94. Nous utilisons une classification des professions plus détaillée qu'auparavant afin d'établir une échelle de professions plus exhaustive, qui ne soit pas assujettie aux contraintes liées à l'analyse de régression.

<sup>6</sup> Malheureusement, l'échantillon est trop petit pour répéter ce tableau pour les deux cohortes séparément. Il nous est donc impossible de déterminer si l'ampleur de l'effet de la profession du père a changé au fil des ans. Les résultats de la régression, présentés aux deux sections qui précèdent, nous amènent toutefois à penser que cet effet a diminué d'une génération à l'autre.

## Bibliographie

- BLISHEN, Bernard R., William K. CARROLL et Catherine MOORE (1987). « The 1981 Socio-Economic Index for Occupations in Canada. » *Canadian Review of Sociology and Anthropology*. Novembre 1987, Vol. 24 (4), p. 465-488.
- CENTRE CANADIEN DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET DE LA PRODUCTIVITÉ (1993). *Sondage national sur la formation de 1991*. Ottawa.
- DE BROUCKER, Patrice (1997). « Éducation et formation liées à l'emploi—qui y a accès ? » *Revue trimestrielle de l'éducation*. Vol. 4, n° 1. Ottawa: Statistique Canada, n° 81-003 au catalogue.
- FOURNIER, Éloïse, George BUTLIN et Philip GILES (1995). « Évolution intergénérationnelle de la scolarité des Canadiens. » *Revue trimestrielle de l'éducation*. Vol. 2, n° 2. Ottawa : Statistique Canada, n° 81-003 au catalogue.
- HIRSHHORN, Ronald (1990). « L'étude des liens entre les générations. » Conseil économique du Canada, document de travail n° 9.
- ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES et STATISTIQUE CANADA (1995). *Littéracie, économie et société : résultats de la première enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes*. Ottawa : Statistique Canada, n° 89-545 au catalogue.
- STATISTIQUE CANADA (1996). *Lire l'avenir : un portrait de l'alphabétisme au Canada*. n° 89-551 au catalogue, Ottawa.

## Chapitre 9

# Incidence de l'héritage économique et social sur l'utilisation des soins de santé durant la première année de vie

TAMARA KNIGHTON, CHRISTIAN HOULE, JEAN-MARIE BERTHELOT ET CAM MUSTARD

---

Le statut socio-économique—mesuré par le revenu, la scolarité et la profession—est un phénomène complexe qui est utilisé pour décrire les iniquités sociales. Il est un fait bien connu que les personnes appartenant à des groupes socio-économiquement faibles présentent un taux de mortalité plus élevé et un état de santé plus précaire que les personnes mieux favorisées selon l'échelle sociale. C'est par ailleurs au début de la vie, puis plus tard passé la quarantaine, que les différences dans l'état de santé selon le statut socio-économique sont les plus prononcées<sup>1</sup>. Ces faits bien connus sont en revanche mal compris. Certains mettent en cause les effets de sélection, d'autres les expériences personnelles vécues à l'âge adulte ou encore les expériences au début de l'enfance (House et coll., 1990; Hertzman, 1993). Un des obstacles majeurs à la compréhension de ces profils vient du fait que le statut socio-économique peut être à la fois la cause et le résultat d'un mauvais état de santé; ainsi, un faible revenu peut contribuer à des conditions de vie propices à un mauvais état de santé ou, vice versa, un mauvais état de santé peut être un facteur de prédisposition à un faible revenu. De plus, bon nombre des mesures du statut socio-économique ont un fondement « écologique », c'est-à-dire qu'elles mesurent les conditions du milieu dans lequel vit la personne, plutôt que le statut socio-économique réel de la personne.

Le lien de causalité est cependant plus direct dans le cas des nourrissons. Chez les nourrissons, le statut socio-économique a une incidence sur la santé, mais un mauvais état de santé risque moins de réduire le revenu familial ou de modifier le niveau de scolarité des parents. Malgré cela, la plupart des études menées à ce jour se sont intéressées à la population adulte. Or le fait de comprendre les différences dans l'utilisation des soins de santé durant la petite enfance, selon le statut socio-économique, pourrait favoriser une meilleure compréhension des

effets ou des comportements liés à la santé qui sont associés au contexte socio-économique. Ceci pourrait également permettre de mieux comprendre le lien entre les expériences vécues durant la petite enfance et les effets sur la santé qui se manifestent plus tard, durant la vie.

Il a été démontré que le revenu, la scolarité et la profession des parents ont tous une incidence sur la santé des enfants. Un lien a notamment été établi entre, d'une part, un faible statut socio-économique et, d'autre part, un faible poids à la naissance, un accroissement de la mortalité et une incidence accrue de diverses morbidités et divers problèmes de comportement<sup>2</sup>. De façon générale, les études ont cherché essentiellement à évaluer l'influence du statut socio-économique sur différentes maladies, plutôt que sur l'utilisation globale des soins de santé. Ceci s'explique notamment du fait que les différences dans l'utilisation des services de santé entre les groupes socio-économiques peuvent refléter des différences, non seulement dans l'état de santé, mais aussi dans les comportements à l'égard du système de santé.

Certaines études ont démontré que l'usage accru de soins préventifs était associé à un statut socio-économique plus élevé (Newacheck et al., 1995; Pill, Peters et Robling, 1995; Newacheck et Halfon, 1988). Les normes relatives à la pratique clinique en santé infantile préconisent non seulement le traitement des symptômes et des maladies durant la petite enfance, mais également le suivi des enfants « bien portants » (c'est-à-dire l'immunisation et le suivi du développement des nourrissons, afin de détecter toute anomalie congénitale ou anomalie de croissance). Il a en effet été démontré que des soins préventifs appropriés durant la petite enfance améliorent l'état de santé de l'enfant, à court et à long termes (Redman et coll., 1992). Ceci laisse sous-entendre que des soins préventifs inadéquats durant l'enfance pourraient

mettre en branle des processus néfastes pour la santé, et qui sont irréversibles même si l'on s'attaque ultérieurement à la cause initiale (Williams, 1990). Envisagé sous cet angle, le lien entre un statut socio-économique plus élevé et la santé n'est pas direct, mais plutôt lié à la prestation et à l'utilisation des soins de santé.

Au meilleur de notre connaissance, il n'existe aucune étude canadienne qui présente une vue d'ensemble complète des disparités socio-économiques dans l'utilisation des soins de santé durant l'enfance, soins incluant ici les soins hospitaliers et ambulatoires—préventifs et curatifs. Nous décrivons dans ce chapitre une analyse qui vise à combler cette lacune. Nos travaux s'appuient sur un ensemble de données unique qui permet d'examiner les effets du statut socio-économique des parents sur l'utilisation des soins de santé durant la première année de vie des nourrissons. Nous avons ainsi été en mesure de lier l'information socio-économique extraite du Recensement de 1986 du Canada à des données exhaustives sur l'utilisation des soins médicaux et hospitaliers dans la province du Manitoba. La présente analyse vise les deux objectifs suivants : [1] examiner les différences socio-économiques dans l'utilisation des soins de santé durant la première année de vie et [2] examiner les différences socio-économiques dans l'utilisation des soins de santé préventifs et curatifs.

Nous avons constaté que le statut socio-économique des parents a une incidence sur l'utilisation des soins de santé durant la première année de vie et que cet effet semble davantage attribuable à la scolarité des parents qu'à leur revenu. Ainsi, les bébés nés de parents qui se situent dans le quartile inférieur de la population au plan de la scolarité ont tendance à recevoir davantage de soins curatifs et moins de soins préventifs que les bébés de parents plus instruits. Cet effet lié à l'éducation fait ressortir l'importance des facteurs comportementaux—en plus des ressources matérielles—pour expliquer les inégalités au plan de la santé durant la première année de vie.

## 1. Méthodes

La base de données associée au projet « Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba » nous a servi de source d'information. La création de cette base de données est le fruit d'une collaboration entre le gouvernement du Manitoba, l'Université du

Manitoba et Statistique Canada, qui avait pour but d'évaluer les avantages analytiques du couplage entre les dossiers médicaux administratifs et les données du Recensement de 1986. Dans le cadre de ce projet, les données sur le statut socio-économique des particuliers (revenu du ménage et niveau de scolarité)—extraites du Recensement du Canada mené en juin 1986—ont été couplées à des données provenant des fichiers de données longitudinales du Régime d'assurance-maladie du Manitoba. Les données couplées consistent en des données extraites des dossiers sur les congés de l'hôpital et des demandes de remboursement des médecins durant les sept exercices financiers entre 1983 et 1989, auxquelles s'ajoute l'information recueillie en 1986 par le biais du formulaire détaillé du recensement (formulaire 2B). Les dossiers sur les congés de l'hôpital ont fourni les données suivantes : type de visite; codes du diagnostic primaire et des diagnostics subséquents; codes des interventions cliniques et dates d'admission à l'hôpital et de départ. Les dossiers sur les nouveau-nés contiennent en outre des données sur le poids à la naissance et la période de gestation, alors que les demandes de remboursement présentées par les médecins contiennent des informations ayant trait aux services facturables par le médecin, notamment le code de diagnostic, le code de tarification, les honoraires nets exigés pour le service et la date de prestation du service. Tous les dossiers médicaux contiennent un numéro d'identification personnel unique qui permet de lier les dossiers d'hospitalisation aux dossiers des consultations médicales, de manière à obtenir un bilan personnel complet de l'utilisation des soins de santé.

Les données couplées sont basées sur un échantillon aléatoire stratifié de 47 935 personnes réparties entre 16 627 logements privés ou collectifs représentant la population du Manitoba le 3 juin 1986, jour du recensement. Houle et coll. (1996), de même que David et coll. (1993), décrivent plus en détail les méthodes d'échantillonnage, de couplage et d'évaluation de la qualité. La présente analyse est basée sur un échantillon des bébés nés entre le 4 juin 1986 et le 31 mars 1989, de femmes faisant partie de l'échantillon des ménages privés. Sont exclus les bébés qui ont migré hors de la province durant leur première année de vie, et les résultats de la naissance ne sont indiqués que pour les bébés nés à l'hôpital. L'échantillon est composé de 1 882 bébés, lesquels ont été choisis à partir d'un fichier administratif du Manitoba qui identifie les bébés nés des femmes de l'échantillon

principal. Un numéro personnel et unique d'information sur la santé a été attribué à chaque bébé, pour recueillir les données sur l'utilisation des services de santé. Nous avons utilisé les dossiers sur les services de santé reçus pendant une période d'un an à partir de la date de naissance, ce qui représente au total 2 660 dossiers d'hospitalisation et 27 200 demandes de remboursement présentées par les médecins pour des soins ambulatoires (en dehors de l'hôpital).

Deux mesures du statut socio-économique, calculées à partir des données du Recensement de 1986, sont utilisées, soit : le revenu du ménage et le niveau de scolarité de la mère. Le **revenu du ménage** fait référence au revenu total de toutes les personnes de 15 ans et plus qui vivaient dans le ménage durant l'année civile 1985, ceci incluant les salaires, le revenu d'un travail autonome (agricole ou autre), les paiements de transfert du gouvernement, les revenus de placements et autres sources de revenu. La valeur obtenue a ensuite été corrigée en fonction de la taille du ménage. Le **niveau de scolarité de la mère** correspond au nombre d'années d'études et il a été obtenu en calculant le plus haut niveau atteint à l'école secondaire (1 à 13), le nombre d'années d'études universitaires ou autres études postsecondaires, ainsi que les diplômes, certificats ou autres grades obtenus. Le nombre d'années d'études varie de 0 (aucune scolarité) à 19 (niveau du doctorat).

Les trois facteurs de risque additionnels suivants ont été inclus dans l'analyse : courte période de gestation, faible poids à la naissance et âge de la mère. La période de gestation et le poids à la naissance sont indiqués sur le dossier d'hospitalisation; par « courte période de gestation », on entend une gestation inférieure à 37 semaines et « faible poids à la naissance » est défini comme un poids inférieur à 2 500 grammes. L'âge de la mère, qui est obtenu du fichier du recensement, est considéré comme une variable continue dans l'analyse.

Trois modes d'utilisation des soins de santé sont examinés dans cette analyse; il s'agit de l'hospitalisation, des consultations pour soins ambulatoires curatifs et des consultations pour soins ambulatoires préventifs. Les **hospitalisations**, qui incluent toute admission d'au moins une journée, sont considérées comme étant toutes axées sur le traitement. Lorsqu'il y a un transfert entre hôpitaux, l'admission est attribuée à l'hôpital où le patient a été admis initialement et ces transferts ne comptent que pour un séjour; enfin la durée d'hospitalisation a été limitée à 60

jours et tous les séjours de plus de 60 jours ont été inclus dans cette catégorie maximale. Les **consultations pour soins ambulatoires curatifs** font référence aux soins dispensés pour le traitement d'une maladie ou d'une affection aiguë ou chronique. « Fréquence élevée de traitement » fait référence à une fréquence qui se situe dans le quart supérieur du nombre de consultations, d'après la distribution statistique pondérée; dans le cas des soins ambulatoires curatifs, cette fréquence correspond à 10 consultations ou plus durant l'année. Enfin, les **consultations pour soins ambulatoires préventifs** font référence à tout type de soins reçus dans le but premier de prévenir une maladie ou de promouvoir la santé. Les consultations suivantes—définies selon l'information fournie par les médecins—sont considérées de type préventif : surveillance de la santé d'un nourrisson ou d'un enfant; examen médical général et immunisation et vaccination. Les soins préventifs à fréquence élevée désignent ceux qui, par leur nombre, se situent dans le quart supérieur des consultations; d'après la distribution statistique pondérée, cette fréquence équivaut à cinq consultations ou plus durant l'année. (Toutes les analyses sont basées sur des données pondérées reflétant le plan d'échantillonnage complexe représentant les nourrissons qui vivaient au Manitoba le jour du Recensement de 1986.)

Les frais d'hospitalisation ont été calculés en multipliant les coûts d'hospitalisation quotidiens par la durée d'hospitalisation. Les coûts d'hospitalisation quotidiens (pour l'exercice financier 1991-1992) ont été obtenus du système d'information sur la santé de la population du Centre manitobain des politiques et d'évaluation en matière de santé. Les coûts des soins ambulatoires ont été établis à partir du barème des honoraires prévu dans le Régime d'assurance-maladie du Manitoba, pour les services dispensés par les médecins, et ils incluent les coûts des analyses de laboratoire et des tests d'imagerie. Tous les coûts sont exprimés en dollars de 1986, selon la composante des soins de santé de l'indice des prix à la consommation.

## 2. Résultats

Nous présentons les résultats pour quatre types d'utilisation : [1] séjours à l'hôpital résultant de la naissance; [2] séjours à l'hôpital durant la première année de vie, excluant la naissance; [3] consultations médicales pour soins ambulatoires axés sur le traitement et [4] consultations médicales pour soins ambulatoires préventifs.

Tableau 9.1

**Revenu du ménage, niveau de scolarité de la mère et événements liés à la naissance**

	Courte période de gestation (moins de 37 semaines)	Faible poids à la naissance (moins de 2 500 grammes)	Durée moyenne d'hospitalisation
	(pour 1 000 naissances)		(jours)
<b>A. Revenu du ménage (Quartile)</b>			
Inférieur	69	59	4,9
Deuxième	66	52	4,8
Troisième	43	26	4,4
Supérieur	42	21	4,5
<b>B. Niveau de scolarité de la mère (Quartile)</b>			
Inférieur	78	63	4,6
Deuxième	60	49	5,1
Troisième	47	29	4,6
Supérieur	36	38	4,4

**Naissance**

Il existe un lien négatif significatif entre, d'une part, le revenu et le niveau de scolarité et, d'autre part, une courte période de gestation. La probabilité que les enfants naissent après une courte période de gestation est ainsi deux fois plus élevée chez les parents qui se situent dans le quartile inférieur de scolarité que chez ceux du quartile supérieur (voir tableau 9.1.) Une relation similaire existe en regard du faible poids à la naissance : la probabilité de faible poids à la naissance est ainsi moins élevée chez les personnes plus instruites ou à revenu plus élevé.

Par ailleurs, la durée moyenne d'hospitalisation à la naissance est légèrement plus longue pour les personnes se situant dans les quartiles inférieurs de revenu et de scolarité, bien que la différence entre les moyennes des quartiles supérieur et inférieur, selon le test t, ne soit pas statistiquement significative.

Dans l'ensemble, des diagnostics associés à la période de gestation ou à la naissance ont été posés chez 41,6 % des nouveau-nés. La morbidité périnatale représente la majorité des diagnostics déclarés (87,6 %), suivie des anomalies congénitales (10,7 %)³. Aucune différence significative n'a été observée entre les catégories de scolarité et de revenu, quant au pourcentage de nourrissons présentant une morbidité. (Une morbidité a été observée dans quelque 40 % des naissances, tous quartiles de revenu et de scolarité confondus.)

**Hospitalisation durant la première année de vie**

L'utilisation des ressources hospitalières est fonction du taux d'admission et de la durée moyenne d'hospitalisation, deux facteurs associés négativement au statut socio-économique. C'est entre le quartile inférieur et les autres quartiles que l'écart entre les taux d'hospitalisation selon le statut socio-économique est le plus grand (tableau 9.2, volet A)⁴. Ainsi, les taux d'hospitalisation sont environ deux fois plus élevés pour les nourrissons du quartile inférieur de revenu ou de scolarité que pour ceux du quartile supérieur. La fréquence des visites à l'hôpital est elle aussi plus élevée pour les nourrissons du quartile socio-économique le plus bas. On remarque par ailleurs que la différence est plus marquée lorsque la classification est basée sur le niveau de scolarité; ainsi, le taux de nourrissons du quartile inférieur, qui sont hospitalisés deux fois ou plus, est deux fois plus élevé que dans le deuxième quartile inférieur et il est quatre fois plus élevé que dans les deux quartiles supérieurs.

Les nourrissons faisant partie des groupes les moins favorisés selon le statut socio-économique passent également plus de jours à l'hôpital durant leur première année de vie. Parmi les bébés qui ont été hospitalisés, ceux du quartile inférieur de revenu l'ont été en moyenne pendant 8,5 jours, comparativement à 4,5 jours pour ceux du quartile de revenu supérieur. De même, les bébés se situant dans le quartile inférieur, selon le niveau de scolarité, ont été hospitalisés en moyenne 9,4 jours, contre 5,8 jours pour ceux du quartile supérieur⁵.

Tableau 9.2  
**Hospitalisations et soins ambulatoires durant la première année de vie,  
selon le statut socio-économique**

	Quartile inférieur	Deuxième quartile	Troisième quartile	Quartile supérieur
(pour 1 000 bébés)				
<b>A. Hospitalisations</b>				
Revenu				
Au moins une visite	<b>19,8*</b>	<b>15,4*</b>	<b>13,7*</b>	<b>11,2*</b>
Deux visites ou plus	5,3*	5,4*	4,1*	0,9*
Scolarité				
Au moins une visite	<b>24,9*</b>	<b>12,8*</b>	<b>11,2*</b>	<b>11,5*</b>
Deux visites ou plus	<b>8,0*</b>	<b>3,7*</b>	<b>2,0*</b>	<b>2,2*</b>
<b>B. Utilisation des soins ambulatoires curatifs</b>				
Revenu				
Au moins une consultation	96,0	95,8	95,8	93,9
Consultations fréquentes <sup>1</sup>	29,1	27,9	23,1	21,6
Scolarité				
Au moins une consultation	93,2	96,8	96,1	95,7
Consultations fréquentes <sup>1</sup>	28,4*	26,4*	26,2*	21,2*
<b>C. Utilisation des soins ambulatoires préventifs</b>				
Revenu				
Au moins une consultation	<b>89,2*</b>	<b>93,2*</b>	<b>94,2*</b>	<b>96,9*</b>
Consultations fréquentes <sup>2</sup>	<b>21,6</b>	<b>27,4</b>	<b>25,4</b>	<b>32,1</b>
Scolarité				
Au moins une consultation	<b>86,7*</b>	<b>94,5*</b>	<b>97,2*</b>	<b>94,8*</b>
Consultations fréquentes <sup>2</sup>	<b>18,9*</b>	<b>27,9*</b>	<b>28,1*</b>	<b>30,9*</b>

<sup>1</sup> Dix consultations ou plus

<sup>2</sup> Cinq consultations ou plus

\* Indique qu'il existe une différence significative entre les éléments de la rangée au niveau de signification de 0,10.

Ombragé indique qu'il existe une différence significative entre les éléments de la rangée au niveau de signification de 0,05.

**Gras** indique qu'il existe une différence significative entre les éléments de la rangée au niveau de signification de 0,01.

**Gras\*** indique qu'il existe une différence significative entre les éléments de la rangée au niveau de signification de 0,001.

Nous avons également procédé à une analyse multivariée, qui tient compte simultanément de l'effet du revenu, de la scolarité, du faible poids à la naissance et de l'âge de la mère sur la probabilité qu'une ou plusieurs hospitalisations surviennent durant la première année de vie; cette analyse a été faite par régression logistique. Deux modèles distincts ont été utilisés pour les estimations; dans le premier, le revenu et le niveau de scolarité ont été examinés indépendamment des autres facteurs (il s'agit du modèle non corrigé, au tableau 9.3); dans le deuxième, l'effet de ces facteurs et des autres a été pris en compte simultanément (modèle corrigé, au tableau 9.3)<sup>6</sup>. Lorsque le revenu et la scolarité sont examinés séparément, nous observons une relation positive entre ces variables et la probabilité d'une ou de plusieurs hospitalisations durant la première année de vie, l'effet de la scolarité étant par

ailleurs plus marqué. Ainsi, la probabilité d'hospitalisation est maximale chez les enfants qui se situent dans le quartile le plus bas pour ce qui est du revenu familial et du niveau de scolarité de la mère. À titre d'exemple, les bébés nés de parents dans le quartile inférieur de revenu sont 1,99 fois plus susceptibles d'être hospitalisés au moins une fois que ceux nés de parents dans le quartile supérieur; de même, les bébés nés de mères qui se situent dans le quartile inférieur de scolarité sont 2,59 fois plus susceptibles d'être hospitalisés que ceux du quartile supérieur. Cependant, lorsqu'on tient compte également de l'effet du faible poids à la naissance, de l'âge de la mère et de l'autre mesure du statut socio-économique, un lien significatif persiste entre la probabilité d'une ou de plusieurs hospitalisations et la scolarité, mais non avec le revenu (comme l'indiquent les données des première et deuxième colonnes du tableau 9.3).

Tableau 9.3

**Hospitalisations et soins ambulatoires, selon le statut socio-économique :  
estimations de régression logistique des risques relatifs**

	Hospitalisations		Soins ambulatoires curatifs - fréquence élevée		Soins ambulatoires préventifs - fréquence élevée	
	Risque relatif	Niveau de signification marginal	Risque relatif	Niveau de signification marginal	Risque relatif	Niveau de signification marginal
<b>A. Modèle non corrigé</b>						
Quartile inférieur de revenu	1,99	0,0002	1,50	0,007	0,59	0,003
Deuxième quartile de revenu	1,45	0,06	1,40	0,03	0,82	0,15
Troisième quartile de revenu	1,26	0,25	1,09	0,58	0,73	0,02
Quartile inférieur de scolarité	2,59	0,0001	1,48	0,009	0,54	0,0001
Deuxième quartile de scolarité	1,13	0,54	1,33	0,06	0,88	0,38
Troisième quartile de scolarité	0,96	0,85	1,32	0,07	0,89	0,41
<b>B. Modèle corrigé</b>						
Quartile inférieur de revenu	1,34	0,15	1,36	0,05	0,69	0,02
Deuxième quartile de revenu	1,12	0,58	1,29	0,11	0,89	0,42
Troisième quartile de revenu	1,12	0,58	1,06	0,71	0,76	0,06
Quartile inférieur de scolarité	1,95	0,0006	1,27	0,16	0,59	0,001
Deuxième quartile de scolarité	0,98	0,92	1,23	0,19	0,93	0,63
Troisième quartile de scolarité	0,87	0,52	1,28	0,12	0,91	0,53
Faible poids à la naissance	2,95	0,0001	2,45	0,0001	0,87	0,59
Âge de la mère	0,96	0,007	0,99	0,71	1,00	0,98

**Nota :** Le modèle non corrigé fait référence à des modèles distincts dans lesquels seul le revenu, ou seul le niveau de scolarité, est utilisé.

Le modèle corrigé fait référence à un modèle où le revenu et le niveau de scolarité figurent simultanément, avec le faible poids à la naissance et l'âge de la mère.

### Soins ambulatoires

La presque totalité des bébés reçoivent des soins axés sur le traitement durant leur première année de vie et il n'existe ici aucun lien significatif avec le statut socio-économique (tableau 9.2, volet B). Il existe en revanche une relation inverse entre le statut socio-économique et une fréquence élevée de consultations. Dans le cas du revenu, il semble y avoir un effet de seuil qui sépare les deux quartiles inférieurs des deux quartiles supérieurs. En ce qui a trait à la scolarité, le quartile supérieur est associé à un taux moins élevé de consultations, alors que les taux sont similaires dans les autres quartiles.

Lorsqu'ils sont examinés séparément, le revenu et la scolarité sont tous deux liés de façon significative à une « fréquence élevée de soins » ambulatoires. Les bébés à plus hauts risques de traitements sont ainsi ceux qui se trouvent dans les deux quartiles inférieurs de revenu et dans le quartile inférieur de scolarité. Cependant,

lorsque toutes les variables sont incluses dans un modèle de régression, le lien significatif entre la scolarité et la fréquence élevée de traitement disparaît (tableau 9.3).

Il existe par ailleurs un lien positif entre les soins ambulatoires préventifs et le statut socio-économique. C'est ainsi que le pourcentage de bébés qui ont au moins une consultation préventive durant leur première année de vie augmente proportionnellement avec le revenu (tableau 9.2). La fréquence élevée de consultations à caractère préventif (cinq ou plus) est également plus répandue chez les enfants se situant dans les catégories supérieures de revenu et de scolarité. Ce lien positif entre, d'une part, le revenu et la scolarité et, d'autre part, les soins ambulatoires préventifs persiste, même lorsqu'on tient compte de l'effet du faible poids à la naissance et de l'âge de la mère (tableau 9.3). La probabilité de consultations préventives fréquentes chez les bébés du quartile de revenu le plus bas n'est que de 69 % de celle pour les bébés du quartile

Tableau 9.4  
**Coûts moyens de l'utilisation de soins de santé par année-personne,  
 selon le type de soins et le statut socio-économique  
 (dollars de 1986)**

	Soins hospitaliers		Soins ambulatoires		Coût total
	Frais d'hospitalisation	Frais médicaux	Curatifs	Préventifs	
(coûts par personne, dollars de 1986)					
<b>Quartile du revenu du ménage</b>					
Inférieur	851	77	267	69	1 264
Deuxième	810	79	258	76	1 223
Troisième	361	55	222	80	718
Supérieur	231	45	201	87	564
<b>Quartile du niveau de scolarité de la mère</b>					
Inférieur	1 152	69	254	65	1 540
Deuxième	398	72	244	81	795
Troisième	391	62	242	84	779
Supérieur	327	55	212	82	676

de revenu supérieur. Une différence encore plus marquée a été observée entre les groupes classés selon le niveau de scolarité, la probabilité de consultations préventives fréquentes chez les bébés du quartile inférieur ne correspondant qu'à 59 % de celle des bébés du quartile le plus élevé.

### Coûts des soins de santé

Le tableau 9.4 présente le coût moyen d'utilisation des soins de santé, par année-personne, selon le statut socio-économique et le type de soins. Nous remarquons que le niveau de revenu et les sommes consacrées aux soins de santé changent simultanément, mais en directions opposées. Ainsi, les sommes consacrées par année-personne diminuent à mesure que le revenu du ménage augmente—plus de deux fois plus d'argent est consacré aux bébés du quartile de revenu inférieur qu'à ceux du quartile supérieur. Dans le cas du niveau de scolarité, il semble y avoir un effet de seuil : les sommes consacrées par année-personne sont plus élevées pour les bébés du quartile le plus bas que pour les autres quartiles. Cette différence de coûts entre quartiles est attribuable principalement aux différences dans les coûts d'hospitalisation. En ce qui a trait au type de soins, il existe une relation négative entre les coûts des soins curatifs (hospitaliers et ambulatoires) et le revenu et le niveau de scolarité. À mesure que le revenu et le niveau de scolarité augmentent, les sommes consacrées par personne diminuent. À l'inverse, on remarque un

lien positif entre les coûts des soins préventifs et le statut socio-économique, les coûts par année-personne augmentant parallèlement avec le revenu et le niveau de scolarité.

### 3. Conclusion

Ce chapitre vient étayer des études sur le lien entre le statut socio-économique et la santé, en présentant une analyse sur la relation qui existe entre l'utilisation des soins médicaux hospitaliers et ambulatoires durant la première année de vie et des mesures non écologiques du revenu et de la scolarité. Lorsque nous examinons le revenu et le niveau de scolarité séparément, nous constatons : [1] que les bébés dont les parents ont un faible niveau de scolarité présentent un plus haut risque d'hospitalisation et de soins curatifs fréquents, alors qu'ils reçoivent moins de soins préventifs, et [2] que le niveau de scolarité influe davantage que le revenu sur le risque d'hospitalisation et sur l'utilisation des soins préventifs. Cependant, lorsqu'on tient compte simultanément de l'effet du revenu, du niveau de scolarité, de l'âge de la mère et du faible poids à la naissance, alors l'effet du revenu sur le risque d'hospitalisation diminue, de même que l'effet du niveau de scolarité sur la probabilité de soins curatifs fréquents. Notre analyse porte à croire que ces mesures traduisent différentes dimensions du contexte socio-économique et il est probable que le revenu et le niveau de scolarité

reflètent différents mécanismes par lesquels les facteurs sociaux pourraient influencer sur la santé et les comportements en matière de santé.

Diverses hypothèses ont été proposées pour expliquer la relation entre le statut socio-économique et la santé (Adler et coll., 1994; Marmot et coll., 1987). L'une de ces hypothèses est celle de la « sélection », selon laquelle la direction du lien de causalité va de l'état de santé à la situation socio-économique (Mackenbach et coll., 1994). Notre recherche ne peut corroborer cette hypothèse, car l'état de santé des nourrissons est examiné ici en regard de données socio-économiques obtenues avant leur naissance. Par conséquent, les relations observées entre le revenu et la scolarité, d'une part, et l'utilisation des soins de santé, d'autre part, peuvent être considérées causales, mais la direction de ce lien de cause à effet va du statut socio-économique à l'utilisation des soins de santé, et non dans la direction inverse.

Une autre hypothèse est celle selon laquelle la situation socio-économique influencerait sur les fonctions biologiques lesquelles, à leur tour, auraient une incidence sur l'état de santé. Cependant, selon Adler et coll. (1994), on en connaît peu sur les fondements de cette hypothèse, car les composantes du statut socio-économique—à savoir le revenu, la scolarité et la profession—interagissent sur les aspects essentiels de la vie. Ces auteurs illustrent leurs propos au moyen de quatre domaines de vie, soit : [1] le milieu physique dans lequel vit une personne et les expositions à des agents pathogènes et cancérogènes et autres risques environnementaux qui y sont associées; [2] le milieu social, incluant l'accès aux ressources sociales et le niveau de soutien; [3] la socialisation et les expériences et [4] les comportements en matière de santé. À l'intérieur de tous ces domaines, un grand nombre de variables précises peuvent influencer sur la relation entre le statut socio-économique et la santé.

Dans la présente analyse, l'utilisation du revenu et du niveau de scolarité s'est avérée utile pour comprendre la relation entre l'utilisation des soins de santé durant la première année de vie et le statut socio-économique. Plusieurs chercheurs ont regroupé en deux catégories (facteurs de risque matériels et facteurs de risque comportementaux) les facteurs de risque sous-jacents qui sont associés aux différences dans l'état de santé. Les facteurs de risque matériels incluent les ressources financières nécessaires

à l'achat des biens et services essentiels (conditions de vie et logement adéquats) pour atteindre et maintenir une bonne santé (Mackenbach et coll., 1994; Feinstein, 1993). Les facteurs de risque comportementaux reflètent pour leur part l'environnement social d'une personne; ces facteurs sont définis, selon Feinstein (1993, p. 307), comme les caractéristiques personnelles qui ne requièrent pas nécessairement l'affectation de plus de ressources financières ou qui ne peuvent être achetées directement avec de l'argent, mais qui sont néanmoins importantes pour être en bonne santé. Les chercheurs ne s'entendent pas sur l'importance relative des facteurs comportementaux et des facteurs matériels, pour expliquer les inégalités en matière de santé. Cependant, si l'on considère que le revenu est une variable de remplacement pour les facteurs de risque matériels et que le niveau de scolarité sert de variable de remplacement pour les facteurs comportementaux, il semble que nos résultats démontrent que ces derniers ont un effet prédominant sur l'utilisation des soins de santé.

Le fait de connaître la façon dont le revenu et la scolarité exercent leur influence faciliterait l'élaboration d'interventions appropriées auprès des sous-populations concernées (Gazmararian et coll., 1996). Il se peut que l'effet de la scolarité s'exerce par le biais de comportements particuliers associés à la fois à des conséquences néfastes et à la scolarité. Notre analyse est incapable, par exemple, d'ajuster les modèles pour tenir compte de l'effet du tabagisme chez la mère, un facteur connu pour augmenter le risque de faible poids à la naissance et de problèmes respiratoires infantiles (Bell et Lumley, 1992; Redman et coll., 1992; Lumley et coll., 1985; Morrison et coll., 1989).

L'effet de la scolarité pourrait également s'exercer par le biais de comportements favorables à la santé. D'autres ont ainsi observé un lien entre la scolarité et les soins préventifs. Redman et coll. (1992), par exemple, ont examiné la relation entre six pratiques de santé préventives dirigées vers les nourrissons et les variables démographiques familiales et ils ont constaté que les mères qui n'adoptent pas de telles mesures sont plus susceptibles d'être moins instruites. Comme nous avons observé un effet de seuil, l'établissement d'un profil des facteurs comportementaux—autant néfastes que favorables pour la santé—chez les bébés du quartile de scolarité le plus bas et des autres quartiles pourrait permettre de mieux comprendre les mécanismes sous-jacents par lesquels s'exerce l'effet du niveau de scolarité.

D'autres études s'intéressant au lien entre le revenu et l'utilisation des soins de santé ont donné des résultats similaires aux nôtres : l'utilisation des services de soins préventifs a tendance à être moins répandue chez les enfants pauvres qui, par contre, affichent des taux plus élevés d'hospitalisation et d'utilisation de soins d'urgence (Navarro-Rubio et coll., 1995; Williams et coll., 1995; Egbuono et Starfield, 1982; Kleinman et coll., 1981). La plupart des études qui ont été menées ont porté sur des systèmes de soins médicaux privés; cependant, au moins une autre étude, outre la nôtre, a examiné le statut socio-économique et l'utilisation des soins préventifs dans le cadre d'un régime national de soins de santé. S'appuyant sur des données d'enquête pour l'Espagne, Navarro-Rubio et coll. (1995) ont constaté qu'il y avait un lien positif entre l'utilisation des soins préventifs chez les enfants et la situation socio-économique de la famille. Ces auteurs ont ainsi observé une forte relation entre le niveau de scolarité et le revenu ainsi que les soins préventifs. En d'autres mots, même si les effets attribuables à la situation socio-économique sont plus prononcés aux niveaux inférieurs, ces effets persistent à tous les niveaux. Dans notre analyse, nous n'avons observé pareille relation qu'avec le revenu. La présence d'un gradient du revenu laisse croire que la couverture par un régime d'assurance n'est pas le seul déterminant des différences observées entre l'état de santé des bébés.

Il s'impose toutefois de faire preuve de prudence lors de l'utilisation de quartiles pour le revenu et le niveau de scolarité. Certains pourraient par exemple prétendre que l'utilisation de quartiles se traduit par une perte d'information. Notre conclusion selon laquelle il n'existe des différences que pour les nourrissons du quartile de scolarité le plus bas laisse entrevoir la possibilité que ce quartile se compose de sous-ensembles de nourrissons à risques extrêmement élevés de faible utilisation de soins préventifs et d'usage élevé de soins curatifs. Une ventilation plus détaillée fournirait sans doute plus d'information sur le lien observé, mais la taille de notre échantillon ne nous permet pas de faire une telle ventilation.

Il semble que les expériences vécues durant l'enfance ont une incidence sur les résultats observés plus tard durant la vie, mais on ne s'entend sur les mécanismes qui seraient en cause. Selon deux modèles explicatifs décrits par Hertzman (1993), les expériences durant l'enfance pourraient : [1] agir durant une période critique (tôt durant la vie) pendant laquelle la personne est sensible à des événements sporadiques

qui auront un effet indépendant et important plus tard durant la vie et [2] agir par le biais d'un modèle de trajectoires où l'effet cumulatif des événements de la vie et des conditions de vie ont une incidence sur la santé. Si l'on croit à ce modèle de trajectoires, alors les résultats présentés ici laissent croire que les différences socio-économiques dans l'utilisation des soins de santé sont des événements qui pourraient s'accumuler.

Enfin, nos conclusions sur les coûts des soins de santé semblent indiquer que les coûts imputables à l'utilisation des soins de santé sont plus élevés dans les deux quartiles inférieurs de revenu et le quartile inférieur de scolarité. Les dépenses plus élevées observées dans les groupes de plus faible statut socio-économique sont attribuables principalement aux frais d'hospitalisation. La méthode que nous avons utilisée pour établir les coûts d'hospitalisation est basée sur les coûts par jour, et non par cas. Or une telle méthode peut surestimer les coûts d'hospitalisation pour les nourrissons qui sont hospitalisés plus longtemps—un profil qui ressort plus souvent dans les quartiles inférieurs. Nous examinons également les causes de l'hospitalisation, lesquelles peuvent être associées à des coûts relativement plus élevés ou plus faibles. Nous utilisons toutefois le coût d'hospitalisation spécifique (c'est-à-dire par hôpital)—et non global—par jour. Nos conclusions indiquent que les coûts relatifs par quartile se traduisent par des différences significatives en termes de dépenses. Par contre, la forte utilisation des services de prévention dans les quartiles supérieurs se traduit par des différences négligeables au niveau des dépenses. Si l'on considère que les soins préventifs réduisent les besoins en soins curatifs, la répartition uniforme des soins préventifs pourrait s'avérer une approche médicale rentable.

Il serait possible de pousser cette analyse plus loin. Ainsi, l'utilisation d'un échantillon de plus grande taille permettrait d'obtenir une ventilation plus détaillée que le quartile qui représente le plus faible statut socio-économique, un groupe susceptible de compter des sujets à risques extrêmement élevés de forte utilisation de soins curatifs et de faible utilisation de soins préventifs. Une analyse plus détaillée pourrait également porter sur la répartition des facteurs de risque comportementaux et matériels entre les quartiles, afin de vérifier l'hypothèse voulant que les différences dans l'utilisation des soins de santé durant la première année de vie sont imputables à des différences dans la distribution des facteurs de risque entre les groupes socio-économiques.

## Notes

Les auteurs aimeraient remercier Shelley Derksen, Geoff Dougherty, Michael Wolfson et deux examinateurs anonymes, pour leurs commentaires sur une version antérieure. Ils tiennent toutefois à préciser que la responsabilité finale de l'analyse leur incombe et que les opinions exprimées n'engagent ni Statistique Canada, ni le Centre manitobain des politiques et d'évaluation en matière de santé.

<sup>1</sup> Voir par exemple Adler et coll. (1994), Mackenbach (1992), House et coll. (1990), Marmot et coll. (1987) et Mustard et coll. (1995).

<sup>2</sup> Pour des études sur le lien avec le faible poids à la naissance, voir Katz et coll. 1994, Mustard et Roos, 1994, Starfield 1992; pour leur part, Lumey et Reijneveld 1995, Singh et Yu 1995, Nordstrom et coll. 1993, Nelson 1992 et Neresian 1988 traitent du lien avec la mortalité, alors que Roberts et coll. 1996, Durkin et coll. 1994, Victora et coll. 1994, Hertzog 1992, Margolis et coll. 1992 et Starfield 1992 examinent le lien avec la morbidité. Enfin, Gortmaker et coll. 1990 présentent des données qui établissent un lien avec les problèmes de comportement.

<sup>3</sup> Plus de détails sont disponibles auprès des auteurs, sur demande.

<sup>4</sup> Il est à noter que notre analyse sur les hospitalisations inclut les admissions dans les postes de soins infirmiers, lesquelles représentent environ 5 % de toutes les admissions. Les postes de soins infirmiers sont situés dans les communautés éloignées du Nord et les traitements aux enfants qui y sont dispensés peuvent différer de ceux offerts dans un hôpital. Nous avons repris l'analyse, cette fois-ci en excluant les postes de soins infirmiers, et les conclusions n'ont pas changé.

<sup>5</sup> Ces différences sont statistiquement significatives. Il est possible d'obtenir plus de détails à ce sujet auprès des auteurs.

<sup>6</sup> Nous avons également fait l'analyse en utilisant des mesures continues du revenu et du niveau de scolarité, plutôt que les niveaux discrets indiqués au tableau 9.3, et les résultats ont été les mêmes (ceux-ci peuvent être obtenus en contactant les auteurs).

## Bibliographie

ADLER N.E., W.T. BOYCE, M.A. CHESNEY, S. COHEN, S. FOLMAN, R.L. KAHN et L. SYME (1994). « Socioeconomic Status and Health: The Challenge of the Gradient. » *American Psychologist*. Vol. 49, 15-24.

ADLER N.E., W.T. BOYCE, M.A. CHESNEY, S. FOLMAN et L. SYME (1993). « Socioeconomic Inequalities in Health: No Easy Solution. » *Journal of the American Medical Association*. Vol. 269, 3140-45.

BELL R. et J. LUMLEY (1992). « Low Birthweight et Socioeconomic Status: Victoria, 1982-1996. » *Australian Journal of Public Health*. Vol. 16, 15-19.

BLANE D. (1995). « Social Determinants of Health-Socioeconomic Status, Social Class, and Ethnicity. » *American Journal of Public Health*. Vol. 85, 903-904.

DAVID P., J.M. BERTHELOT et C. MUSTARD (1993). « L'appariement de données échantillonales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé. » Ottawa: Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 58.

DURKIN M.S., L.L. DAVIDSON, L. KUHN, L. P. O'CONNOR et B. BARLOW (1994). « Low Income Neighborhoods and the Risk of Severe Pediatric Injury. » *American Journal of Public Health*. Vol. 84, 587-592.

EGBUONO L. et B. STARFIELD (1982). « Child Health and Social Status. » *Pediatrics*. Vol. 69, 550.

FEINSTEIN J.S. (1993). « The Relationship between Socioeconomic Status and Health: A Review of the Literature. » *The Milbank Quarterly*. Vol. 71, 279-321.

GAZMARARIAN J.A., M.M. ADAMS et E. R. PAMUK (1996). « Associations between Measures of Socioeconomic Status and Maternal Health Behavior. » *American Journal of Preventive Medicine*. Vol. 12, 108-115.

GORTMAKER S.L., D.K. WALKER, M. WEITZMAN et A.M. SOBAL (1990). « Chronic Conditions, Socioeconomic Risk, and Behavioral Problems in Children and Adolescents. » *Pediatrics*. Vol. 85, 267-276.

- HERTZMAN C. (1993). « The Lifetime Impact of Childhood Experiences: A Population Health Perspective. » *11<sup>th</sup> Honda Foundation Discoveries Symposium: Prosperity, Health and Well-Being*. Toronto: Canadian Institute for Advanced Research.
- HERTZIG M.E. (1992). « Mental Health Problems and Developmental Problems of Children in Poverty. » *Bulletin of the New York Academy of Medicine*. Vol. 68, 25-30.
- HOULE C., J.M. BERTHELOT, P. DAVID, C. MUSTARD, L. ROOS et M.C. WOLFSON (1996). « Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés. » Ottawa: Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 91.
- HOUSE J.S., R.C. KESSLER et A.R. HERZOG (1990). « Age, Socioeconomic Status, and Health. » *Milbank Quarterly*. Vol. 68, 383-411.
- KATZ S., R.W. ARMSTRONG et P. LOGERFO (1994). « The Adequacy of Prenatal Care and Incidence of Low Birth Weight among the Poor in Washington State and British Columbia. » *American Journal of Public Health*. Vol. 84, 986-91.
- KLEINMAN J.C., M. GOLD et D. MAKUC (1981). « Use of Health Care Services by the Poor: Another Look at Equity. » *Medical Care*. Vol. 29, 1011.
- LUMLEY J., J.F. CORREY, N.M. NEWMAN et J.T. CURRANT (1985). « Low Birth Weight in Tasmania 1975-1983: The Effects of Socioeconomic Status. » *Australian Pediatric Journal*. Vol. 21, 13-14.
- LUMLEY J., J.F. CORREY, N.M. NEWMAN et J.T. CURRANT (1985). « Cigarette Smoking, Alcohol Consumption and Fetal Outcomes in Tasmania 1981-1982. » *Australian and New Zealand Journal of Obstetrics and Gynecology*. Vol. 25, 33-40.
- LUMLEY L.H. et S.A. REIJNEVELD (1995). « Perinatal Mortality in a First Generation Immigrant Population and its Relationship to Unemployment in the Netherlands. » *Journal of Epidemiology and Community Health*. Vol. 49, 454-59.
- MACKENBACH J.P., H. Van de MHEEN et K. STRONKS (1994). « A Prospective Cohort Study Investigating the Explanation of Socio-economic Inequalities in Health in the Netherlands. » *Social Science and Medicine*. Vol. 38, 299-308.
- MACKENBACH J.P. (1992). « Socio-economic Health Differences in the Netherlands: A Review of Recent Empirical Findings. » *Social Sciences and Medicine*. Vol. 34, 213-26.
- MARGOLIS P.A., R.A. GREENBERG, L.L. KEYS, L.M. LAVANGE, R.S. CHAPMAN, F.W. DENNY, K.E. BAUMAN et B.W. BOAT (1992). « Lower Respiratory Illness in Infants and Low Socioeconomic Status. » *American Journal of Public Health*. Vol. 82, 1119-26.
- MARMOT M.G., M. KOGEVINAS et M.A. ELSTON (1987). « Social/Economic Status and Disease. » *Annual Review of Public Health*. Vol. 8, 111-35.
- MORRISON J., J.M. NAJMAN et G.M. WILLIAMS (1989). « Socioeconomic Status and Pregnancy Outcomes: An Australian Study. » *British Journal of Obstetrics and Gynecology*, Vol. 96, 298-307.
- MUSTARD C.A., S. DERKSEN, J.M. BERTHELOT, M.C. WOLFSON, L.L. ROOS et K.C. CARRIERE (1995). *Socioeconomic Gradients in Mortality and the Use of Health Care Services at Different Stages in the Life Course*. Winnipeg, Manitoba: Manitoba Centre for Health Policy and Evaluation.
- MUSTARD C.A. et N. ROOS (1994). « The Relationship of Prenatal Care and Pregnancy Complications to Birth Weight in Winnipeg, Canada. » *American Journal of Public Health*. Vol. 84, 1450-57.
- NAVARRO-RUBIO M., A.J. JOVEL et E.L. SCHOR (1995). « Socioeconomic Status and Preventive-Health Care Use by Children in Spain. » *American Journal of Preventive Medicine*. Vol. 11, 256-62.
- NELSON M.D. (1992). « Socioeconomic Status and Childhood Mortality in North Carolina. » *American Journal of Public Health*. Vol. 82, 1131-33.
- NERESIAN, W.S. (1988). « Infant Mortality in Socially Vulnerable Populations. » *Annual Review of Public Health*. Vol. 9, 361-67.

- NEWACHECK, P.W., D.C. HUGHES et J.J. STODDARD (1995). « Children's Access to Primary Care: Differences by Race, Income, and Insurance Status. » *Pediatrics*. Vol. 97, 27-32.
- NEWACHECK P.W. et N. Halfon (1988). « Preventive Care Used by School Aged Children : Differences by Socioeconomic Status. » *Pediatrics*. 76:1000-1003.
- NEWACHECK P.W. et B. STARFIELD (1988). « Morbidity and Use of Ambulatory Services Among Poor and Non-poor Children. » *American Journal of Public Health*. Vol. 78, 927-933.
- NORDSTROM M.J., S. CNATTINGIUS et B. HAGLUND (1993). « Social Differences in Swedish Infant Mortality by Cause of Death, 1983-1986. » *American Journal of Public Health*. Vol. 83, 26-30.
- PAPPAS G, S. QUEEN, W. HADDEN et G. FISHER (1993). « The Increasing Disparity in Mortality between Socioeconomic Groups in the United States, 1960 and 1986. » *New England Journal of Medicine*. Vol. 329, 103-09.
- PILL R., T.J. PETERS et M.R. ROBLING (1995). « Social Class and Preventive Health Behaviour: A British Example. » *Journal of Epidemiology and Community Health*. Vol.49, 28-32.
- REDMAN S., P. BOOTH , H. SMYTH et C. PAUL (1992). « Preventive Health Behaviours among Parents of Infants Aged Four Months. » *Australian Journal of Public Health*. Vol. 16, 175-81.
- ROBERTS I., R. NORTON et B. TAUJA (1996). « Child Pedestrian Injury Rates: The Importance of 'Exposure to Risk' Relating to Socioeconomic and Ethnic Differences in Auckland, New Zealand. » *Journal of Epidemiology and Community Health*. Vol. 50, 162-65.
- SINGH G.K. et S.M. YU (1995). « Infant Mortality in the United States: Trends, Differentials, and Projections, 1950 through 2010. » *American Journal of Public Health*. Vol. 85, 957-64.
- SCHWARTZ J.E., H.S. FRIEDMAN, J.S. TUCKER, C. TOMLINSON-KEASEY, D.L. WINGARD et M.H. CRIQUI (1995). « Sociodemographic and Psychosocial Factors in Childhood as Predictors of Adult Mortality. » *American Journal of Public Health*. Vol. 85, 1237-45.
- STARFIELD, B. (1992). « Effects of Poverty on Health Status. » *Bulletin of the New York Academy of Medicine*. Vol. 68, 17-27.
- STARFIELD B., S. SHAPIRO et J. WEISS (1991). « Race, Family Income and Low Birth Weight. » *American Journal of Epidemiology*. Vol. 34, 1167-74.
- STARFIELD B. (1989). « Child Health Care and Social Factors: Poverty, Class, Race. » *Bulletin of the New York Academy of Medicine*. Vol. 65, 299-306.
- VICTORA C.G., S.C. FUCHS, J.A.C. FLORES, W. FONSECA et B. KIRKWOOD (1994). « Risk Factors among Children in a Brazilian Metropolitan Area. » *Pediatrics*. Vol. 93, 977-85.
- WILLIAMS I.T, J.D. MILTON , J.B. FARELL et N.M.H. GRAHAM (1995). « Interaction of Socioeconomic Status and Provider Practice as Predictors of Immunization Coverage in Virginia Children. » *Pediatrics*. Vol. 96; 439-45.
- WILLIAMS D.R. (1990). « Socioeconomic Differentials in Health : A Review and Redirection. » *Social Psychology Quarterly*. 53(2): 81-99.

## Chapitre 10

# La jeunesse éternelle? Des changements dans les modes de vie des jeunes

DOMINIQUE MEUNIER, PAUL BERNARD ET JOHANNE BOISJOLY

---

Dans une mesure assez importante, les jeunes gens établissent leur mode de vie en réaction aux contraintes et aux possibilités qu'ont créées pour eux les générations précédentes. En réalité, la définition même de la jeunesse se trouve au coeur de cette relation entre les générations étant donné qu'elle détermine le meilleur mode de vie pour les gens lorsqu'ils ont un âge donné. La nature de la famille, la structure du système scolaire de même que les possibilités d'emploi sont les institutions centrales qui déterminent la transition vers l'âge adulte, et le « mode de vie » qui y est associé. Pour Galland (1985, 1993), par exemple, la jeunesse représente le processus d'établissement dans la société, processus par lequel les personnes évoluent de la dépendance de l'enfance jusqu'à diverses formes d'autonomie à l'âge adulte : ce processus exige que l'on quitte la famille d'origine et que l'on forme un couple, après avoir franchi l'étape préparatoire des études et acquis une relative indépendance sur le plan des moyens de subsistance. Au Canada, il ne s'agit plus d'une séquence ordonnée d'événements. Les étapes durent plus longtemps, et elles se chevauchent les unes les autres : des situations qui étaient auparavant incompatibles désormais coïncident, des changements qui dans le passé étaient irréversibles ne le sont plus. Notre objectif dans le présent chapitre est d'étayer ces changements.

Bon nombre de chercheurs nord-américains ont concentré leur attention sur l'un des principaux aspects de la transition entre la jeunesse et l'âge adulte, le changement dans la propension des jeunes adultes non mariés à quitter la maison (Boyd et Pryor 1989, Boyd et Norris 1994). Goldscheider et Goldscheider (1994), toutefois, décomposent cet événement unique en trois larges avenues : formation de la famille (par le mariage, ou formation d'une famille non traditionnelle par l'entremise de la

cohabitation et de la monoparentalité), semi-indépendance (qu'il s'agisse d'être aux études ou de faire son service militaire) et indépendance non maritale (qui consiste à occuper un emploi ou simplement à vivre de façon indépendante). Cette vision est plus proche de celle de Galland, et nous l'adoptons dans le cadre du présent chapitre afin d'étudier les changements dans les modes de vie des jeunes hommes et des jeunes femmes.

Nous définissons les « modes de vie » selon trois grandes dimensions. Premièrement, les **relations de cohabitation**, qui traduisent avec qui les jeunes partagent leur vie de tous les jours. Ce partage peut signifier vivre avec ses parents, vivre en tant que couple indépendant, vivre seul ou dans un ménage avec des personnes non apparentées, dans un ménage monoparental ou encore dans un ménage familial non traditionnel. Deuxièmement, les **relations par rapport aux études**, qui peuvent exiger un investissement plus ou moins important de temps de la part des jeunes : études à plein temps ou à temps partiel ou alors cessation de la poursuite des études. Et finalement, **relations par rapport au travail rémunéré**, comportant divers niveaux et diverses formes de participation : à l'extérieur de la population active, en chômage durant une période plus ou moins longue, occupant un emploi à temps partiel ou à temps plein. Nous offrons une description des changements qui prennent place dans les modes de vie de diverses cohortes de jeunes Canadiens au cours des années 1980, nous concentrant sur trois modèles assez larges : [1] le report, selon lequel on accède à un mode de vie autonome plus tard au cours de l'existence; [2] la déviation par rapport à la norme, selon laquelle diverses situations transitoires deviennent plus courantes; et [3] l'atténuation des différences entre les hommes et les femmes.

Dans la section suivante du présent chapitre, nous étudions ces modèles plus en détail et à la section 2 nous donnons un aperçu de la méthode suivie et des données qui ont été utilisées. Les principaux résultats sont présentés à la section 3. En particulier, nous sommes arrivés à la conclusion que les années 1980 ont été une période de changement rapide dans les modes de vie des jeunes Canadiens. Une proportion importante d'entre eux ont retardé le moment de former un couple et ont continué de vivre avec leurs parents pour une période prolongée. Pour citer un exemple, en 1981, environ 26 % des jeunes âgés de 23 à 24 ans vivaient avec leurs parents, tandis qu'en 1990, 40 % d'entre eux n'ont pas quitté le foyer familial. De plus, les jeunes prolongent leurs études, sans toutefois avoir plus de facilité à intégrer le marché du travail. Même ceux qui ont quitté l'école, ont trouvé un emploi et vivent de façon indépendante ne sont toujours pas des travailleurs « établis ». Finalement, nous avons aussi constaté que par rapport à leurs compagnons, les jeunes femmes ont en réalité plus de possibilité d'étudier plus longtemps, de quitter le foyer familial, de trouver du travail et de former un couple plus tôt.

## 1. Taxonomie du report, de la déviation et de l'atténuation

En nous inspirant principalement des travaux de Galland, nous étudions trois principaux modèles en ce qui concerne l'évolution de la situation des jeunes gens durant les années 1980 au Canada. Le premier modèle décrit dans quelle mesure il existe une tendance vers le report : on accède à l'âge adulte (terminer ses études, trouver du travail, quitter la maison, former une union) plus tard dans l'existence que ses prédécesseurs ne le faisaient. Deuxièmement, ce prolongement de la jeunesse entraîne-t-il une multiplication des modes de vie inhabituels ? Cette déviation par rapport à la norme pourrait se traduire, par exemple, par une combinaison des études et du travail, ou encore par ne plus habiter chez ses parents sans pour autant former un couple. Troisièmement, dans quelle mesure assiste-t-on à une atténuation des différences entre les sexes ? De façon plus spécifique, quelle est la tendance dans la proportion de femmes vivant exclusivement dans une relation matrimoniale ou familiale et dans la proportion de celles-ci qui prolongent leurs études ?

Le modèle du **report** du moment auquel on accède à des rôles d'adulte englobe les trois aspects du mode de vie—la cohabitation, les

études, et le travail—de sorte qu'il se subdivise en un certain nombre de sous-modèles. (Se reporter au tableau 10.1.) Il est possible que les jeunes quittent maintenant le foyer familial plus tard dans l'existence (hypothèse 1.1). Il se peut aussi que leur propension à former un couple, soit marié, soit en union de fait, diminue aussi, même parmi ceux qui ont quitté le toit familial (hypothèse 1.2). De plus, les études, qu'elles soient à plein temps ou à temps partiel, durent peut-être aussi plus longtemps (hypothèse 1.3). De façon paradoxale, la participation au marché du travail peut aussi s'amorcer à un âge plus tendre (hypothèse 1.4). Mais, en conformité avec la notion du report, cette activité prendra de plus en plus la forme d'un travail aléatoire plutôt que d'une trajectoire d'emploi qui contribue à asseoir les jeunes dans leurs rôles d'adulte et dans des modes de vie correspondants (hypothèse 1.5). Cette situation peut se retrouver même chez les jeunes qui ont quitté l'école et qui occupent un emploi (hypothèse 1.6), de même que chez ceux qui ont aussi quitté la maison de leurs parents (hypothèse 1.7).

Les deux derniers modèles pourraient vraisemblablement faire partie de la **déviation** par rapport aux étapes habituelles de la vie et de la multiplication des modes de vie « hybrides ». Premièrement, toutes les formes de cohabitation qui diffèrent de la formation d'un couple peuvent se retrouver assez fréquemment chez ceux qui ont quitté le toit familial : qu'il s'agisse de vivre seul ou dans un ménage avec des personnes non apparentées, dans un ménage monoparental ou encore, dans un ménage familial non traditionnel (hypothèse 2.1). Deuxièmement, il est plus fréquent que les jeunes soient à la fois des étudiants et des travailleurs et à des âges plus avancés (hypothèse 2.2). Et finalement, les jeunes peuvent, dans une plus grande proportion, avoir quitté l'école et continuer néanmoins de vivre chez leurs parents : certains sont sans travail (hypothèse 2.3), tandis que les autres occupent un emploi sans pour autant avoir le sentiment qu'ils peuvent ou qu'ils devraient quitter le domicile de leurs parents (hypothèse 2.4).

Jusqu'ici nous nous sommes contentés d'expliquer la signification de la déviation d'une manière strictement descriptive, en référence à des modes de vie hybrides : quitter le foyer familial sans pour autant former un couple, assumer la situation ambiguë qui consiste à être à la fois étudiant et travailleur, habiter chez ses parents parce que l'on n'a pas trouvé un bon emploi, ou malgré que l'on en occupe un. Dans

les trois derniers cas exposés, nous sommes en droit de nous demander si ces combinaisons hybrides attirent les jeunes en plus grand nombre que l'on pourrait s'y attendre simplement en raison des changements indépendants qui se produisent dans les distributions des trois dimensions sous-jacentes : relations de cohabitation, relations par rapport aux études et relations par rapport au travail. Si c'est le cas, alors ces modes de vie non standard pourraient être le résultat de véritables préférences de la part des jeunes, plutôt que de découler simplement des contraintes de la situation. Afin de vérifier ces hypothèses, les proportions observées de ces types de modes de vie seront comparées aux proportions prévues (auxquelles on pourrait s'attendre). (On décrit en annexe de quelle façon ces proportions prévues sont estimées.)

Il se peut que l'**atténuation** des différences entre les sexes (hypothèse 3.1) origine en partie de la diminution de la proportion de femmes qui se retrouvent exclusivement dans des unions de type matrimonial ou familial (hypothèse 3.2). Nous pourrions aussi nous attendre à une atténuation des différences entre les sexes au sein des groupes d'âge plus jeunes : la proportion de femmes qui quittent le foyer de leurs parents plus tôt dans l'existence que les hommes diminue à la fois parce que les temps sont plus difficiles sur le plan économique et aussi parce qu'elles se consacrent plus longtemps à leurs études et à un travail rémunéré (hypothèse 3.3). Dans les groupes plus âgés, les différences entre les sexes risquent par ailleurs de s'accroître pour certaines dimensions : les femmes peuvent affirmer leur propension traditionnellement plus élevée à quitter la maison et à former un couple, tandis que les hommes maintiennent le statu quo, ne s'engageant pas dans des modes de vie indépendants probablement parce qu'ils considèrent cet engagement trop exigeant du point de vue des normes ou des ressources (hypothèse 3.4). Les hommes plus « âgés » qui quittent le toit paternel vont dans des proportions beaucoup plus importantes soit vivre seuls soit avec des colocataires, à l'extérieur de tout mode de vie familial (hypothèse 3.5), tandis que les femmes plus « âgées » deviendront dans des proportions beaucoup plus importantes des chefs de famille monoparentale (hypothèse 3.6). Finalement, d'autres formes de solidarité familiale seront le fait du nombre croissant de femmes et d'hommes qui ont quitté la maison paternelle sans pour autant former un couple (hypothèse 3.7).

## 2. Données et méthodes

Afin d'examiner ces modèles, nous avons utilisé l'Enquête sur les finances des consommateurs étant donné que celle-ci comporte un échantillon suffisamment large pour permettre une étude détaillée des modes de vie, même au sein de groupes particuliers formés selon l'âge ou le sexe. De plus, l'EFC renferme une quantité impressionnante de renseignements factuels concernant les trois dimensions des modes de vie. Étant donné qu'elle est menée sur une base annuelle depuis une assez longue période, cette enquête nous permet de détecter l'évolution dans les modes de vie des jeunes.

Nous utilisons des méthodes statistiques assez simples, comme des pourcentages et des coefficients de dissimilitude, étant donné que notre objectif est de mettre en relief les changements survenus dans le temps plutôt que d'offrir une modélisation des causes des processus sous-jacents. Nos principaux défis méthodologiques portent sur la définition appropriée des groupes d'âge, la période de temps sur laquelle sont basées les comparaisons et finalement la construction d'une typologie des modes de vie devant être réduite à un ensemble raisonnable de catégories.

Nous essayons d'éviter d'imposer des limites arbitraires à l'âge auquel la jeunesse commence et finit, en particulier parce que nous nous intéressons aux modèles de report dans le temps. Nous avons suivi la méthode assez répandue qui consiste à sélectionner les limites d'âge de 15 ans et de 34 ans. De fait, les données révèlent que très peu de jeunes quittent la maison ou l'école à 15 ans ou à 16 ans. La transition vers l'indépendance est rarement amorcée à ces âges. Toutefois, vers l'âge de 30 ans, la plupart ont quitté la maison et l'école, même s'ils n'ont pas trouvé un poste régulier sur le marché du travail ou s'ils ne forment pas une union stable. La transition vers l'âge adulte semble être complétée à cet âge.

Étant donné que nous nous intéressons à ce qui arrive aux jeunes quand ils vieillissent (particulièrement en ce qui concerne le report de certaines transitions et le prolongement d'épisodes dans le cadre de modes de vie non standard), nous examinons des catégories d'âge qui sont définies de manière assez précise. Afin d'équilibrer ce besoin de détails avec la nécessité de faire preuve de parcimonie, sept groupes d'âge ont été définis : de 15 à 16 ans, ceux qui sont toujours des adolescents et doivent

**Tableau 10.1**  
**Taxonomie des modes de vie**

Hypothèses et sous-hypothèses	Profil de données (Ratios des types de mode de vie)
<b>1. Report</b>	
1.1 Départ tardif du foyer paternel	(1 à 5)/tous
1.2 Formation tardive d'un couple, même chez ceux ayant quitté leurs parents	(6 à 10)/(6 à 7)
1.3 Scolarité prolongée	(1,2,6,11) /tous
1.4 Participation précoce au marché du travail	(2,3,4,8,9,12,13)/tous
1.5 Période prolongée de travail aléatoire	(4,9,13)/(2 à 5, 7 à 10, 12 à 14)
1.6 Période prolongée de travail aléatoire même pour ceux qui ont terminé leurs études et qui occupent un emploi	(4,9,13)/(3,4,8,9,12,13)
1.7 Période prolongée de travail aléatoire même pour ceux qui ont terminé leurs études, occupent un emploi et ont quitté le foyer paternel	(9,13)/(8,9,12,13)
<b>2. Déviation par rapport à la norme</b>	
2.1 Propension croissante à adopter un mode de vie différent des formes familiales standard	(11 à 14)/tous; (15,16)/tous; 17/ tous
2.2 Proportion croissante des étudiants-travailleurs à habiter chez leurs parents	2/tous
2.3 Proportion croissante des personnes inactives ou des travailleurs aléatoires à habiter chez leurs parents	(3,5)/tous
2.4 Proportion croissante de travailleurs établis à habiter chez leurs parents	4/tous
<b>3. Atténuation des différences entre les sexes</b>	
3.1 Atténuation, mais persistance de différences entre les sexes en fonction de l'âge	Coefficients de dissimilitude chez tous les types
3.2 Proportion décroissante de femmes inactives vivant en couples	10/tous
3.3 Propension décroissante des femmes « plus jeunes » à quitter le toit paternel plus tôt que les hommes	(1 à 5)/tous
3.4 Propension croissante des femmes « plus âgées » à former des couples plus tôt que les hommes	(6 à 10)/tous
3.5 Propension croissante des hommes « plus âgés » à vivre seuls ou avec des colocataires	(11 à 14)/tous
3.6 Propension croissante des hommes « plus âgés » à devenir chef de famille monoparentale	(15, 16)/tous
3.7 Propension croissante des hommes et des femmes à choisir d'autres types de solidarité familiale	17/tous

**Nota :** Se reporter au texte pour obtenir les définitions des types de mode de vie utilisés dans la colonne 2.

fréquenter l'école; de 17 à 18 ans, ceux qui sont à peine sortis de cette situation; de 19 à 20 ans, ceux qui ont largement atteint l'âge de la majorité légale; de 21 à 22 ans, et de 23 à 24 ans, ceux qui sont en train d'orienter leur vie et se préparent à s'établir; de 25 à 29 ans, ceux qui approchent de la stabilité; et finalement, le sous-groupe qui s'étend de 30 à 34 ans, qui représente la norme en matière de situation d'adulte autonome et qui sert de point de comparaison avec les autres groupes d'âge. Il est logique que ces groupes soient plus restreints à des âges plus jeunes, parce qu'à cette époque les modes de vie changent plus rapidement et que les groupes soient plus larges avec les groupes plus âgés,

parce qu'alors on peut s'attendre à ce que la situation se stabilise graduellement<sup>1</sup>.

Il convient de souligner que les changements dans la distribution des modes de vie entre les groupes d'âge reflètent les déplacements nets, et non tous les mouvements entre catégories. Nous ne pouvons tenir pour acquis que les jeunes qui reportent actuellement certaines transitions ou qui adoptent des modes de vie non-standard n'ont jamais fait l'expérience d'une plus grande autonomie auparavant, ou encore que les jeunes gens qui font preuve actuellement d'une plus grande autonomie consolideront leur situation. Cependant, étant donné que la vaste majorité

des jeunes passent effectivement de la dépendance à l'indépendance entre l'âge de 15 ans et de 34 ans, il semble raisonnable d'examiner comment leurs modes de vie sont répartis, en résultat net, par rapport à diverses étapes de cette plage d'âge, et comment cette distribution évolue avec le temps.

L'analyse se concentre sur les années 1980, une période qui a connu des changements radicaux en ce qui concerne les circonstances économiques que doivent affronter les jeunes. Le taux de chômage, pour les jeunes âgés de 15 à 24 ans, était à peu près le même en 1981 (13,1 %) que celui de 1990 (12,7 %). Il semble raisonnable de sélectionner des années pendant lesquelles ce taux est semblable étant donné que cette variable est directement liée à l'établissement du mode de vie. Ceci étant dit, il est évident que les conditions économiques ont changé de façon dramatique durant la période, et que ce changement se reflète largement dans la distribution des modes de vie. Les contraintes et les possibilités qui se présentent aux jeunes ont été profondément modifiées et nous désirons observer comment cette génération a réagi. Tout d'abord, on a assisté à un recul impressionnant dans les gains relatifs des jeunes tout au long de la décennie : environ 20 % pour les 17-24 ans et 10 % pour les 25-29 ans (Morissette, Myles, et Picot, 1993). Deuxièmement, Riddell (1995) avance que le chômage relatif a augmenté pour les jeunes moins scolarisés. Troisièmement, le coût relatif du logement a augmenté au cours de la décennie (le sous-indice du coût du logement a progressé de 11 % plus rapidement au cours de cette décennie que l'ensemble de l'indice des prix à la consommation). Par conséquent, en 1990, les jeunes affrontaient des obstacles financiers beaucoup plus importants lorsqu'ils envisageaient de quitter le toit familial, de former un couple et d'établir un ménage indépendant. De plus, ceux-ci étaient de plus en plus encouragés à étudier plus longtemps en raison des conditions de l'emploi.

La construction de notre typologie des modes de vie a fait appel à une classification croisée de cinq catégories décrivant les relations de cohabitation, de trois catégories pour les relations par rapport aux études et de sept catégories en ce qui concerne les relations par rapport au travail. Les 105 types possibles qui en résultent sont ensuite réduits à un ensemble plus maniable de 17 types. (Se reporter à

l'Annexe pour obtenir plus de précisions.) En ce qui concerne le groupe le plus populeux, c'est-à-dire celui des jeunes qui vivent chez leurs parents, nous avons établi cinq catégories : [1] ceux qui dont l'unique activité est de fréquenter l'école; [2] ceux dont les activités scolaires prédominent par rapport à l'occupation d'un emploi rémunéré; [3] les travailleurs aléatoires, pour lesquels le travail est l'activité principale, même s'ils n'ont pas acquis beaucoup d'ancienneté dans un emploi à temps plein, et même si certains entretiennent toujours certains liens avec les études; [4] les travailleurs établis qui occupent un emploi à temps plein depuis une période assez longue; et finalement [5] ceux qui sont marginalisés en ce qui concerne le marché du travail sans pour autant poursuivre des études.

En ce qui concerne les couples, nous distinguons cinq types : [6] les cas où les études occupent une place prépondérante; [7] les travailleurs en chômage qui ne sont pas aux études; [8] les travailleurs aléatoires (qui ont occupé un emploi à temps plein durant moins d'un an); [9] les travailleurs établis; et [10] l'inactivité sans fréquentation scolaire. En ce qui concerne ceux qui vivent seuls ou avec des colocataires, leur petit nombre nous force à faire preuve d'économie : nous avons regroupé dans le type [11] les cas où la fréquentation scolaire est prépondérante; dans le type [12] les travailleurs aléatoires; dans le type [13] les travailleurs établis; et dans le type [14] les personnes qui évoluent en marge du marché du travail et qui ne sont pas aux études. Le petit nombre de chefs de famille monoparentale nous donne seulement la possibilité de faire la distinction entre : [15] ceux qui travaillent ou qui étudient ou les deux à la fois; et [16] ceux qui ne tombent dans aucune de ces catégories. Finalement, nous avons dû établir une seule catégorie pour les rares personnes [17] qui ont adopté d'autres modes de vie. Même si certains de ces 17 types réunissent des jeunes qui vivent des situations très différentes, il reste qu'ils sont néanmoins révélateurs des principaux aspects de leur expérience. Le tableau 10.1 présente un résumé de notre taxonomie de même que les ensembles de données qui seront utilisés pour les mettre à l'essai; ces ensembles de données sont constitués, dans la plupart des cas, de proportions et de ratios qui concernent les 17 types.

**Tableau 10.2**  
**Profils de données pour l'hypothèse relative au report**

		Âge						
		15 à 16	17 à 18	19 à 20	21 à 22	23 à 24	25 à 29	30 à 34
		Pourcentage						
Habitent chez leurs parents								
1	1981	98,5	90,6	70,3	47,7	25,8	10,9	4,4
2	1990	99,0	92,4	76,2	55,7	40,2	17,7	6,6
3	Changement	0,5	1,8	5,9	8,0	14,4	6,8	2,2
Vivent en couples (parmi ceux qui n'habitent pas chez leurs parents)								
4	1981	-	22,3	45,5	54,7	63,9	76,2	81,6
5	1990	-	17,1	31,1	38,6	53,5	67,0	75,5
6	Changement	-	-5,2	-14,4	-16,1	-10,4	-9,3	-6,1
Surtout aux études								
7	1981	91,6	63,2	31,6	17,4	8,2	3,4	1,8
8	1990	95,5	76,4	44,5	30,6	16,6	5,0	2,8
9	Changement	3,9	13,2	12,9	13,2	8,4	1,6	1,0
Participent au marché du travail								
10	1981	33,4	51,8	57,5	62,8	64,7	67,4	68,9
11	1990	42,4	55,8	57,6	55,8	64,6	70,1	70,4
12	Changement	9,0	4,0	0,1	-7,0	-0,1	2,7	1,5
Travailleurs établis								
13	1981	-	5,7	24,3	38,6	44,8	51,0	55,4
14	1990	-	3,5	15,8	29,2	41,4	52,3	54,8
15	Changement	-	-2,1	-8,6	-9,4	-3,4	1,3	-0,6
Travailleurs établis (parmi ceux qui ont terminé leurs études et qui occupent un emploi)								
16	1981	-	19,5	43,7	55,3	62,0	69,2	73,9
17	1990	-	18,4	33,0	48,5	56,9	66,3	70,4
18	Changement	-	-1,1	-10,7	-6,7	-5,1	-2,9	-3,5
Travailleurs établis (parmi ceux qui ont terminé leurs études, qui occupent un emploi et ont quitté leurs parents)								
19	1981	-	14,7	48,3	55,0	62,7	69,0	73,6
20	1990	-	13,3	30,4	49,8	58,9	67,0	70,1
21	Changement	-	-1,4	-17,9	-5,3	-3,8	-2,1	-3,5

**Nota** : - indique une variance de l'échantillon supérieure à 25 %, dans toutes les autres cellules, la variance de l'échantillon se situe en-dessous de 16,5 %.

**Source** : Calculs effectués par les auteurs à partir des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada.

### 3. Résultats

Les distributions détaillées des jeunes, selon les groupes d'âge, au sein des 17 types de mode de vie pour 1981 et 1990 sont présentées dans un appendice que l'on peut se procurer auprès des auteurs. Pour la majeure partie de l'analyse, nous utilisons des tableaux plus simples qui décrivent des ratios de types de modes de vie.

Le tableau 10.2 organise les données nécessaires pour faire l'examen des sous-hypothèses relatives au report. Habiter chez ses parents est presque universellement répandu à l'âge de 15 et 16 ans, mais devient très rare après 30 ans (lignes 1 et 2); de même, on vit rarement en couple à l'âge de 15 et 16 ans, mais cette forme de cohabitation devient de loin la préférée après 30 ans (lignes 4 et 5). Les jeunes continuent d'habiter chez leurs parents dans des

proportions grandissantes à des âges plus avancés (hypothèse 1.1), et particulièrement autour de 23 et 24 ans, âges où l'augmentation de cette forme de cohabitation atteint les 14 % (ligne 3). Par conséquent, on peut s'attendre à ce que des couples se forment moins souvent (hypothèse 1.2), et particulièrement entre 19 et 29 ans. Mais les deux phénomènes ne sont pas le reflet parfait l'un de l'autre : même chez les jeunes qui n'habitent plus avec leurs parents, la proportion de ceux qui forment un couple est aussi sur le déclin (ligne 6 du tableau 10.2). Autrement dit, les autres modèles de cohabitation ont proliféré, et tout particulièrement de 20 ans en montant.

Nous regroupons les types de modes de vie afin de pouvoir examiner les autres modèles de report : les types 1, 2, 6, et 11 comportent tous une portion significative de fréquentation scolaire

(et l'ajout du type 15 ne change en rien le modèle que nous allons décrire); les types 2, 3, 4, 8, 9, 12, 13 comportent tous une portion significative de travail rémunéré (et, là encore, l'ajout du type 15 ne modifie en rien le modèle). Comme on pourrait s'y attendre, la fréquentation scolaire diminue radicalement suivant toute la plage d'âge (lignes 7 et 8 du tableau 10.2), tandis que le travail rémunéré va en croissant (lignes 10 et 11); il convient, toutefois, de noter qu'environ le tiers des jeunes âgés de 15 et 16 ans occupaient déjà un emploi en 1981, et seulement un peu plus des deux tiers en occupent un après 30 ans.

Les changements ont été assez spectaculaires durant la décennie. La fréquentation scolaire est en hausse dans tous les groupes d'âge et de manière encore plus remarquable pour les jeunes âgés de 17 à 24 ans (ligne 9). L'occupation d'un emploi (ligne 12) a augmenté à la fois chez les plus jeunes (de 15 à 18 ans) et chez les plus âgés (25 ans et plus). Les jeunes gens âgés de 19 à 24 ans n'ont toutefois pas accru leur présence sur le marché du travail, et on a enregistré une diminution frappante chez ceux qui sont âgés de 21 et 22 ans. Comme nous le démontrerons plus clairement ci-après, ces groupes d'âge intermédiaires ont de toute évidence réorienté leur stratégie : ils fréquentent l'école en nombre croissant plutôt que de se chercher du travail, tandis qu'une proportion importante utilise la formule hybride qui consiste à combiner les deux activités.

Même si la participation au marché du travail est plus répandue dans de nombreux groupes d'âge, s'y intégrer solidement devient de plus en plus difficile pour les jeunes qui ont moins de 25 ans. La proportion de travailleurs établis (qui ont occupé un emploi à temps plein durant au moins un an) augmente avec l'âge (lignes 13 et 14), même si elle n'atteint pas un niveau supérieur à 50 % des personnes dans la trentaine. Mais, en conformité avec l'hypothèse 1.5, la pente de cette augmentation avec l'âge est franchement inférieure en 1990 par rapport à ce qu'elle était en 1981 (ligne 15). Les mêmes difficultés à s'établir sur le marché du travail sont aussi manifestes lorsque l'on considère seulement le groupe de jeunes qui ont quitté l'école et qui occupent un emploi (hypothèse 1.6, lignes 16 à 18) ou même seulement le sous-ensemble du dernier groupe qui a quitté le giron familial (hypothèse 1.7, lignes 19 à 21). Le travail aléatoire résulte par conséquent non seulement du fait que davantage de personnes doivent jongler avec les contraintes qui découlent de la

situation d'étudiant et de travailleur en simultané : en effet, même ceux qui ont quitté l'école, trouvé du travail et qui ont adopté une forme indépendante de cohabitation éprouvent de plus en plus de difficulté à devenir des travailleurs établis.

Les résultats compilés au tableau 10.3 concernent les hypothèses relatives à la déviation par rapport à la norme. Vivre seul ou avec des colocataires (lignes 1 à 3) est bien entendu moins répandu chez les très jeunes (qui habitent avec leurs parents) et chez les groupes plus âgés (qui ont formé un couple). Cette catégorie atteint un sommet dans les groupes d'âge moyen où elle peut toucher jusqu'à un jeune sur cinq. En conformité avec l'hypothèse 2.1, cette forme de cohabitation est plus répandue à la fin de la période pour les gens âgés de 21 ans et plus, et assez étonnamment, surtout après 25 ans : en 1981, les unions maritales étaient une norme plus respectée parmi les jeunes ayant atteint le seuil du milieu de la vingtaine. Être le chef d'une famille monoparentale (lignes 4 à 6) est toujours un style de vie très minoritaire, même dans les groupes d'âge plus avancés, où cette catégorie ne touche pas plus d'une personne sur vingt. Même si les changements survenus au cours de la période ne sont pas spectaculaires, il y a une légère augmentation de la proportion de chefs de famille monoparentale à partir de 21 ans. Les autres formes de solidarité familiale (habiter avec des frères et soeurs, oncles et tantes, grands-parents), comme il est décrit de la ligne 7 à la 9, présentent sensiblement les mêmes caractéristiques que celles qui existent lorsque l'on vit seul ou avec des colocataires : ces formes sont plus répandues vers le milieu de la plage d'âge, et leur utilisation augmente au cours de la période dans toutes les catégories sauf celles des plus jeunes. Ces modes de vie sont de plus en plus retenus par les personnes qui désirent ou qui doivent quitter le nid familial et qui ne peuvent pas pour autant ou ne veulent pas former de couple.

Tirillés entre la nécessité de poursuivre leurs études et les difficultés de se trouver un emploi, les jeunes ont organisé leur vie d'une manière différente, particulièrement ceux qui habitent toujours chez leurs parents. Que font les jeunes dans le nid familial encombré ? Même si la situation mixte d'étudiant et de travailleur (hypothèse 2.2) est très répandue en 1981, entre 15 ans et 18 ans, celle-ci diminue radicalement avec l'âge. Ce modèle a connu une expansion spectaculaire au cours de la décennie dans tous les groupes d'âge, et plus particulièrement chez

Tableau 10.3

**Profils de données pour l'hypothèse relative à la déviation par rapport à la norme**

		Âge						
		15 à 16	17 à 18	19 à 20	21 à 22	23 à 24	25 à 29	30 à 34
		Pourcentage						
Habitent seuls ou avec des colocataires								
1	1981	-	4,2	12,5	17,0	20,2	15,6	11,2
2	1990	-	3,6	11,1	19,5	19,6	19,7	15,8
3	Changement	-	-0,6	-1,4	2,5	-0,6	4,1	4,6
Vivent comme chef de famille monoparentale								
4	1981	-	0,0	0,7	1,7	2,3	2,9	4,4
5	1990	-	-	0,7	2,0	2,7	2,9	4,7
6	Changement	-	-	0,0	0,3	0,4	0,0	0,3
Vivent dans d'autres types de solidarité familiale								
7	1981	0,9	1,9	2,7	5,0	4,2	2,6	1,8
8	1990	0,8	1,8	4,3	5,6	5,6	4,5	2,3
9	Changement	-0,1	-0,1	1,6	0,6	1,4	1,9	0,5
Étudiants-travailleurs qui habitent chez leurs parents								
10	1981	31,5	32,3	13,8	5,8	1,8	0,2	-
11	1990	41,1	43,3	22,8	11,7	5,7	0,6	-
12	Changement	9,6	11,0	9,0	5,9	3,9	0,4	-
13	Observé/Prévu	1,02	1,11	1,04	0,99	0,98	1,17	-
Inactifs ou travailleurs aléatoires habitant chez leurs parents								
14	1981	7,0	25,5	30,9	19,9	11,8	4,8	1,9
15	1990	3,5	15,9	27,9	21,7	17,1	8,4	3,0
16	Changement	-3,5	-9,6	-3,0	1,8	5,3	3,6	1,1
17	Observé/Prévu	1,20	0,98	0,90	0,98	1,02	1,13	1,00
Travailleurs établis habitant chez leurs parents								
18	1981	-	3,3	11,9	14,5	9,3	5,3	2,5
19	1990	-	2,1	8,4	10,8	13,3	8,0	3,3
20	Changement	-	-1,2	-3,5	-3,7	4,0	2,7	0,8
21	Observé/Prévu	-	1,47	1,30	1,08	1,21	0,93	0,93

**Nota** :- indique une variation de l'échantillon supérieure à 25 %, dans toutes les autres cellules, la variation de l'échantillon est inférieure à 16,5 %. Se reporter à l'Appendice pour obtenir la dérivation des résultats prévus pour les lignes 13, 17 et 21.

**Source** : Calculs effectués par les auteurs à partir des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada.

ceux de 24 ans et moins (ligne 12 du tableau 10.3). Deux procédés distincts sont sans doute à l'oeuvre simultanément : les étudiants travaillent aujourd'hui occasionnellement pour financer leurs besoins de consommation, et les jeunes dans la vingtaine vivent une certaine ambiguïté qui les empêche de définir s'ils sont des étudiants qui doivent travailler, ou des travailleurs qui suivent une formation continue. Au bout du compte, pour la presque totalité des jeunes âgés de 17 ans et plus, les étudiants-travailleurs représentent une proportion aussi importante de ceux qui fréquentent l'école que les étudiants à plein temps inactifs.

Même si ces tendances décrivent bien la réalité, pouvons-nous affirmer que les jeunes favorisent ces modes de vie dans une plus

grande mesure que celle à laquelle on pourrait s'attendre à partir de la simple combinaison des tendances séparées conduisant à quitter la maison paternelle, à étudier plus longtemps et à participer plus largement au marché du travail ? Une comparaison des changements observés dans la proportion des étudiants-travailleurs par rapport aux changements prévus à partir de la simple combinaison de l'évolution dans les trois variables sous-jacentes (ligne 13) révèle qu'une véritable déviation par rapport aux normes se retrouve dans au moins quelques-uns des groupes d'âge : chez les personnes âgées de 17 à 20 ans, le mode de vie étudiant-travailleur attire vraiment les personnes de façon disproportionnée, et il semble que ce mode de vie soit en train de devenir un style de vie en soi

Tableau 10.4  
**Coefficients de dissimilitude selon l'âge entre les distributions d'hommes et de femmes par type de mode de vie, 1981 et 1990**

	Âge						
	15 à 16	17 à 18	19 to 20	21 à 22	23 à 24	25 à 29	30 à 34
	Pourcentage						
1981	3,1	8,3	21,5	21,6	26,6	32,9	41,7
1990	5,2	6,9	16,5	19,4	25,5	23,4	31,3
Changement	2,1	-1,4	-5,0	-2,2	-1,1	-9,5	-10,4

(nous ne tenons pas compte du ratio encore plus élevé dans le groupe âgé de 25 à 29 ans, parce que ces chiffres ne sont pas entièrement fiables).

Un certain nombre de jeunes continuent d'habiter chez leurs parents tout en ayant (dans la plupart des cas) quitté l'école : beaucoup occupent une place marginale par rapport au marché du travail (hypothèse 2.3), mais on trouve aussi des jeunes qui ne sont pas partis même s'ils occupent des emplois établis (hypothèse 2.4). En 1981, ces modèles se retrouvaient rarement chez les très jeunes, étaient de plus en plus répandus chez ceux dans la vingtaine, et redevenaient plus rares par la suite, plus particulièrement après 25 ans. Des changements modestes, mais systématiques se sont produits au cours de la décennie. Ces modèles sont désormais moins répandus chez les jeunes de 20 ans et moins, qui fréquentent l'école dans une plus grande proportion à titre d'étudiants ou d'étudiants-travailleurs, mais ils sont de plus en plus courants après cet âge. Les personnes âgées de 23 à 29 ans, en particulier, semblent éprouver des difficultés à obtenir du marché du travail ce qui leur est nécessaire pour quitter le nid familial; il se peut aussi que les normes de la société soient en train de changer à cet égard.

Est-ce que les changements dans ces modèles dépassent ceux que l'on pourrait attendre de distributions sous-jacentes ? La proportion de personnes inactives ou de travailleurs aléatoires qui habitent toujours chez leurs parents (ligne 17) semble avoir quelque peu diminué chez les jeunes de 17 à 22 ans, la popularité des études semblant à la hausse dans ce groupe, toutefois, cette proportion semble avoir augmenté (en résultat net) au-delà de ce point, ce qui reflète probablement l'écart qui sépare ces personnes de l'indépendance après un âge où la poursuite des études est une stratégie. Nous soulignons par ailleurs le paradoxe voulant que, même si la proportion des jeunes de 15 et 16 ans qui sont inactifs ou

travailleurs aléatoires a diminué de moitié, cela semble moins un recul que ce à quoi on pourrait s'attendre; il se peut en effet qu'une proportion minimale des très jeunes ne désirent tout simplement pas poursuivre leurs études.

En ce qui concerne la propension des travailleurs établis à continuer à habiter chez leurs parents (ligne 21), les changements nets semblent contredire les changements bruts. À la fin de la période, les groupes d'âge plus jeunes comportent une plus faible proportion de personnes qui adoptent ce mode de vie, mais cette proportion n'a pas autant diminué que l'on aurait pu s'y attendre en raison des études plus longues et du report de l'entrée sur le marché du travail; il semble en effet qu'une bonne proportion de jeunes ont une affinité pour le style de vie correspondant. Inversement, la proportion quelque peu supérieure de travailleurs établis qui habitent chez leurs parents après l'âge de 25 ans demeure inférieure aux prévisions : à ces âges, l'attrait de quitter la maison paternelle une fois que les ressources sont suffisantes semble prendre la relève.

Dans quelle mesure les changements que nous venons d'examiner sont-ils semblables pour les deux sexes ? Un moyen de déterminer les différences entre les sexes consiste à calculer les coefficients de dissimilitude liés à l'âge entre les distributions d'hommes et de femmes dans les modes de vie. Tel qu'il est illustré au tableau 10.4, les différences entre les sexes augmentent radicalement avec l'âge : en 1981, ces différences étaient à peine perceptibles à l'âge de 15 et 16 ans, mais elles atteignaient environ le cinquième de la plage potentielle à l'âge de 19 et 20 ans, et les deux cinquièmes après 30 ans. Les différences ont diminué de façon très importante à tous les âges durant la décennie (hypothèse 3.1), et particulièrement après 25 ans; il n'y a qu'une seule petite exception chez les 15-16 ans où les femmes adoptent plus volontiers le modèle étudiant-travailleur.

**Tableau 10.5**  
**Hypothèse relative à l'atténuation**

			Âge						
			15 à 16	17 à 18	19 à 20	21 à 22	23 à 24	25 à 29	30 à 34
<b>Personnes inactives vivant en couples</b>									
1	1981	Femmes	-	2,3	6,6	11,2	18,9	27,1	30,4
2		Hommes	-	-	-	0,9	1,0	2,1	2,5
3		Différence	-	-	-	-10,3	-17,9	-25,0	-27,9
4	1990	Femmes	-	1,3	2,1	5,6	7,3	12,2	16,3
5		Hommes	-	-	-	-	1,1	2,2	3,6
6		Différence	-	-	-	-	-6,2	-10,0	-12,7
7	Changement dans les différences entre les sexes		-	-	-	-	11,7	15,0	15,2
<b>Personnes qui vivent chez leurs parents</b>									
8	1981	Femmes	97,6	86,6	59,3	39,9	17,4	7,0	2,8
9		Hommes	98,6	94,4	80,8	55,9	34,4	14,2	6,0
10		Différence	1,0	7,8	21,5	16,0	17,0	7,2	3,2
11	1990	Femmes	98,2	90,8	69,8	46,7	31,8	13,6	3,9
12		Hommes	98,9	93,8	82,3	63,9	48,9	22,2	9,1
13		Différence	0,7	3,0	12,5	17,2	17,1	8,6	5,2
14	Changement dans les différences entre les sexes		-0,3	-4,8	-9,0	1,2	0,1	1,4	2,0
<b>Personnes vivant en couples</b>									
15	1981	Femmes	-	3,9	20,8	37,5	56,8	71,9	78,8
16		Hommes	-	0,0	5,7	19,2	37,9	63,7	77,4
17		Différence	-	-3,9	-15,1	-18,3	-18,9	-8,2	-1,4
18	1990	Femmes	1,3	2,4	11,1	23,9	41,9	61,3	73,5
19		Hommes	-	0,0	2,9	10,3	21,4	49,0	67,5
20		Différence	-	-2,4	-8,2	-13,6	-20,5	-12,3	-6,0
21	Changement dans les différences entre les sexes		-	1,5	6,9	4,7	-1,6	-4,1	-4,6
<b>Personnes vivant seules ou avec des colocataires</b>									
22	1981	Femmes	-	5,4	15,4	14,8	18,3	13,2	8,7
23		Hommes	-	2,3	10,0	19,5	21,9	18,1	13,0
24		Différence	-	-3,1	-5,4	4,7	3,6	4,9	4,3
25	1990	Femmes	-	3,1	11,8	18,6	16,1	15,5	12,0
26		Hommes	-	2,8	10,6	20,2	23,4	24,1	19,9
27		Différence	-	-0,3	-1,2	1,6	7,3	8,6	7,9
28	Changement dans les différences entre les sexes		-	2,8	4,2	-3,1	3,7	3,7	3,6
<b>Chefs de famille monoparentale</b>									
29	1981	Femmes	-	-	1,4	3,0	4,6	5,3	7,9
30		Hommes	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	0,7
31		Différence	-	-	-1,4	-3,0	-4,6	-4,8	-7,2
32	1990	Femmes	-	-	2,0	4,2	5,2	5,5	8,5
33		Hommes	-	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,6
34		Différence	-	-	-2,0	-4,2	-5,2	-5,5	-7,9
35	Changement dans les différences entre les sexes		-	-	-0,6	-1,2	-0,6	-0,7	-0,7
<b>Personnes vivant dans d'autres types de solidarité familiale</b>									
36	1981	Femmes	-	1,8	2,8	4,9	2,9	2,1	1,3
37		Hommes	0,9	1,9	2,6	5,1	5,7	3,2	2,3
38		Différence	-	0,1	-0,2	0,2	2,8	1,1	1,0
39	1990	Femmes	-	1,6	5,3	6,6	5,1	4,3	1,9
40		Hommes	-	2,1	3,3	4,8	6,1	4,6	2,7
41		Différence	-	0,5	-2,0	-1,8	1,0	0,3	0,8
42	Changement dans les différences entre les sexes		-	0,4	-1,8	-2,0	-1,8	-0,8	-0,2

**Nota** : - indique une variation de l'échantillon supérieure à 25 %.

**Source** : Calculs effectués par les auteurs à partir des données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada

L'atténuation est très importante, alors, mais les rôles sexuels et les stéréotypes sont loin d'avoir cessé d'exercer une forte influence sur le mode de vie des jeunes.

Cette atténuation résulte en partie de l'abandon par les femmes des rôles associés à la marginalité en ce qui concerne à la fois les études et le marché du travail (hypothèse 3.2). Cette marginalité s'est considérablement rétrécie, en particulier pour ceux âgés de 23 ans et plus, tandis qu'elle est restée presque absente pour les hommes (tableau 10.5, ligne 1 à 7).

Les jeunes hommes et les jeunes femmes ont certains points en commun en ce qui concerne le fait d'habiter chez les parents et de former un couple : la propension à habiter avec les parents diminue avec l'âge (lignes 8 à 14), mais le recul a été considérablement plus marqué en 1981 qu'en 1990; et les couples se forment graduellement dans une proportion croissante au fur et à mesure que l'on avance en âge (ligne 15 à 21), mais cette propension a diminué considérablement au cours de la période étudiée.

Hommes et femmes, toutefois, font l'expérience de ces tendances d'une manière quelque peu différente. Traditionnellement, pour tous les groupes d'âge à partir de 16 ans, les femmes étaient les premières à quitter la maison paternelle. C'est toujours vrai en 1990, mais l'écart s'est rétréci pour le groupe de 17 à 20 ans. De même, les femmes avaient tendance à former des couples plus tôt que les hommes (on présume que c'est avec des partenaires plus âgés). Cette tendance se vérifie toujours en 1990, mais la source de la différence s'est déplacée : les jeunes femmes âgées de 17 à 22 ans ont rétréci l'écart avec leurs contemporains masculins, tandis que la différence entre les sexes s'est en fait accentuée à partir de l'âge de 23 ans, et tout particulièrement chez ceux qui ont atteint 25 ans. Dans l'ensemble, les jeunes hommes de 21 ans et plus ont conservé leur propension plus marquée à rester chez leurs parents de même que leur plus faible propension à former des couples.

Ces changements quant à la différence entre les sexes, en ce qui concerne la cohabitation, correspondent aux changements survenus dans les relations par rapport aux études et au travail. Les jeunes femmes âgées de 17 à 20 ans restent avec leurs parents afin de parfaire leurs études, à la fois à titre d'étudiantes et d'étudiantes-travailleuses, faisant ainsi sensiblement les mêmes choix que les jeunes hommes; vers l'âge

de 19 et 20 ans, les jeunes femmes sont encore plus enclines à poursuivre leurs études que les jeunes hommes en 1990, ce qui contraste fortement avec la situation en 1981. Le même processus de convergence se reproduit, mais dans une moindre mesure, entre les jeunes femmes et les jeunes hommes âgés de 21 à 29 ans. Pour ce qui est de trouver du travail—encore une fois, en ce qui concerne ceux qui vivent toujours chez leurs parents—hommes et femmes vivent la même expérience : en 1990, on enregistre une moindre proportion de jeunes âgés de 17 à 22 ans vivant dans une situation non-standard, et une plus forte proportion chez ceux âgés de 23 ans et plus.

Lorsqu'il s'agit d'étudier la situation des jeunes vivant en couples, les circonstances sont symétriques pour les hommes et les femmes. Les défections dans les rangs des hommes âgés de 21 ans et plus (ou même de 19 ans et plus) semblent étroitement liées à leur inaptitude à trouver un emploi, en particulier un emploi stable. Les jeunes femmes affichent aussi une diminution dans leur propension à former un couple, mais l'écart se creuse entre elles et les hommes à partir de 23 ans (ligne 21 du tableau 10.5); cet écart s'accompagne d'un recul dans leur niveau d'inactivité, et d'une progression dans leur aptitude à trouver et à conserver un emploi.

Le statut de chef de famille monoparentale est presque totalement une affaire de femmes (ligne 29 à 35), et cette situation va en s'accroissant. Selon toute attente, l'incidence de ce statut augmente avec l'âge, mais on enregistre pour ainsi dire aucun changement notable durant la période en ce qui concerne la proportion de jeunes ayant adopté ce mode de vie, de même que dans leur niveau d'activité dans le système scolaire et sur le marché du travail.

Vivre seul, avec des colocataires ou dans d'autres formes de solidarité familiale semble la solution de rechange adoptée par ceux qui désirent ou qui doivent quitter le foyer de leurs parents, sans pour autant former un couple ou fonder une nouvelle famille. Cette tendance est plus marquée chez les femmes âgées de 17 à 20 ans que chez les hommes, mais elle diminue quelque peu avec l'âge (particulièrement dans le cas de ceux qui vivent seul ou avec des colocataires). Cette situation correspond à la plus grande propension des jeunes femmes à former un couples. Ce modèle général est renforcé durant la période dans le cas de ceux qui vivent seul ou avec des colocataires. On assiste, en particulier, à une augmentation de la

proportion des hommes âgés de 25 ans et plus qui vivent dans des ménages semblables tout en poursuivant leurs études, en travaillant, en étant en chômage ou simplement en étant inactifs.

#### 4. Conclusion

Il semble que dix ans soit une courte période par rapport à la vaste redéfinition des modes de vie adoptés par les jeunes canadiens durant les années 1980. Les circonstances économiques ont changé d'une manière fondamentale. Les jeunes, et dans une mesure importante, leurs familles, ont inventé de nouveaux moyens de s'adapter aux transformations survenues dans la nature et la structure des emplois, aux changements dans les aptitudes exigées sur le marché du travail et la montée des coûts du logement. Ils ont prolongé leurs études, pris un emploi (souvent, un emploi aléatoire) plus tôt dans l'existence, ont combiné les études et le travail rémunéré, ont habité plus longtemps avec leurs parents, ont retardé la formation d'unions maritales et, de plus en plus, ont adopté des contextes familiaux hors norme. Ils ont aussi redéfini les rôles sexuels dans une large mesure, les femmes abandonnant le statut de femme au foyer, prolongeant leurs études et prenant un emploi. En dépit de cette convergence, des différences importantes subsistent entre les sexes : assez paradoxalement, les femmes ont plus tendance à rester plus longtemps aux études, à quitter le toit de leurs parents (quoique plus tard que dans le passé), à trouver du travail et à former des couples (on suppose que c'est avec des partenaires plus âgés).

Même si davantage de personnes vivent maintenant seules ou avec des colocataires, et même si les unions se forment beaucoup plus tard dans l'existence, les familles—les familles parentales, dans la plupart des cas, mais aussi les familles étendues—jouent toujours un rôle décisif de refuge pour les jeunes, représentant un milieu où ils peuvent déployer leurs nouvelles stratégies en ce qui concerne les études et le marché du travail. On peut se demander à quel point ces arrangements sont négociés avec les familles, mais il est remarquable de constater que la relation suppose souvent que le jeune prenne en charge une partie de ses frais d'existence par l'entremise de travaux rémunérés, même dans le cas des étudiants.

À plus long terme, les valeurs des jeunes vont probablement être modifiées par cette

cohabitation prolongée avec les parents et par la création de modes de vie non-standard. Entre autres choses, il sera intéressant d'observer combien d'entre eux auront à leur tour des enfants, à quel moment de l'existence et quel sera le nombre de ces enfants. On voudra aussi savoir quelle forme prendront leurs relations avec ces enfants lorsque ceux-ci avanceront en âge.

Il reste encore beaucoup d'aspects à explorer en ce qui concerne les tendances identifiées dans le présent chapitre, tout particulièrement sur le plan des données longitudinales. En se fondant sur notre survol de la distribution changeante des modes de vie, on pourrait décomposer chacun de ces types et offrir une vision plus précise de la situation que les jeunes doivent affronter : où se trouvent-ils dans leur trajectoire scolaire, quelle est leur position exacte sur le marché du travail (occupation, gains), s'ils ont des enfants ? L'histoire pourrait être relatée jusqu'aux années plus récentes, et on pourrait en outre tracer la forme précise de l'évolution à travers le temps, en parallèle avec les changements survenus dans les divers facteurs de la conjoncture économique. Cette étude nous fournirait une meilleure compréhension de la manière dont les jeunes inventent leur propre histoire, mais aussi dans le cadre de circonstances qu'ils ont eux-mêmes choisies.

## Appendice

### Typologie des modes de vie

La construction de la typologie des modes de vie présuppose que l'on mesure d'abord les trois dimensions sous-jacentes. Les relations par rapport aux études sont déjà mesurées dans le cadre de l'Enquête sur les finances des consommateurs dans une forme qui se prête bien à notre étude : les jeunes sont soit aux études à plein temps, à temps partiel ou pas du tout. Les relations par rapport à la cohabitation sont un peu plus complexes, étant donné que nous devons tenir compte à la fois du type de famille économique et de la position de l'individu par rapport au chef de famille. Nous avons défini cinq types : [1] les jeunes qui vivent toujours chez leurs parents (enfant par rapport au chef de famille, vivant dans tous les types de famille); [2] jeunes qui ont formé un couple (chef de la famille économique ou conjoint du chef de famille, dans toutes les familles comportant deux conjoints); [3] les jeunes qui vivent à l'extérieur d'un contexte familial, soit seuls soit avec des colocataires

(chefs de familles économiques avec une seule personne); [4] les chefs de familles monoparentales qui n'habitent pas chez leurs propres parents (chefs de familles économiques monoparentales); et [5] les jeunes qui ont adopté des modes de vie familiaux mais pas avec leurs parents (par exemple, avec leurs frères et soeurs, ou leurs grands-parents; ces derniers entretiennent un lien « autre » avec le chef de la famille économique quelle qu'elle soit ou encore ils sont chefs de familles économiques considérées comme « autres »).

Les relations par rapport au travail rémunéré sont représentées avec encore plus de détails, étant donné que nous désirons saisir l'expérience variée et instable des jeunes en ce qui concerne les moyens de gagner sa vie. Nous avons utilisé quatre variables : activité (employé, en chômage et inactif), durée de l'emploi (au moins un an, moins d'un an, indéterminée), durée de l'épisode de chômage (plus de 13 semaines, 13 semaines ou moins, zéro), et type d'emploi (à plein temps ou à temps partiel). Nous avons établi sept types, s'échelonnant de l'inactivité à l'occupation d'un emploi standard : [1] inactivité (inactif, durée indéterminée de l'emploi, zéro semaines de chômage); [2] chômage durant une période limitée (soit inactif, soit en chômage, avec une durée indéterminée de l'emploi, et en chômage durant 13 semaines ou moins); [3] chômage durant une période prolongée (soit inactif, soit en chômage, avec une durée indéterminée de l'emploi et en chômage durant plus de 13 semaines); [4] emploi à temps partiel de courte durée (soit employé, en chômage ou inactif, avec une durée d'emploi inférieure à un an, et à temps partiel); [5] emploi à temps partiel de longue durée (soit employé, en chômage ou inactif, avec une durée d'emploi d'un an ou plus, et à temps partiel); [6] emploi à temps plein de courte durée (soit employé, en chômage ou inactif, avec une durée d'emploi inférieure à un an, et à temps plein); [7] emploi à temps plein de longue durée (soit employé, en chômage ou inactif, avec une durée d'emploi d'un an ou plus, et à temps plein). Bien entendu, dans leur écrasante majorité, les personnes qui figurent dans les types 2 et 3 proviennent de la catégorie d'activité des sans emploi, et celles qui figurent dans les types 4 à 7 proviennent aussi dans une écrasante majorité de la catégorie d'activité des employés.

La combinaison de ces trois dimensions produit  $3 \times 5 \times 7 = 105$  types possibles, parmi lesquels 99 renferment tous les cas. Comme il est illustré dans le tableau 10.A1, la plupart des

36 499 jeunes faisant partie de l'échantillon de 1981 appartiennent à un nombre limité de catégories, puisque environ 60 % de tous les cas se retrouvent dans 6 de ces catégories et qu'un autre 28 % se retrouve les 12 plus grandes catégories suivantes. Une réduction de cette typologie est par conséquent nécessaire et possible. Nous avons regroupé les catégories assez semblables sur le plan important du mode de vie, tout en nous arrangeant pour qu'il y ait à l'intérieur de chaque type final un nombre suffisant de cas pour nous permettre de poursuivre l'analyse. Ce même tableau statistique indique, en caractères gras à l'intérieur de chaque cellule, auquel des dix-sept types finals chacune des combinaisons initiales a été assignée.

### **Comparaison entre les proportions observées et prévues dans les divers modes de vie**

Nous devons comparer les changements dans les proportions observées de personnes ayant adopté les divers modes de vie entre 1981 et 1990 aux changements auxquels nous aurions été en droit de nous attendre en partant de l'hypothèse que ces changements sont uniquement attribuables à des changements survenus dans les trois variables sous-jacentes (relations par rapport à la cohabitation, relations par rapport aux études, et relations par rapport au travail rémunéré). Nous devons d'abord calculer les proportions prévues en multipliant simplement, à l'intérieur de chaque groupe d'âge, les probabilités atteintes pour chaque variable (la probabilité attendue qu'un étudiant-travailleur habite avec ses parents serait simplement le résultat du produit, pour une année donnée, de la probabilité générale d'être un étudiant, d'être un travailleur et d'habiter chez ses parents, toutes ces probabilités se retrouvant au sein d'une catégorie d'âge donnée). Nous regroupons les 105 probabilités obtenues dans les mêmes 17 types que les probabilités observées. Nous obtenons ainsi, à la fin des calculs, quatre distributions de chiffres pour les 17 types : les statistiques observées en 1981 et 1990, et les probabilités prévues, selon l'hypothèse de l'indépendance entre les trois variables sous-jacentes, encore une fois en 1981 et 1990. Nous calculons ensuite les chances pour qu'une personne fasse partie d'un type donné, par opposition à tous les autres types, en 1981 et en 1990, à la fois pour les fréquences observées et pour les fréquences prévues. Nous pouvons ensuite établir un ratio de ces possibilités pour 1990 par rapport à 1981, cette fois encore pour les fréquences observées et pour les fréquences

Tableau 10.A1

**Combinaison des catégories de la cohabitation, des études et de l'emploi**

Relations par rapport aux études	Relations par rapport à l'emploi	Relations de la cohabitation									
		Avec parents		En couple		Seul ou avec colocataires		Mono-parentales		Autres types de solidarité familiale	
		Taille de l'échantillon	Type	Taille de l'échantillon	Type	Taille de l'échantillon	Type	Taille de l'échantillon	Type	Taille de l'échantillon	Type
Études à plein temps	Inactif	4150	1	229	6	233	11	29	16	88	17
	Chômage durant une période limitée	790	2	28	6	63	11	4	16	19	17
	Chômage durant une période prolongée	132	2	11	6	13	11	0	16	4	17
	Emploi à temps partiel de courte durée	1 209	2	32	6	59	11	0	16	26	17
	Emploi à temps partiel de longue durée	923	2	28	6	40	11	4	16	7	17
	Emploi à temps plein de courte durée	36	2	13	6	13	11	0	16	0	17
	Emploi à temps plein de longue durée	51	2	21	6	5	11	0	16	3	17
Études à temps partiel	Inactif	45	1	54	6	9	11	4	16	3	17
	Chômage durant une période limitée	23	2	13	6	10	11	0	16	2	17
	Chômage durant une période prolongée	25	2	13	6	1	11	2	16	0	17
	Emploi à temps partiel de courte durée	49	3	20	8	9	12	0	16	1	17
	Emploi à temps partiel de longue durée	18	3	32	8	14	12	1	16	3	17
	Emploi à temps plein de courte durée	83	3	77	8	40	12	3	16	1	17
	Emploi à temps plein de longue durée	92	4	206	9	115	13	8	16	16	17
Pas aux études	Inactif	899	5	3539	10	166	14	289	15	83	17
	Chômage durant une période limitée	539	5	615	7	188	14	48	15	74	17
	Chômage durant une période prolongée	671	5	528	7	161	14	45	15	52	17
	Emploi à temps partiel de courte durée	254	3	442	8	86	12	34	16	17	17
	Emploi à temps partiel de longue durée	153	3	680	8	55	12	22	16	8	17
	Emploi à temps plein de courte durée	1 583	3	2 280	8	1 065	12	113	16	219	17
	Emploi à temps plein de longue durée	2 120	4	7 511	9	2 132	13	239	16	334	17

prévues. En prenant le ratio de ces risques relatifs (observés par rapport à prévus), nous obtenons pour chaque type un chiffre unique qui nous indique l'ampleur du changement observé en proportion par rapport à l'égalité avec le changement prévu en proportion (un ratio des risques relatifs égal à un). Toute valeur supérieure à un nous informe qu'au cours de la période visée, ce type de mode de vie est devenu

plus fréquent que l'on s'y attendait d'après les changements survenus dans les distributions des trois variables sous-jacentes; un ratio inférieur à un nous révèle que le changement dans la fréquence observée de ce type n'a pas suivi l'évolution que nous avions prévue d'après les changements dans les distributions des variables sous-jacentes.

## Note

Nous tenons à remercier Garnett Picot et Ted Wannell qui ont accepté de nous faire leurs précieux commentaires sur les ébauches du présent document. Nous remercions également Statistique Canada qui a mis les données à notre disposition de même que les organisateurs de la conférence sur l'équité entre les générations qui nous ont fourni l'occasion d'exposer nos idées.

<sup>1</sup> Même en l'absence de données longitudinales appropriées, nous serons à même, dans une certaine mesure, de faire la distinction entre les effets dus à l'âge et les effets de cohorte : étant donné que nous comparons la distribution dans les modes de vie de personnes qui atteignent le même âge à divers moments dans le temps, nous contrôlons le premier effet et isolons le deuxième. Faute d'une meilleure solution, nous faisons l'hypothèse habituelle (mais contestable) que les différences entre deux points dans le temps et entre le profil des différences des groupes d'âge révélera à quel point les jeunes ont changé, durant la période, d'après la façon dont ils atteignent l'âge adulte. Il semble, d'une certaine manière, qu'il s'agisse d'une hypothèse raisonnable étant donné que nous prenons en considération l'ensemble de la population durant toute la période, dans une plage d'âge au sein de laquelle il n'y a pas beaucoup de décès ni de départ pour l'étranger. Autrement dit, l'autosélection à l'extérieur de notre champ d'observation durant la période visée est minime, et nous pouvons parfaitement examiner la redistribution des jeunes au fur et à mesure qu'ils vieillissent.

## Bibliographie

BOURDIEU, Pierre (1980). « La jeunesse n'est qu'un mot. » *Questions de sociologie*. Paris : Editions de Minuit.

BOYD, Monica et Edward T. PRYOR (1989). « The Cluttered Nest : The Living Arrangements of Young Canadian Adults. » *Canadian Journal of Sociology*. Vol. 15, 462-279.

BOYD, Monica et Doug NORRIS (1994). « The Cluttered Nest Revisited : Young Canadian Adults at Home in the 1990s. » Center for the Study of Population, Florida State University. Non publié.

GALLAND, Olivier (1993). *Les jeunes*. Paris : La Découverte, Coll Repères, nouvelle édition.

GALLAND, Olivier (1985). « Formes et transformations de l'entrée dans la vie adulte. » *Sociologie du travail*. Vol. 17, 33-52.

GAUTHIER, Madeleine (1994). *Une société sans les jeunes ?* Québec : Institut québécois de recherche sur la culture.

GOLDSCHIEDER, Frances et Calvin GOLDSCHIEDER (1994). « Composition familiale, soutien parental et départ du foyer des jeunes Américains au XXe siècle. » *Cahiers québécois de démographie*. Vol. 23.

IRWIN, Sarah (1995). *Rites of passage*. London : Sage.

MORISSETTE, René, John MYLES et Garnett PICOT (1993). « L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation ? » Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 60.

MYLES, John (1995). « After the Golden Age : Labour Market Polarization and Canadian Public Policy. » Fédération canadienne des sciences sociales, « Petits déjeuners sur la Colline », séries de séminaires, Parlement du Canada, 5 octobre, 13p.

RICARD, François (1992). *La génération lyrique : essai sur la vie et l'oeuvre des premiers-nés du baby-boom*. Montréal : Boréal.

RIDDELL, Craig (1995). « Human Capital Formation in Canada. » Dans Keith Banting et Charles Beach (dir.). *Labour Market Polarization and Social Policy Reform*. Kingston Ontario : School of Policy Studies, Queens University.

WHITE, Lynn (1994). « Coresidence and Leaving Home : Young Adults and their Parents. » *Annual Review of Sociology*. Vol. 20, 81-102.



# Équité intergénérationnelle : les répercussions des politiques et des données

SUSAN A. MCDANIEL

La génération est la nouvelle astrologie du millénaire, avec ses étiquettes de baby-boomers, baby-busters, membres de la Génération X et les retraités, qui viennent remplacer les signes astrologiques pour nous définir à titre individuel et pour nous guider collectivement à travers les dédales du futur. Dans le cadre du présent document, j'examine trois questions : [1] L'état actuel des connaissances au sujet des transferts intergénérationnels, à la fois publics et privés, est-il suffisant pour nous permettre d'effectuer des choix politiques éclairés ? Quels éléments nous manque-t-il ? De quoi avons-nous besoin, en particulier au sein du système canadien de statistiques ? [2] En face d'une population vieillissante, d'un marché du travail en pleine mutation et de transferts sociaux qui diminuent comme une peau de chagrin, sommes-nous les témoins de l'émergence d'un nouveau contrat social entre les générations ? [3] Quel rôle jouent les divers modèles de transferts intergénérationnels et, naturellement, quel rôle joue la génération en tant que concept démographique dans la définition du champ des options politiques qui s'offrent aux Canadiens à la fin des années 1990 ? Pour répondre à ces questions, je m'appuie sur les analyses et le cadre de travail présentés dans McDaniel (1997).

#### **1. L'état actuel des connaissances est-il suffisant pour permettre d'effectuer des choix politiques éclairés ?**

Les résultats des recherches qui sont résumées dans les chapitres du présent livre contribuent certainement à améliorer la compréhension de la dynamique intergénérationnelle, mais ils signalent aussi d'importantes lacunes dans les connaissances et les données. Quelles leçons

devons-nous en tirer ? De quoi d'autre avons-nous besoin ? Mes lectures me suggèrent au moins dix points.

- [1] La précision sur le plan conceptuel et théorique. Les options politiques doivent être mises en contexte et nécessitent une remise en question critique des concepts de la recherche. Ainsi, l'équité intergénérationnelle, en tant que concept, a fait l'objet de critiques soutenues que Phillipson (1996) et Walker (1996) ont résumées, et « ...[l'équité intergénérationnelle] a été déclarée impropre à servir de base à la conceptualisation de la relation entre les cohortes d'âge ou pour l'élaboration de politiques. » (Walker 1996, p. 23). Dans ce contexte, l'impropriété tient à trois critiques fondamentales : [i] le véritable enjeu, dans le cadre de nombreuses discussions politiques, ce sont les répercussions sur le plan financier d'une population vieillissante, et non l'équité entre les générations; [ii] le concept est davantage une utilisation opportune sur le plan politique du changement démographique qu'une réalité empirique; et [iii] se référant à des personnes comme si elles étaient les représentantes d'une certaine génération, on leur attribue des caractéristiques qu'elles ne possèdent pas nécessairement socialement ou économiquement. Cet élément a été souligné avec éloquence par Karl Mannheim dans l'essai devenu un classique du genre qu'il a publié en 1952 et qui portait sur le problème des générations ("The Problem of Generations"). Pour le paraphraser, ce n'est pas parce que l'on est du même âge que l'on appartient à la même génération.
- [2] Davantage de collaboration interdisciplinaire. Les essais publiés dans le présent livre réunis avec ceux de l'ouvrage qui

Tableau 11.1  
**Trois modèles de transferts intergénérationnels :  
 Hypothèses de base et définitions**

<b>1. Économique</b>	
Préoccupation dominante	● □ Problèmes liés aux transferts de ressources entre générations
Concepts prédominants	● □ Équité ● □ Équité individuelle et horizontale en fonction du groupe d'âge ● □ Mesures d'encouragement au travail et à l'épargne
Questions de politique	● □ Limiter le fardeau fiscal ● □ Freiner les dépenses dans les programmes sociaux ● □ Accroître le bassin de main-d'oeuvre
<b>2. Sociologique</b>	
Préoccupation dominante	● □ Transformer les relations entre générations dans une société vieillissante
Concepts prédominants	● □ Pouvoir ● □ Statut social ● □ Sécurité et insécurité
Questions de politique	● □ Statut des personnes âgées et leur intégration sociale
<b>3. Politique sociale</b>	
Préoccupation dominante	● □ Bien-être des personnes âgées et qualité du niveau de vie de toutes les générations
Concepts prédominants	● □ Interdépendance entre les générations
Questions de politique	● □ Mesures visant l'amélioration du niveau de vie pour les personnes âgées d'aujourd'hui

l'accompagne (Corak, 1998) constituent un exemple admirable. À l'avenir, les recherches devraient tenir compte du fait que les relations intergénérationnelles se situent dans un contexte socio-économique qui sous-entend des transferts publics et privés, des échanges et des attentes. Les dimensions sociale et économique de ces relations ne sont pas complètement indépendantes, bien que les hypothèses qui les gouvernent soient très différentes. (Se reporter au tableau 11.1.)

- [3] La nécessité de s'appuyer sur moins d'hypothèses concernant les membres des générations, dont on suppose souvent qu'ils sont en tous points pareils. Wolfson et coll. (1998), par exemple, reconnaissent qu'il faut faire la distinction entre les individus non seulement en fonction de l'âge, mais aussi du sexe et du revenu.
- [4] De même, les analystes devraient s'efforcer d'adopter une vision réelle et exacte des membres de tout âge d'une même famille, qui partagent des ressources et éprouvent des sentiments les uns pour les autres. L'image du conflit des générations, où enfants et personnes âgées évoquent une bande de garnements laissés à eux-mêmes et des personnes du troisième âge déconnectées de leurs familles est peu vraisemblable. Il nous faut disposer de davantage de recherches et de données concernant le partage des ressources au sein des familles, à la fois sur le plan social et économique, pour être en mesure d'élaborer des options politiques viables.
- [5] Nous devons développer une vision globale de l'ampleur des flux entre générations, non seulement entre les plus âgés et les jeunes d'aujourd'hui, mais aussi des flux historiques

à plus long terme. Nous pourrions y arriver en partie à l'aide de simulations, certaines établies à partir de données longitudinales comme celles de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), et grâce à la comptabilité transgénérationnelle. On trouvera des exemples à cet effet dans Corak (1998).

- [6] Le dynamisme des relations intergénérationnelles n'est pas entièrement saisi à l'aide des données existantes. La réciprocité, les interrelations, les interdépendances et les échanges ne sont que partiellement connus, et certains pour la première fois. À l'aide de l'EDTR et d'autres données tirées d'études longitudinales, cette question pourra être réglée en partie.
- [7] La transmission du « capital social », d'ordre public ou privé, n'est pas bien perçue par le système statistique existant même si, de toute évidence, certains aspects importants des avantages et des désavantages relatifs, de même que de la transmission des valeurs sociales et familiales ont été bien évalués par les auteurs des chapitres 4 à 8.
- [8] Il existe des lacunes dans la mesure du transfert des risques entre les générations. Il semble que l'on se concentre souvent sur le transfert des biens, des revenus ainsi que des taxes ou des transferts. Cette mesure est pourtant d'une importance vitale en ce qui concerne la valeur que les Canadiens accordent au travail accompli et aux sacrifices consentis pour le bien de leurs enfants, même si les risques que ces efforts comportent pour la santé et le bien-être des parents peuvent être assez importants pour menacer à leur tour la santé et le bien-être des enfants.
- [9] À mon sens, une question vitale en matière de politique—sur laquelle j'insiste dans McDaniel (1997)—n'est toujours pas résolue, il s'agit de la mesure dans laquelle les transferts privés entre les générations peuvent se substituer aux transferts publics en régression. On ne sait pratiquement rien à ce sujet.
- [10] Il est nécessaire de recueillir plus de données en ce qui a trait aux transferts intergénérationnels y compris les legs, mais aussi les dons en nature et l'aide de nature diverse.

## 2. Sommes-nous en train d'assister à l'émergence d'un nouveau contrat social entre les générations?

Walker (1962, 1-2) affirme que « ...les sociétés industrielles se trouvent à une nouvelle croisée des chemins en ce qui concerne les générations ». Il s'empresse d'ajouter qu'il n'y a rien là de bien nouveau dans les sociétés modernes : « En Grande-Bretagne, nous disposons de témoignages qui remontent au XVI<sup>e</sup> siècle selon lesquels dans les temps difficiles, les villageois ostracisaient parfois les personnes âgées et leur reprochaient d'être un fardeau pour la collectivité. » (p. 24) Donc, l'origine des conflits entre les groupes d'âge au sein de la société précède les débats que nous avons aujourd'hui en ce qui concerne l'équité intergénérationnelle de 400 ans! Cheal (1987) apporte de l'eau au moulin en indiquant qu'il n'y a rien d'inexorable dans le déroulement de l'existence et dans les « flux d'aide nets ». En fait, en s'appuyant sur l'Enquête sur les dépenses des familles de 1978, il montre que le flux qui prédomine est celui qui circule entre les groupes d'âge plus vieux et les plus jeunes, contrairement aux prévisions, à la théorie dominante et aux présomptions des modèles les plus courants de transferts intergénérationnels.

Les mutations économiques et la restructuration de l'État providence ont nécessité la redéfinition d'un nouveau contrat social entre les générations, dont les contours se précisent lentement. J'élabore une typologie du nouveau contrat social dans McDaniel (1997), et j'en arrive à la conclusion que les changements institutionnels apportés aux régimes de pension, aux soins de santé, à l'aide sociale, aux programmes d'aide à la vie autonome ainsi qu'aux pensions alimentaires pour enfants entraînent tous des remaniements dans le contrat social public et privé entre les générations.

L'accentuation de la polarisation de la situation des jeunes par opposition à celle des gens plus âgés, et celle des pauvres par opposition à celle des riches est désormais bien documentée : plus forte dépendance des jeunes adultes résultant de revenus insuffisants et d'un accès restreint aux emplois (chapitres 2 et 10), polarisation des possibilités dans le domaine de l'éducation (chapitre 8), des répercussions sur la santé (chapitre 9), de l'emploi, des gains, des transferts sociaux et des caractéristiques familiales (chapitre 2), de même que des transferts et des

impôts et taxes nets dans les cohortes de préretraités et de retraités (Hicks 1998, Murphy 1998). On peut s'interroger sur la mesure dans laquelle la polarisation est la voie à suivre au Canada et à quel point les analyses suivant les lignes générationnelles sont utiles. Les analyses suivant cette dimension peuvent se révéler importantes pour établir un contexte de politique, mais elles peuvent aussi en dernier ressort créer une diversion par rapport aux vrais besoins au sein de chaque génération ou groupe.

Trois facteurs sont révélateurs de l'émergence de nouveaux contrats sociaux entre les générations, contrats qui peuvent de manière paradoxale dériver de la polarisation socio-économique et entre les générations. Premièrement, le concept de génération est d'abord et avant tout d'ordre familial, ce qui signifie que les transferts au sein des familles, qu'ils soient économiques (mobilité et biens) ou sociaux (santé, bien-être, capital intellectuel) rendent les scénarios de polarisation entre générations moins convaincants. La compréhension de la nature et du degré de mobilité entre générations de même que des mécanismes sous-jacents est d'une importance capitale. C'est pourquoi les conclusions des chapitres 4 et 5 sont importantes. La polarisation entre les générations actuelles pourrait s'accompagner d'une polarisation exagérément prononcée par rapport à la génération suivante, étant donné que les revenus, la richesse et le capital social sont transférés au sein des familles. Au chapitre 4, les conclusions de Fortin et Lefebvre selon lesquelles c'est au sommet et à la base de la distribution des revenus que l'immobilité est la plus marquée tendent à appuyer cette possibilité. Corak et Heisz, au chapitre 5, apportent d'autres exemples à l'appui en affirmant que la configuration résidentielle de la situation socio-économique de même que la nature des revenus des parents ont une incidence sur la mobilité. Tous les travaux cités dans les chapitres 6 à 9 contribuent à préciser les caractéristiques des mécanismes sous-jacents possibles. Les familles sont au centre du processus puisque ce sont elles qui réalisent les transferts entre générations, comblant d'une certaine manière la perte de transferts publics en effectuant une mise en commun des ressources, et d'une manière différente, contribuant à accentuer la polarisation entre les Canadiens à l'aise et ceux qui sont pauvres.

Le deuxième facteur suggérant l'émergence d'un nouveau contrat social entre générations tient au fait que la génération en soi est un

indicateur de moins en moins approprié de la dépendance réelle, sociale ou économique, alors que les catégories de dépendance ont tendance à devenir plus floues et à correspondre de moins en moins avec les étapes de l'existence. Les étiquettes « travailleur », « retraité » et « enfant » sont de moins en moins précises à une époque où les travailleurs n'ont pas de travail ou sont insécures et travaillent de façon moins continue, où les retraités ont moins facilement accès à leur pension de retraite, mais sont néanmoins mis à la retraite purement et simplement, et où les enfants travaillent de plus en plus à temps partiel afin d'aider des familles dont l'insécurité va en grandissant. Les travaux mentionnés au chapitre 10 soulignent certains de ces points, mais Mannheim (1952, p. 311) énonce très clairement cette question :

Si nous parlons simplement de « générations » sans effectuer d'autre différenciation, nous risquons de mélanger un phénomène purement biologique avec d'autres qui sont le produit de forces sociales et culturelles : ainsi, nous obtenons une sorte de sociologie des tableaux chronologiques qui utilise une vue d'ensemble pour « découvrir » des mouvements de génération fictifs qui correspondent aux points tournants critiques de la chronologie historique.

Troisièmement, un nouveau contrat social est peut-être en train d'émerger parce que le concept des transferts publics entre générations devrait être élargi afin d'inclure les politiques en milieu de travail (McDaniel 1997, Gunderson et Hyatt 1998). L'exemple que j'utilise est celui de l'effet de transfert intergénérationnel des politiques d'ancienneté qui éventuellement creusent l'écart entre le profil de la productivité et celui de la rémunération, donnant lieu à un transfert non intentionnel entre les jeunes travailleurs et les travailleurs plus âgés. Le fait que les politiques d'ancienneté ne soient pas aussi vigoureuses durant la période récente de restructuration au Canada peut avoir des incidences qui n'ont pas encore été mesurées en ce qui a trait aux transferts intergénérationnels, et pourrait aussi se révéler l'indication d'une nouvelle avenue selon laquelle un nouveau contrat social entre générations est en cours d'élaboration. Les responsables de l'élaboration des politiques tireraient certainement profit d'une plus grande abondance de données et de recherches sur ces aspects subtils et « secrets » des relations intergénérationnelles.

### 3. Divers modèles de transferts et de politiques intergénérationnels

Trois modèles différents de transferts intergénérationnels accompagnés des hypothèses de base qui les définissent sont présentés au tableau 11.1. Ce ne sont pas les hypothèses relatives à chaque modèle qui sont contestées, mais plutôt les options politiques que semblent indiquer chacune d'elles. Au bout du compte, les récents budgets fédéral et des provinces sont révélateurs de la tension qui existe par rapport à ces options. Ces budgets doivent en effet jongler de quelque façon avec les considérations relatives au déficit et les questions de niveau de vie et de qualité de vie (principalement pour les personnes âgées, mais aussi pour les enfants vulnérables).

Pour chacun de ces modèles, la génération fait référence à quelque chose de différent, tout comme les liens et les responsabilités entre générations. Dans le modèle économique, la génération est habituellement synonyme de groupe d'âge, et parfois de grands groupes (par exemple, 65 ans et plus ou plus de 18 ans) ou même d'années d'âge individuelles. Il s'agit d'un point de vue comptable, qui rappelle les préoccupations de Mannheim en ce qui concerne la définition de la génération plutôt que le reflet social des réseaux de responsabilités et de droits qui relie les personnes entre elles dans la société (McDaniel 1996). Avec le modèle sociologique, l'aspect relationnel de la génération est présent, mais aucune définition claire n'est largement utilisée. Dans le modèle de politique sociale, le sens véhiculé est celui des normes et des obligations morales des générations, les unes à l'égard des autres, les obligations étant accentuées par les politiques du gouvernement. Dans les trois modèles, le concept démographique de la génération qui est défini comme la période de temps nécessaire pour qu'une progéniture atteigne l'étape de la reproduction, n'est pas celui qui est utilisé.

Mannheim (1952, 293-94) attire l'attention sur un aspect des transferts intergénérationnels qui est significatif pour les politiques, mais du moins absent de la base de connaissances au Canada. Il s'agit de la transmission des idées, des attitudes ancrées, des progrès. Voici ce qu'il affirme à cet égard :

...notre culture est développée par des individus qui entrent une nouvelle fois en contact avec l'héritage accumulé... un contact neuf (associé à quelque chose de

nouveau) s'accompagne toujours... d'une vision fraîche de l'assimilation, de l'utilisation et du développement du matériel offert... dans le cas des générations, le « contact neuf » avec l'héritage social et culturel est déterminé non pas par le simple changement à l'échelle sociale... il facilite la réévaluation de notre bagage et nous enseigne à la fois à oublier ce qui ne nous est plus utile et à rechercher ce qu'il nous reste à acquérir.

Les germes de l'innovation se trouvent dans la transmission entre les générations. Les transferts intergénérationnels ont en effet une autre dimension que les simples ratios de dépendance et soldes de décaissements.

### Bibliographie

- CHEAL, David (1987). « Intergenerational Transfers and Life Course Management: Towards a Socio-Economic Perspective. » Dans A. Bryman, P. Allott et T. Keill (dir.). *Rethinking the Life Cycle*. London: MacMillan.
- CORAK, Miles (dir.) (1998). *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelle*. Ottawa: Statistique Canada, n° 68-513-XPB au catalogue.
- GUNDERSON, Morley et Douglas HYATT (1998). « Le passif non capitalisé du régime d'indemnisation des accidents du travail: aspects intergénérationnels. » Dans Miles Corak (dir.). *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelle*. Ottawa : Statistique Canada, n° 68-513-XPB au catalogue.
- HICKS, Chantal (1998). « Le système canadien d'imposition et de transferts – La répartition par groupes d'âge ». Dans Miles Corak (dir.). *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelle*. Ottawa: Statistique Canada, n° 68-513-XPB au catalogue.
- MANNHEIM, K. (1952). « The Problem of Generations. » Dans *Essays on the Sociology of Knowledge*. London: Routledge et Kegan Paul.
- McDANIEL, Susan A. (1997). « Intergenerational Transfers, Social Solidarity, and Social Policy: Unanswered Questions and Policy Challenges. » *Canadian Public Policy/Canadian Journal of Aging*, Joint Issue. Vol. 23, p. 1-21.
- McDANIEL, Susan A. (1996). « Serial Employment and Skinny Government: Reforming Caring and Sharing in Canada at the

Millennium. » Dans *Towards the XXI Century: Emerging Socio-Demographic Trends and Issues in Canada*. Ottawa : Fédération canadienne de démographes.

MURPHY, Brian (1998). « L'incidence de l'évolution du système d'imposition et de transferts sur la répartition des impôts nets sur la vie du contribuable: de 1984 à 1995. » Dans Miles Corak (dir.). *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelle*. Ottawa : Statistique Canada, n° 68-513-XPB au catalogue.

PHILLIPSON, Chris (1996). « Intergenerational Conflict and the Welfare State: American and British Perspectives. » Dans Alan Walker (dir.).

*The New Generational Contract: Intergenerational Relations, Old Age, and Welfare*. London: Univeristy College London.

WALKER, Alan (1996). « Introduction: The New Generational Contract. » Dans Alan Walker (dir.). *The New Generational Contract: Intergenerational Relations, Old Age and Welfare*. London: University College London.

WOLFSON, M.C., G. ROWE, X. LIN, et S.F. GRIBBLE (1998). « Comptabilité générationnelle chronologique dans le cas de populations hétérogènes. » Dans Miles Corak (dir.). *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelles*. Ottawa : Statistique Canada n° 68-513-XPB au catalogue.

## Équité intergénérationnelle : les objectifs de la politique

BOB BALDWIN

### 1. L'équité pour les générations futures

Les chapitres du présent livre de même que le volume qui l'accompagne (Corak 1998) ont vu s'exprimer passablement de préoccupations concernant la situation actuelle des jeunes adultes et des enfants au Canada. En ce qui concerne les jeunes adultes, la difficulté de se trouver un emploi bien rémunéré et d'atteindre un niveau de vie raisonnable fait l'objet de bon nombre des chapitres susmentionnés. En fait, comme l'illustre Morissette au chapitre 3, la courbe des revenus des jeunes adultes est beaucoup plus faible, par comparaison avec celle des cohortes plus âgées, que la courbe que l'on pouvait observer habituellement dans le passé. La situation des enfants et l'augmentation de la pauvreté infantile sont souvent traités comme un problème ponctuel. Pourtant, ce problème est de toute évidence lié à la situation des jeunes adultes. Par ailleurs, un certain nombre de chapitres jettent un éclairage intéressant sur la transmission entre générations du statut social et économique tout autant que de la diversité des caractéristiques comportementales. Malgré l'éventail des préoccupations concernant le statut des enfants, l'équité horizontale n'est pas présentée comme un problème. Les préoccupations concernant les

jeunes générations sont aussi axées sur leur aptitude à répondre aux besoins financiers d'une population vieillissante et à assumer une dette publique accumulée imposante.

Afin de prendre du recul par rapport aux questions qui ont été abordées ou non par les auteurs, je propose de souligner les principaux éléments constituant l'héritage que les jeunes générations devraient espérer recevoir de leurs prédécesseurs. À la lumière des commentaires que je compte faire plus loin concernant les gens du troisième âge, j'aimerais insister sur le fait que les aspects les plus importants du cycle de vie en cours sont les suivants : les enfants vivent avec un parent ou des parents et acquièrent de l'éducation et des aptitudes jusqu'à la fin de l'adolescence ou le début de l'âge adulte lorsqu'ils font leur entrée sur le marché du travail et fondent leur propre ménage plus ou moins à la même époque. (Les travaux présentés au chapitre 10 suggèrent que ce processus n'est en fait pas si immuable que je semble le suggérer.) Le niveau de vie immédiat dans l'enfance est déterminé principalement par les transferts en provenance des revenus gagnés par les parents, même si les auteurs du chapitre 2 attirent l'attention sur le rôle de plus en plus prédominant des transferts publics au sein des familles à faible revenu dans un passé récent.

Les jeunes générations devraient s'attendre à hériter de ce qui suit :

- [1] un stock de capital public et privé en quantité et en qualité suffisantes pour offrir de bonnes possibilités d'emploi à quiconque est désireux de travailler et en mesure de le faire;
- [2] des connaissances et des aptitudes qui permettent d'obtenir un emploi productif dans les technologies les plus avancées, la capacité d'inventer et la participation à la vie sociale et politique de la collectivité;
- [3] un milieu naturel qui soutient à la fois la production économique et les activités récréatives; et
- [4] la paix sociale, à la fois comme fin en soi et comme mesure d'appui pour jouir du bien-être matériel et pour faciliter sa production.

Ces conditions n'ont pas émergé à titre d'objets explicites de discussion dans la plupart des chapitres, mais de façon implicite, la majorité d'entre eux sont abordés.

D'une manière générale, la recherche qui porte sur la situation des jeunes adultes sur le marché du travail—principalement les chapitres 2, 3 et 10 mais aussi les chapitres 4 et 5—peut être envisagée comme un commentaire sur la quantité et la qualité du stock de capital. Il est toutefois frappant qu'aucun des chapitres ne porte directement sur le stock de capital actuel ou futur. De plus, il existe un lien entre les questions traitées dans le cadre de ces communications et les conditions requises pour obtenir la paix sociale. Les inégalités entre les générations et les disparités ponctuelles qui sont documentées peuvent facilement être interprétées comme des facteurs pouvant éventuellement nuire à la paix sociale. Les quelques chapitres qui viennent étayer la transmission de l'inégalité sur le plan socio-économique de même que les autres comportements et caractéristiques sociaux (chapitres 4 à 9), ajoutent une dimension importante à notre compréhension de la transmission de l'inégalité avec le temps. La perpétuation de l'exclusion sociale et économique d'une génération à la suivante risque de miner la position que les exclus adopteront en ce qui concerne le maintien d'une société stable.

Le chapitre rédigé par de Broucker et Lavallée (chapitre 8) parle directement d'équiper les jeunes Canadiens avec les connaissances et les aptitudes nécessaires pour affronter le marché du travail et la société au sens large.

Il est question dans ce chapitre de l'amélioration globale des niveaux de scolarité et d'alphabétisme. Par contre, il y est aussi question de la difficulté de combler l'écart nous séparant de la réussite d'une génération à la suivante à moins d'être très bien nanti.

Finalement, on trouve très peu d'éléments dans les chapitres du présent volume ou dans celui de Corak (1998) portant sur la protection du milieu naturel.

Deux derniers points valent la peine d'être soulignés. Premièrement, il devrait être clair que l'héritage dont les jeunes générations ont besoin peut être compris, au sens large, par les mesures économiques traditionnelles du mieux-être. Mais cet héritage comporte aussi des dimensions qui ne sont pas entièrement comprises de cette manière. Ceci devient encore plus évident lorsque l'on envisage le bien-être sur le plan de l'environnement. Des considérations relatives à l'exclusion sociale et à la sécurité, de même qu'à l'acquisition des connaissances comme étant un bien intrinsèque, suggèrent aussi que l'on a besoin de mesures additionnelles du bien-être. Les discussions autour de la définition du bien-être et des moyens de le mesurer doivent être les bienvenues et encouragées. Deuxièmement, il est important de reconnaître que la progression concernant toutes les dimensions de l'héritage a fait appel à des initiatives publiques et privées au cours des dernières décennies. Le secteur public a été directement à l'origine de la création de nombreuses possibilités d'emplois durant la période qui a suivi la Deuxième Guerre mondiale. Ce secteur a été une source particulièrement importante de bons débouchés, en particulier pour les femmes. Les institutions publiques et les institutions privées à capitaux publics réunies ont joué un rôle important dans l'acquisition des aptitudes et des connaissances. Jusqu'à ce jour, les efforts en ce qui concerne la protection de l'environnement ont porté principalement sur une combinaison de mesures réglementaires, fiscales et de réduction des dépenses du gouvernement. Les impôts et taxes, les transferts et la réglementation du marché du travail ont contribué à la préservation de la paix sociale en limitant les disparités.

Jusqu'à un certain point, c'est faire un truisme que de souligner que les initiatives publiques ont joué un rôle important en contribuant à l'héritage reçu par les jeunes générations. Mais, actuellement l'esprit de libéralisation du marché qui prévaut risque de complètement anihiler ce rôle.

## 2. Équité concernant les dispositions relatives à la retraite

L'une des principales préoccupations soulevées en ce qui concerne la situation des jeunes d'aujourd'hui tient à ce qu'ils devront assumer un fardeau écrasant lorsque le moment sera venu d'assurer le financement par répartition des dispositions relatives à la retraite. En ce qui concerne cette question, il faut d'abord préciser deux points.

Premièrement, étant donné la pratique relativement récente mais désormais profondément enracinée de mise à la retraite, les représentants les plus âgés de la population ne tirent plus le gros de leurs revenus de l'emploi, et on ne s'attend pas non plus à ce qu'ils le fassent. La question centrale qui se pose est la suivante : comment faire en sorte que ces retraités en nombre croissant obtiennent des revenus raisonnables, d'après les normes actuelles, sans imposer pour autant un fardeau intolérable aux jeunes générations. Contrairement à la situation des jeunes avant qu'ils entrent sur le marché du travail, les revenus et les soins à donner aux personnes âgées sont fournis principalement à l'extérieur du cadre des transactions intrafamiliales.

Deuxièmement, étant donné que le problème du coût des programmes de revenus de retraite a été, dans une large mesure, attribué au vieillissement de la génération du baby-boom, il importe de préciser qu'un processus de vieillissement de la société beaucoup plus profond est amorcé. En réalité, c'est l'effondrement de la natalité qui a suivi 1966, plutôt que l'explosion démographique, qui est le principal responsable de ce changement. Par conséquent, les coûts de financement par répartition des pensions de retraite au Canada seront pratiquement inchangés une fois que les membres de la génération du baby-boom auront franchi l'étape de la retraite. En réalité, les membres de la génération du baby-boom et ceux de la Génération X ont en commun de payer davantage pour leurs prestations de retraite du RPC/RRQ que ceux de la génération précédente, tout en recevant les mêmes prestations. Les baby-boomers et les membres de la Génération X ont plus en commun, en ce qui a trait à l'équilibre entre les cotisations et les prestations, qu'avec la génération qui les précède ou qui les suit.

Dans l'examen du vieillissement de la population, il importe de garder à l'esprit la situation actuelle des personnes âgées en ce qui concerne les revenus, et les perspectives qui

s'annoncent à cet égard pour les futures personnes âgées si les mesures actuelles ne sont pas modifiées.

À cet égard, nous avons des points positifs à signaler. L'incidence du faible revenu continue de diminuer même si elle demeure encore trop élevée, en particulier pour les gens du troisième âge qui vivent seuls, et qui sont pour la plupart des femmes. De plus, il semble que pour beaucoup, la transition initiale entre le marché du travail et la retraite s'opère assez confortablement. Une transition confortable semble associée à des années à titre de cotisant dans un « bon » fonds de retraite d'entreprise. Mais, il y en a beaucoup aussi qui vivent cette transition plus difficilement : les revenus semblent diminuer durant les années de retraite par comparaison avec ceux de la population en général, et le passage entre la situation de membre d'un couple à celle de seul survivant contribue aussi à faire baisser le niveau de vie. Il convient de noter que le gros des renseignements dont nous disposons à ce sujet provient d'inférences, étant donné l'absence de données longitudinales appropriées.

Il y a plus de raisons d'être pessimiste qu'optimiste lorsque l'on considère les revenus que les mesures existantes risquent de générer pour les futurs retraités. Encore une fois, il y a cependant des aspects positifs : davantage de femmes âgées retireront leurs propres prestations de retraite du RPC/RRQ et cela contribuera à réduire l'incidence des faibles revenus. Mais, étant donné que la participation des femmes aux régimes de retraite en milieu de travail est relativement peu élevée, il se peut que l'on n'assiste pas à l'amélioration correspondante du degré avec lequel les femmes retraitées maintiennent leur niveau de vie après la retraite. De plus, le marché du travail subit des transformations qui réduisent la probabilité que les personnes participent à des régimes de retraite en milieu de travail à l'avenir. Il convient de noter que les femmes et les autres personnes défavorisées sur le marché du travail ont toujours été traditionnellement sous-représentées dans ces régimes, et l'on doit maintenant s'inquiéter du fait que les jeunes adultes éprouvent des difficultés bien documentées à avoir accès à de bons emplois. De plus, la récente baisse dans les taux d'intérêt aura une incidence négative sur les revenus d'investissement et on a déjà échafaudé des hypothèses sur le fait que les membres de la génération qui suit l'effondrement de la natalité de 1966 obtiendront des gains en capital réduits sur les résidences principales.

Finalement, en présence d'une croissance même modeste de la rémunération réelle, les prestations de la sécurité de la vieillesse indexées diminueront avec le temps. Comme nous l'avons déjà remarqué depuis quelques années, la diminution de la valeur relative des prestations de la SV a d'importantes répercussions. En effet, elle augmente l'incidence de la pauvreté et des inégalités dans la répartition du revenu (Murphy et Wolfson 1991, et Wolfson et Murphy 1997). À une échelle plus instrumentale, la diminution de la valeur des prestations de la SV contribue à rendre les choses plus difficiles encore pour les Canadiens à revenus moyens qui s'efforcent de maintenir leur niveau de vie à la retraite.

On envisage ensuite le risque qu'avec le vieillissement de la population, une plus grande proportion de la population devra vivre avec des revenus inférieurs aux normes. Cette situation ne concernera pas seulement les baby-boomers vieillissants, elle touchera aussi les générations suivantes. Les Canadiens ont amorcé un débat au sujet de l'abordabilité et de la viabilité de nos mesures relativement modestes relativement aux pensions de retraites publiques qui ne tient tout simplement pas compte des besoins en matière de revenu à la retraite des générations actuelles et futures de personnes âgées. Toutes les générations, en particulier les générations futures, ont tendance à être traitées comme si elles allaient toujours être des cotisants aux régimes de retraite et comme si elles n'allaient jamais en être les bénéficiaires elles-mêmes.

À la lumière des préoccupations qui ont été exprimées ces dernières années au sujet du manque d'équité des régimes de pension publics entre les générations, il est intéressant de réfléchir à trois aspects de la situation des personnes âgées d'aujourd'hui. Ces aspects semblent une combinaison irrécyclable étant donné la façon dont les préoccupations concernant le manque d'équité s'expriment. Tout d'abord, les personnes âgées aujourd'hui sont les bénéficiaires des plus importants transferts intergénérationnels de prestations de SV et de RPC/RRQ. Les personnes nées entre 1911 et 1922 ont pu profiter des prestations pleines et entières de la SV et du RPC/RRQ sans avoir eu à déboursier beaucoup en retour pour le bénéfice des générations plus jeunes dans le cadre de ces régimes. Si nous devons recevoir des leçons en matière d'éthique de la part des personnes qui expriment leurs préoccupations concernant le manque d'équité des prestations de la SV et du RPC/RRQ, nous pourrions traiter

les personnes âgées d'aujourd'hui « d'artistes de l'arnaque » ou de quelque chose d'approchant. Toutefois, la deuxième chose à se rappeler concernant les personnes âgées d'aujourd'hui, est qu'elles vivent en fonction de revenus qui sont quelque peu inférieurs aux normes courantes. Autrement dit, les gens du troisième âge ne semblent pas imposer un fardeau déraisonnable au revenu national, même s'ils sont les bénéficiaires de transferts intergénérationnels nets importants. Et pour finir, il est frappant que jusqu'à maintenant, lorsqu'il s'est agi de singulariser une génération en particulier et de lui attribuer le mauvais rôle dans la discussion qui entoure les transferts intergénérationnels, c'est celle du baby-boom qui a écopé plutôt que celle des personnes âgées d'aujourd'hui. Les transferts intergénérationnels nets aux membres de la génération de l'explosion démographique seront beaucoup moins importants que ceux que reçoit actuellement la cohorte des personnes âgées.

On ne peut que s'interroger sur les raisons qui ont fait que la désapprobation populaire ne soit pas tombée sur la génération actuelle de Canadiens âgés. Sans doute que cela s'explique en partie par le fait qu'il est difficile pour les personnes en âge de travailler de concentrer leur ressentiment sur leurs parents et grands-parents. Mais l'absence de ressentiment pourrait aussi s'expliquer du fait que les personnes âgées d'aujourd'hui ont laissé un héritage à la population de travailleurs qui satisfait la plupart des critères d'un héritage tel que je l'ai défini. En d'autres mots, il se peut que l'on accepte que le paiement d'importants transferts intergénérationnels par l'entremise des prestations de la SV et du RPC/RRQ ne représente qu'une considération négligeable en regard des bases économiques et sociales que les personnes âgées ont mises en place pour le bénéfice des générations suivantes.

Par analogie, même s'il est vrai que l'équité entre les générations relativement au RPC/RRQ pourrait être améliorée par l'entremise des mesures proposées par le gouvernement fédéral, ce résultat pourrait difficilement être applaudi par les jeunes générations si des cotisations moindres au RPC/RRQ durant leur vie de travailleurs se traduisaient plus tard par la perspective de possibilités d'emploi réduites, d'une dégradation générale des conditions sociales et de l'environnement et de revenus relativement plus bas à l'âge de la retraite que ceux que reçoivent actuellement les retraités.

### 3. Conclusion

Se montrer équitables à la fois pour les vieilles générations et pour les jeunes représente un défi permanent. De plus, ce défi prend une forme différente grâce aux relations familiales qui ont évolué durant le cycle de vie et aussi en raison de la différence évidente qui existe entre les positions des générations plus vieilles et plus jeunes par rapport à leur cycle de vie respectif.

En ce qui concerne les gens âgés, l'équité tourne autour de mesures substantielles concernant les questions fiscales et de transfert. Comment peut-on assurer une part raisonnable du revenu national à la population des retraités sans imposer un fardeau déraisonnable aux jeunes générations? Jusqu'ici, on peut affirmer que les jeunes Canadiens se sont vu épargner l'obligation de soutenir les plus âgés dans une mesure qui permettrait à ces derniers de recevoir des revenus qui correspondent à la norme dans notre société.

D'un autre côté, se montrer juste envers la jeunesse peut sous-entendre un éventail plus large de considérations. L'attention populaire se porte sur les problèmes financiers qui semblent se transmettre d'une génération à la suivante, c'est-à-dire la dette publique et les régimes de pension à financement par répartition qui arrivent à échéance. Pourtant, la grande question qui se pose aujourd'hui aux jeunes—comme à toutes les jeunes générations—est celle-ci : hériteront-ils réellement de la capacité économique d'acquérir un niveau de vie décent tout en subvenant aux besoins des personnes âgées et en assumant l'héritage parfois négatif laissé par les

prédécesseurs. Pour répondre par l'affirmative à cette question, il est nécessaire de se doter d'institutions privées et publiques vigoureuses. Présentement, l'approche assez étroite adoptée pour réduire le déficit et la dette vient s'ajouter à une philosophie de libéralisation du marché qui menace, d'une certaine manière, la présence du secteur public qui est nécessaire à notre bien-être futur.

J'ai noté de nombreuses lacunes dans les données et les analyses, mais il est frappant qu'un si grand nombre de celles-ci s'expliquent par la difficulté de saisir la contribution du secteur public à notre vie sociale et économique.

### Bibliographie

- CORAK, Miles (dir.) (1998). *Les finances publiques et l'équité intergénérationnelle*. Ottawa: Statistique Canada, n° 68-513-XPB au catalogue.
- MURPHY, B. et M.C. WOLFSON (1991). « When the Baby Boom Grows Old : Impacts on Canada's Public Sector. » *Statistical Journal of United Nations Economic Commission for Europe*. Vol. 8, n° 1, p. 25-43.
- WOLFSON, M.C. et B. MURPHY (1997). « Aging and Canada's Public Sector: Retrospect and Prospect. » Dans K. Banting et R. Boadway (dir.). *Reform of Retirement Income Policy: International and Canadian Perspectives*. Kingston: Queen's University, School of Policy Studies.