



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 267

ISSN : 1205-9161

ISBN : 0-662-70449-5

Document de recherche

Direction des études analytiques
documents de recherche

Mobilité intergénérationnelle des gains chez les enfants des immigrants au Canada

par Abdurrahman Aydemir, Wen-Hao Chen et Miles Corak

Études sur la famille et le travail
24-J, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Mobilité intergénérationnelle des gains chez les enfants des immigrants au Canada

par

Abdurrahman Aydemir
Wen-Hao Chen
et
Miles Corak

11F0019 No 267
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-70449-5

Études sur la famille et le travail
24-J, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Le document est disponible sur Internet : (www.statcan.ca)

25 octobre 2005

Une première ébauche du document a été présentée à l'atelier sur les questions liées à l'immigration organisé par Statistique Canada en mars 2005, aux réunions de l'Association canadienne d'économie tenues à l'Université McMaster en mai 2005 et à la réunion de juin 2005 de l'European Society of Population Economics ainsi qu'aux séminaires tenus à l'Université Queen's, Statistique Canada et The University College of London. Les auteurs remercient les participants, particulièrement Nathan Grawe, Mikal Skuterud et Christopher Worswick, de leurs commentaires constructifs.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English.

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

| | |
|--|----|
| 1. Introduction..... | 5 |
| 2. Cadre d'analyse..... | 6 |
| 3. Vue d'ensemble descriptive..... | 11 |
| 4. Résultats des moindres carrés – Élasticité moyenne..... | 13 |
| 5. Capital social et égalité des chances..... | 16 |
| 6. Conclusion..... | 20 |
| Tableaux..... | 23 |
| Annexe..... | 36 |
| Figures..... | 39 |
| Bibliographie..... | 43 |

Résumé

Nous analysons la mobilité intergénérationnelle du revenu des Canadiens nés de parents immigrants d'après les données du Recensement de 2001. Nous brossons un portrait détaillé de la population canadienne et fournissons des estimations de la mobilité intergénérationnelle chez les enfants d'immigrants originaires de 70 pays différents. Le degré de persistance, estimé au moyen de modèles de régression vers la moyenne, est à peu près le même pour les immigrants que pour l'ensemble de la population, et la mobilité intergénérationnelle chez les immigrants est plus importante au Canada qu'aux États-Unis. Nous recourons également à la régression quantile afin de distinguer le rôle du capital social de celui d'autres contraintes limitant la mobilité et constatons que ces contraintes existent et sont associées au niveau de scolarité du père.

Classification JEL : I30, I32, I38.

Mots-clés : Immigrants, enfants, mobilité intergénérationnelle.

1. Introduction

Le degré de mobilité intergénérationnelle, c'est-à-dire la relation entre la réussite professionnelle et sociale d'un adulte et ses antécédents familiaux, est un aspect important du mode de fonctionnement des sociétés. Savoir dans quelle mesure les enfants issus d'un milieu pauvre peuvent aspirer réalistement à améliorer leur sort ou, inversement, dans quelle mesure les enfants issus des couches les plus élevées peuvent s'attendre à hériter de la même position que leurs parents procède de questions sociales importantes, comme les conséquences à long terme de la pauvreté durant l'enfance ou, de façon plus générale, l'égalité des chances. Il est de fait que les croyances relatives à la mobilité intergénérationnelle du revenu et de la position sociale influencent les paradigmes fondamentaux qui guident certaines nations. Le sujet a souvent suscité de vifs débats non seulement parmi le grand public, mais aussi dans le monde universitaire, comme en témoignent, par exemple, Scott et Leonhardt (2005) et Wessel (2005), ainsi que plusieurs enquêtes et vues d'ensemble (Björklund et Jäntti, 2000; Bowles, Gintis et Groves, 2005; Corak 2004a, 2004b; Solon, 1999, 2002).

La question de la mobilité intergénérationnelle est aussi particulièrement pertinente en ce qui concerne l'intégration des immigrants dans la société hôte. Du point de vue des individus et de leurs familles, les coûts parfois fort importants de l'émigration et de l'établissement dans un nouveau pays méritent souvent d'être acceptés à cause des avantages perçus pour les enfants. En ce sens, il est donc important de comprendre les réalisations à long terme des enfants d'immigrants. Cette question est d'autant plus pertinente que certains pays s'interrogent de plus en plus sur le degré d'intégration au marché du travail qu'arrivent à atteindre les immigrants. Ainsi, Aydemir et Skuterud (2005) décrivent une détérioration nette des gains de cohortes successives d'immigrants de sexe masculin au Canada, les cohortes les plus récentes pouvant avoir des gains de 50 % à 60 % plus faibles que ceux de leurs homologues nés au Canada. Par conséquent, le taux de faible revenu chez les nouveaux immigrants est élevé et à la hausse. Dans ce contexte, il importe donc de comprendre le processus intergénérationnel qui détermine les résultats des enfants à long terme. Une mobilité intergénérationnelle assez forte pourrait signifier qu'une situation défavorisée durant l'enfance n'aura pas d'écho à l'âge adulte, tandis qu'un manque de mobilité intergénérationnelle donnerait à penser que le faible revenu dans le présent aura des conséquences encore plus coûteuses, puisque la génération suivante produira en grandissant des adultes à faible revenu. La plupart des études publiées traitent de cette relation pour la population dans son ensemble, quelques-unes seulement se penchant sur la question des immigrants.

L'objectif principal du présent document est de fournir des données sur la mobilité des gains entre les Canadiens de première et de deuxième générations. Il existe déjà des estimations de la mobilité intergénérationnelle pour la population canadienne, mais de nouveaux renseignements sur les antécédents familiaux recueillis lors du Recensement du Canada de 2001 permettent maintenant d'examiner cette question chez les immigrants et leurs enfants. La grande taille des échantillons du recensement donne aussi l'occasion de mettre l'accent sur plusieurs problèmes méthodologiques soulevés dans les études existantes en suivant une même approche pour estimer la corrélation entre les gains et le niveau de scolarité des parents et des enfants. Nous présentons également certains résultats permettant de comparer la mobilité intergénérationnelle

chez les immigrants au Canada et aux États-Unis, deux des pays d'immigration les plus importants au monde.

Aux deux sections suivantes, nous donnons un aperçu du cadre analytique et décrivons les données. Puis, dans les deux sections qui suivent, nous présentons les principaux résultats, regroupés sous trois grands thèmes. Premièrement, les estimations par les moindres carrés des modèles standard de régression vers la moyenne de la mobilité intergénérationnelle des gains donnent à penser que l'élasticité entre les gains des pères et des fils est la même pour les immigrants et leurs enfants que pour la population canadienne dans son ensemble. Confirmant les données générales de la littérature, cette élasticité est plus faible chez les immigrants installés au Canada que chez ceux vivant aux États-Unis. Nous constatons aussi qu'il ne semble exister aucune relation statistiquement significative entre les gains des pères et des filles, ce qui contredit les principaux résultats de la littérature sur la situation au Canada. Deuxièmement, une simple décomposition de l'élasticité intergénérationnelle donne à penser que cette dernière est sous-tendue, du moins dans le cas pères-fils, par d'autres facteurs que le niveau de scolarité. Ce résultat tient en partie au rendement estimatif faible des études, mais principalement au fait que d'autres voies sont plus importantes. Troisièmement, ce résultat nous pousse à examiner plus explicitement une voie éventuelle dont il est souvent question dans la littérature pertinente, à savoir le capital dit « social », que nous mesurons d'après les caractéristiques moyennes de la collectivité à laquelle appartiennent les immigrants de deuxième génération. En appliquant des arguments tirés de la littérature sur la dynamique générationnelle, nous recourons à des régressions quantiles pour isoler le rôle du capital social de celui d'autres contraintes sociétales plus générales susceptibles d'influer sur sa valeur sur le marché du travail. Les résultats corroborent l'opinion selon laquelle ces autres contraintes existent dans la population d'immigrants. Nous constatons également que non seulement le revenu, mais aussi le niveau de scolarité du père est un déterminant de la capacité à surmonter ces contraintes. À cet égard, les relations pères-fils et pères-filles sont semblables.

2. Cadre d'analyse

Notre approche empirique est motivée par le modèle de régression vers la moyenne de la mobilité intergénérationnelle utilisé fréquemment en analyse économique pour mesurer la mobilité des gains et du revenu. Ce modèle est donné par l'équation (1), où Y représente un résultat d'intérêt, dans notre cas principalement le revenu permanent, et t est un indice de génération.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Si l'on prend l'exemple du revenu, dans cette équation, le revenu à l'âge adulte (en logarithme naturel) de l'enfant de la famille i serait $Y_{i,t}$, qui est égal au revenu moyen à l'âge adulte des enfants de la génération t , représenté par α , auquel s'ajoutent deux facteurs déterminant l'écart par rapport à cette moyenne, c'est-à-dire une fraction du revenu parental permanent ($\beta Y_{i,t-1}$) et d'autres influences non associées au revenu parental ($\varepsilon_{i,t}$).

Le revenu moyen des générations évolue au cours du temps et il se pourrait qu'un grand nombre de membres d'une génération, voire tous, aient un revenu plus élevé que celui qu'avaient leurs parents au même âge, ce qui est traduit dans l'équation (1) par la valeur de α . Cependant, fait tout aussi important, l'équation reflète l'idée que le revenu d'un individu est malgré tout relié à celui de ses parents. C'est ce qu'indique la valeur de β , qui représente la fraction du revenu transmise, en moyenne, d'une génération à l'autre. Autrement dit, le coefficient β résume en un seul chiffre le degré de mobilité intergénérationnelle du revenu dans une société. Souvent appelé élasticité intergénérationnelle du revenu, il pourrait théoriquement être égal à n'importe quel nombre réel. Une valeur positive indiquerait la persistance intergénérationnelle du revenu, où un revenu parental élevé est associé à un revenu élevé des enfants; une valeur négative indiquerait une inversion intergénérationnelle du revenu, où un revenu parental élevé est associé à un revenu plus faible des enfants. La justification théorique de ce modèle s'inspire souvent de Becker et Tomes (1979, 1986).

Depuis le début des années 1990, les publications sur l'évaluation de la mobilité intergénérationnelle du revenu et des gains au moyen de ce cadre analytique se sont multipliées dans divers pays, grâce à l'existence de panels de données suffisamment longs, d'une part, et en réponse aux publications de Solon (1989, 1992) et de Zimmerman (1992), qui soulignent l'importance des erreurs de mesure et des méthodes permettant de les corriger, d'autre part. Nombre de ces développements et de ces questions étaient annoncés dans Atkinson, Maynard et Trinder (1983). Corak (2004b) donne un aperçu de cette littérature et élabore un ensemble d'estimations internationalement comparables de l'élasticité intergénérationnelle des gains des pères et des fils. Cette information est présentée au tableau 1. Les résultats sont fondés sur une méta-analyse des estimations publiées de l'élasticité intergénérationnelle des gains des pères et des fils qui tient compte approximativement du fait que les résultats publiés diffèrent selon la portée des corrections des erreurs de mesure et le moment du cycle de vie où sont observés les gains parentaux. L'information sur les filles et sur d'autres définitions des ressources matérielles commence à figurer dans la littérature, mais n'est pas encore aussi abondante que celle sur la relation pères-fils.

La mesure dans laquelle l'avantage paternel en matière de gains est transmis aux fils varie considérablement d'un pays riche à l'autre, d'au moins un facteur deux, allant de 20 % ou moins à 40 % ou plus. En outre, dans aucun pays l'avantage hérité des parents n'est beaucoup plus faible qu'un cinquième. Les États-Unis, le Royaume-Uni et, dans une mesure légèrement moindre, la France, se distinguent des autres pays comme étant ceux dont les sociétés sont les moins mobiles, une part de 40 % à 50 % de l'avantage des pères en matière de gains étant transmise aux fils. À l'autre extrême, on trouve le Danemark, la Norvège, la Finlande et le Canada, où environ 15 % à 20 % de l'avantage en matière de gains se transmet d'une génération à l'autre, tandis que l'Allemagne et la Suède occupent une position intermédiaire, avec environ 30 %.

Les données de ce genre concernant directement les immigrants sont rares. Or, pour plusieurs raisons, l'importance de la mobilité intergénérationnelle chez ces derniers pourrait différer de celle observée pour les enfants des natifs du pays hôte. En premier lieu, il pourrait exister entre les immigrants et les natifs des différences de caractéristiques inobservées par le chercheur, mais corrélées au revenu parental. La littérature sur l'immigration indique que les immigrants

pourraient représenter un groupe particulier en ce qui a trait non seulement aux caractéristiques observées, mais aussi à celles inobservées (par le chercheur), qui reflètent les raisons individuelles d'émigrer et les règles administratives appliquées par les pays hôtes (Aydemir, 2003). La sélection relative aux traits inobservés, tels que les compétences ou la motivation, peut rendre les parents immigrants plus ou moins aptes à produire le capital humain de leurs enfants et, par conséquent, influencer les résultats de ces derniers sur le marché du travail. Les immigrants pourraient aussi faire l'objet d'une sélection positive si leur décision d'émigrer est sous-tendue par un motif dynastique, c'est-à-dire s'ils sont plus concernés que la moyenne par l'avenir de leurs enfants. Dans la mesure où ces caractéristiques inobservables sont corrélées au revenu, elles influenceront sur la valeur estimée de β dans l'équation (1). En deuxième lieu, le degré de mobilité intergénérationnelle pourrait être différent chez les immigrants, à cause du rôle de ce que certains analystes ont appelé le capital « ethnique » ou « social ». Borjas (1993, 1994) fait remarquer que les estimations de β dans l'équation (1) pourraient être plus élevées pour les immigrants si la valeur moyenne de $Y_{i,t-1}$ sur l'ensemble des membres de la collectivité dans laquelle l'enfant grandit joue un rôle plus important dans la détermination des résultats à long terme. La nature et le degré de cette influence peuvent certainement varier selon la collectivité d'immigrants, mais l'hypothèse dans la littérature semble être que, généralement, cette influence est plus importante que pour la population dans son ensemble¹. Par exemple, Borjas (1992), donne des preuves qu'il en est ainsi aux États-Unis.

Notre méthode d'estimation est étroitement associée à celle de Borjas (1992, 1993) et, particulièrement, à celle de Card, DiNardo et Estes (2000). Au moyen de données recueillies aux États-Unis, Borjas (1992) observe une élasticité significative entre le niveau de scolarité des parents et des enfants, tant chez ceux nés de parents immigrants que chez ceux nés de parents natifs du pays. Cette relation est plus faible pour les premiers que pour les seconds, mais Borjas constate aussi que le capital dit ethnique joue un rôle considérable dans la mobilité intergénérationnelle et ce, davantage chez les enfants d'immigrants que chez les autres. Ces résultats donnent à penser que la mobilité globale pourrait être plus faible chez les immigrants. De même, Borjas (1993) observe une forte corrélation intergénérationnelle entre les gains des immigrants de première et de deuxième générations de sexe masculin. En appliquant une méthode similaire, Card, DiNardo et Estes (2000) obtiennent des élasticités entre les gains des pères immigrants et ceux de leurs enfants qui, variant de 0,5 à 0,6, sont à peu près les mêmes ou un peu plus élevées que celles publiées dans les études américaines sur l'ensemble de la population. Card, DiNardo et Estes constatent aussi que les enfants d'immigrants ont tendance à avoir un niveau de scolarité et un salaire appréciablement plus élevés que ceux dont les parents sont nés au pays. Enfin, les résultats laissent entendre que, du moins pour la cohorte étudiée la plus récente, cette transmission intergénérationnelle de la situation économique résulte entièrement de l'effet qu'a le niveau de scolarité du père sur le niveau de scolarité et le revenu de ses enfants.

1. Les résultats des immigrants de deuxième génération pourraient aussi différer de ceux de la population générale si les caractéristiques observées des parents immigrants diffèrent de celles des parents nés dans le pays hôte. Par exemple, si les parents immigrants ont un revenu plus faible, alors, dans la mesure où la mobilité intergénérationnelle diffère le long de la courbe de distribution du revenu — autrement dit, dans la mesure où l'hypothèse de linéarité intégrée dans l'équation (1) est, en fait, incorrecte — il pourrait exister des différences de mobilité intergénérationnelle entre les enfants nés de parents immigrants et ceux nés de parents natifs du pays.

Les résultats des études européennes varient, mais ils se concentrent sur le niveau de scolarité et ne reposent pas uniquement sur le modèle de simple régression vers la moyenne illustré par l'équation (1). Van Ours et Veenman (2003) étudient la situation aux Pays-Bas, Osterberg (2000) et Rooth et Ekberg (2003), en Suède, Nielson et al. (2003), au Danemark, tandis que Gang et Zimmerman (2000), Riphon (2002, 2003), ainsi que Fertig et Schmidt (2002) se concentrent sur l'Allemagne. Dans certains cas, dont les Pays-Bas et la Suède, le niveau de scolarité des immigrants de deuxième génération est plus faible que celui des enfants des natifs du pays et est corrélé au niveau de scolarité des parents; dans d'autres, comme le Danemark, il est plus faible, mais non corrélé au niveau de scolarité des parents. Cependant, dans tous ces cas, peu de données semblent suggérer que le degré de mobilité intergénérationnelle chez les immigrants diffère de celui observé pour l'ensemble de la population. En Allemagne, les résultats se contredisent, tandis que pour la Suède, Osterberg (2000) constate aussi que la mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité est plus prononcée chez les hommes immigrants que chez ceux d'origine suédoise, tandis que la situation est opposée chez les femmes.

Le degré de mobilité intergénérationnelle chez les immigrants n'a pas été étudié au moyen de données canadiennes. Corak et Heisz (1999), Corak (2001), Fortin et Lefebvre (1998) et Grawe (2004a, b) présentent des résultats pour la population dans son ensemble, mais l'absence de données appropriées a empêché d'axer l'analyse sur les immigrants, quoique Sweetman et Dicks (1999) offrent une analyse selon l'ethnicité. Notre analyse est fondée sur les données recueillies grâce à une nouvelle question ajoutée au Recensement du Canada de 2001 sur le lieu de naissance des parents du répondant. Le « questionnaire complet » du recensement, qui est rempli par 20 % de la population, demande, à la question 32, à toutes les personnes de 15 ans et plus d'indiquer dans quel pays leur père et leur mère sont nés². Grâce à cette question, le Recensement de 2001 permet d'identifier avec précision les immigrants de première génération, les immigrants de deuxième génération et les autres descendants d'immigrants nés au Canada (que nous appelons immigrants de troisième génération et plus).

2. L'énoncé exact de la question est le suivant.

Attention! Ces questions s'adressent aux personnes âgées de 15 ans et plus.

LIEU DE NAISSANCE DES PARENTS

32 Où est né **chacun des** parents de cette personne?

Cochez « x » ou précisez le pays selon les frontières actuelles.

Père Né au Canada
 Né en dehors du Canada
Précisez le pays

Mère Née au Canada
 Née hors du Canada
Précisez le pays

Des renseignements de ce type ont été recueillis pour la dernière fois lors du Recensement du Canada de 1971 qui contenait une question nettement plus restrictive, demandant uniquement si les parents du répondant étaient nés au Canada, sans que soit précisé leur pays de naissance.

Cette information ne permet pas d'établir de lien direct entre les résultats des enfants à l'âge adulte et la situation des parents quand ils élevaient leur famille, mais elle permet de construire un estimateur « groupé » reliant les résultats moyens des adultes de deuxième génération en 2001 aux caractéristiques moyennes des adultes immigrants au Recensement de 1981 qui pourraient être leurs parents. Une analyse de la mobilité intergénérationnelle des immigrants au moyen de données détaillées sur le pays d'origine selon ces lignes est également donnée dans Borjas (1993) et dans Card, DiNardo et Estes (2000).

Nous définissons les immigrants de première génération comme étant ceux qui ont immigré au Canada, quel que soit l'âge qu'ils avaient à leur arrivée. En grande partie, à l'instar de Card, DiNardo et Estes, nous définissons les immigrants de deuxième génération comme étant les personnes nées au Canada dont le père et la mère sont tous deux nés en dehors du Canada³. Plus précisément, l'échantillon de pères immigrants est tiré du Recensement de 1981 et limité aux individus dont la conjointe est également immigrante et ayant des enfants de 5 à 17 ans. Nous procédons à une analyse par régression pour calculer les valeurs moyennes de $Y_{i,t-1}$ pour chaque pays d'origine pour les individus satisfaisant à ces critères. De façon correspondante, l'échantillon d'immigrants de deuxième génération comprend les individus âgés de 25 à 37 ans en 2001 et dont les parents sont tous deux immigrants⁴. Les valeurs moyennes de $Y_{i,t}$ sont calculées pour chaque pays mentionné par les répondants comme étant le pays d'origine du père.

Comme la variation de la valeur des variables de résultat peut être due aux différences de caractéristiques démographiques entre groupes de pays, nous avons calculé le nombre d'années de scolarité et les gains corrigés de l'effet de l'âge et de la région pour chaque groupe de pays d'origine. Pour les pères immigrants, nous calculons la régression de la variable d'intérêt (logarithme des gains hebdomadaires) sur l'âge, le carré de l'âge, des variables muettes de pays d'origine, des variables muettes de provinces et les interactions des variables muettes de pays d'origine avec l'âge et avec le carré de l'âge. L'inclusion de ces termes d'interaction permet de tenir compte des différences de profils âge-gains entre pays. Puis, nous calculons les valeurs prévues du nombre d'années de scolarité et des gains pour chaque pays d'origine à l'âge de 40 ans. Pour les fils et les filles de deuxième génération, nous produisons des résultats corrigés des effets de l'âge et de la région par régression du nombre d'années de scolarité ou du logarithme des gains hebdomadaires sur l'âge, le carré de l'âge, des variables muettes de pays d'origine du père et des variables muettes de régions; puis nous calculons les résultats prévus

3. Ceci étant dit, nous testons la sensibilité des résultats à d'autres définitions. En particulier, nous reclassifions les immigrants de première génération d'après leur âge au moment de l'immigration et ceux de deuxième génération, d'après le fait qu'un parent ou les deux soient nés à l'étranger. Borjas (1993) utilise la définition la moins restrictive des immigrants de deuxième génération, c'est-à-dire ceux dont au moins un parent est né à l'étranger. Nous limitons aussi l'échantillon aux personnes de 16 à 65 ans ne vivant pas en établissement institutionnel. Sont également exclues les personnes qui résidaient en dehors des dix provinces et les résidents non permanents. Ces derniers sont les personnes résidant au Canada aux termes d'un visa d'étudiant ou de travail, d'un permis ministériel ou d'une demande du statut de réfugié.

4. Il s'agit d'une correspondance plus étroite entre les enfants d'immigrants et les pères éventuels que celle que peuvent atteindre Card, DiNardo et Estes (2000) au moyen des données américaines. Pour 30 pays d'origine, ils relient les gains et le niveau de scolarité de tous les immigrants en 1980 à tous les individus de deuxième génération âgés de 16 et 65 ans en 2000. Nos données nous permettent d'examiner les conséquences de ce glissement.

pour chaque groupe de pays pour un individu de 31 ans vivant en Ontario. Ces points du cycle de vie correspondent approximativement à ceux utilisés dans la plupart des études sur la mobilité intergénérationnelle des gains, en particulier les études canadiennes.

Pour éviter les problèmes que posent les échantillons de petite taille, nous agrégeons certains pays pour lesquels le nombre d'observations est inférieur à 30 dans les groupes et arrivons à un total de 70 pays. L'agrégation est faite séparément pour les fils et pour les filles et la liste de ces pays et les statistiques sommaires sont présentées au tableau 1 en annexe. Nous utilisons ces 70 points de données pour estimer l'équation (1) pour les fils et pour les filles en utilisant comme variable de résultat les gains hebdomadaires moyens.

3. Vue d'ensemble descriptive

Comme le Recensement de 2001 représente la première occasion depuis 1971 où l'information sur le lieu de naissance des parents est disponible, nous donnons un aperçu descriptif de la population canadienne qui remplace les immigrants de deuxième génération dans un contexte plus général. Les tableaux 2 et 3 fournissent des renseignements sur plusieurs résultats individuels selon l'origine des parents, respectivement pour les hommes et pour les femmes. La population est classée en trois grands groupes, à savoir 1) les personnes nées au Canada, c'est-à-dire les Canadiens de descendance autochtone ou ceux de troisième génération et plus, 2) les immigrants, c'est-à-dire les personnes nées dans un autre pays que le Canada et 3) les personnes nées au Canada de deuxième génération, c'est-à-dire les personnes nées au Canada dont les parents sont nés ailleurs. Comme les études publiées donnent à penser que l'intégration à long terme est reliée à l'acquisition du langage et à l'âge au moment de la migration, nous répartissons la population d'immigrants en deux groupes, c'est-à-dire ceux arrivés avant l'âge de 12 ans et ceux âgés de 12 ans et plus au moment de leur arrivée. Les membres du premier groupe ont vraisemblablement fait une partie de leurs études primaires au Canada et sont plus susceptibles d'avoir acquis de bonnes compétences linguistiques. Selon certaines études, il s'agit d'éléments importants à prendre en considération pour comprendre l'intégration des immigrants (Worswick, 2004). Cela pourrait également signifier que les résultats de ce groupe à l'âge adulte pourraient ne pas différer de ceux des enfants nés au Canada de parents immigrants, c'est-à-dire le groupe d'immigrants de deuxième génération. Nous subdivisons aussi les Canadiens de deuxième génération en trois sous-groupes, selon que seul le père, seule la mère ou les deux parents sont immigrants.

D'après les parts pondérées de la population, en 2001, près de 65 % de la population canadienne de 16 à 65 ans étaient d'origine autochtone ou de troisième génération, environ 20 % étaient immigrants et environ 15 % étaient nés au Canada, mais avaient au moins un parent né dans un autre pays. Autrement dit, les immigrants de première et de deuxième générations constituent une part appréciable de la population canadienne. Ils ont aussi tendance à faire plus d'études que leurs homologues dont les parents sont nés au Canada⁵. Plus de 98 % des

5. Il en est également ainsi quand on examine le niveau de scolarité pour des groupes d'âge plus détaillés. Par exemple, chez les 25 à 34 ans, plus de 44 % d'hommes de la deuxième génération dont les parents sont nés en dehors du Canada et environ 50 % de femmes comptent au moins 16 années de scolarité. Pour la troisième

Canadiens de deuxième génération dont un parent était né ailleurs parlaient soit l'anglais soit le français à la maison, tandis que, pour ceux dont les deux parents étaient immigrants, la proportion est nettement plus faible, soit 80 %. En outre, les membres de ce dernier groupe sont moins susceptibles d'être mariés et, s'ils le sont, plus susceptibles d'avoir pour conjoint ou conjointe une personne elle-même immigrante ou canadienne de deuxième génération.

Les tableaux 2 et 3 montrent aussi que les Canadiens de deuxième génération ne sont ni plus ni moins susceptibles que leurs homologues natifs du Canada de recevoir une aide au revenu gouvernementale, mais sont moins susceptibles de recevoir d'autres paiements de soutien liés au marché du travail, comme des prestations de chômage ou d'incapacité. Quelle que soit la définition utilisée, la participation au marché du travail du groupe d'immigrants de deuxième génération ne diffère pas de celle des Canadiens de troisième génération et plus, qu'elle soit mesurée par l'activité durant la semaine de référence du recensement ou durant l'année 2000. Chez les femmes, la probabilité, d'avoir un emploi rémunéré est, en fait, plus élevée. Les gains annuels moyens ont tendance à être plus élevés chez les immigrants de première et de deuxième générations dans le cas des hommes, et nettement plus élevés dans le cas des femmes. En 2000, les femmes de deuxième génération dont les parents étaient tous deux immigrants gagnaient, en moyenne, un peu plus de 27 000 \$ ou environ 630 \$ par semaine. Par contre, les Canadiennes de troisième génération et plus gagnaient moins de 25 000 \$ ou environ 575 \$ par semaine. Ces tableaux donnent aussi la distribution des gains par quartile. Cette distribution donne à penser que les Canadiens de deuxième génération sont plus susceptibles de se situer dans le quartile inférieur si un de leurs parents seulement est né hors du Canada, mais plus susceptibles de se situer dans le quartile supérieur si les deux parents sont nés ailleurs. La distribution est comparable pour les immigrants arrivés au Canada avant l'âge de 12 ans.

Brièvement, cette information brosse un tableau très général d'une population fort hétérogène, mais ne permet pas de croire que les immigrants de deuxième génération ont un niveau de scolarité plus faible et de moins bons résultats sur le marché du travail que les autres Canadiens; en effet, elle fait plutôt penser que c'est vraisemblablement du contraire qu'il s'agit. Le tableau 6 fournit des renseignements portant sur l'échantillon défini plus restrictivement qui sert de fondement à notre analyse intergénérationnelle, c'est-à-dire les immigrants qui, lors du Recensement de 1981, ont déclaré avoir des enfants de 5 à 17 ans et les immigrants de deuxième génération qui, lors du Recensement de 2001, avaient de 25 à 37 ans. L'information est présentée en fonction de la région où sont nés les parents. En général, les résultats sont supérieurs à ceux observés pour les personnes dont les parents sont nés au Canada. En 1981, à part ceux provenant du Sud et de l'Est de l'Europe, les pères immigrants avaient fait plus d'études et étaient plus susceptibles de posséder un diplôme universitaire que les pères nés au Canada. Toutefois, en moyenne, leurs gains hebdomadaires n'étaient pas aussi élevés, à l'exception nette de ceux provenant des pays d'origine traditionnels de l'immigration au Canada. Ceux venus d'Amérique du Nord, d'Europe du Nord et d'Europe de l'Ouest avaient des gains supérieurs de 14 % à ceux de leurs homologues dont les parents sont nés au Canada; ceux venus d'autres parties du monde, à l'exception éventuelle de l'Afrique, gagnaient de 10 % à 16 % de moins.

génération et plus, les proportions correspondantes sont de 30 % pour les hommes et de 35 % pour les femmes. Voir les tableaux 2 et 3 en annexe.

Le tableau change quelque peu si l'on considère la deuxième génération. En 2001, les hommes de 25 à 37 ans ayant déclaré que leurs parents étaient nés ailleurs qu'au Canada comptaient plus d'années d'études et étaient plus susceptibles d'être titulaires d'un diplôme universitaire que les Canadiens du même âge dont les parents étaient nés dans le pays. Exceptés ceux en provenance des Caraïbes, de l'Amérique centrale et de l'Amérique du Sud, et de l'Océanie, leurs gains étaient également plus élevés. L'avantage en matière de gains est d'environ 6 %, sauf pour ceux dont les parents venaient de pays d'origine traditionnels, pour lesquels, à 14 %, il est plus de deux fois plus élevé, même si leur avantage en matière de scolarité n'est pas aussi important. Un tableau semblable se dégage pour les femmes qui pourraient être les filles d'immigrants, quoique, dans ce cas, il existe un avantage en matière de scolarité et de gains, quelle que soit l'origine des parents. En outre, les filles dont les parents proviennent de pays d'origine non traditionnels ont un avantage en matière de gains plus important qui, dans la plupart des cas, équivaut ou excède celui des filles dont les parents proviennent de pays d'origine traditionnels.

4. Résultats des moindres carrés – Élasticité moyenne

Les tableaux 7 et 8 donnent une série d'estimations de l'équation (1) calculées par la méthode des moindres carrés pour plusieurs règles de sélection de l'échantillon, respectivement pour les fils et pour les filles. Les résultats des trois premières lignes sont tous fondés sur des échantillons d'individus nés au Canada déclarant que leurs deux parents sont nés ailleurs qu'au Canada. Ces échantillons se distinguent par l'âge de ces individus, ainsi que par l'âge et les caractéristiques familiales des pères éventuels de ces individus sélectionnés d'après le Recensement de 1981. Les estimations auxquelles nous donnons la préférence sont celles de la troisième ligne, mais l'ensemble complet de résultats est destiné à illustrer l'effet du glissement éventuel grâce à l'association des fils avec leurs pères réels au moyen d'un estimateur de groupement, et d'offrir une base de comparaison avec la littérature américaine.

Les échantillons des deux premières lignes sont sélectionnés selon une règle aussi semblable que possible à celle de Card, DiNardo et Estes (2000). Il s'agit de la définition la plus générale possible des immigrants de deuxième génération et de leurs pères éventuels, basée sur les hommes de 16 à 65 ans provenant des deux recensements. La deuxième ligne diffère de la première en ce sens que nous utilisons les gains prévus des fils à l'âge de 31 ans comme résultat d'intérêt. Ce choix n'a aucune incidence sur la valeur estimée de β , qui, en se concentrant sur les hommes pour le moment, est égale à 0,207. Par contre, Card, DiNardo et Estes (2000, tableau 6.7) publient une élasticité de 0,44 pour les pères en 1940 et les fils en 1970, et de 0,62 pour les pères en 1970 et les fils en 1995. Comme ils le font remarquer et comme le laisse entendre le tableau 1, ces valeurs sont comprises dans la fourchette d'estimations publiées pour l'ensemble de la population américaine. Par contre, elles sont significativement plus élevées que l'estimation que nous obtenons en utilisant leurs règles de sélection de l'échantillon, quoique notre échantillon, dont la taille est égale à 70, soit plus de deux fois plus grand que le leur⁶.

6. Leur estimateur de groupement est fondé sur 34 pays d'origine pour l'analyse de la période allant de 1940 à 1970 et 33, pour celle de la période allant de 1970 à 1995.

À la ligne 3, nous utilisons un échantillon sélectionné selon des spécifications plus fines, où la fourchette d'âge des fils est restreinte à ceux de 25 à 37 ans seulement et où l'échantillon de pères éventuels ne comprend que des immigrants, ceux qui, en 1981, étaient dans une relation conjugale et avaient des enfants de 5 à 17 ans. Cet échantillon correspond à la définition la plus resserrée possible reliant les fils adultes à leurs pères potentiels. Il y aura glissement dans cet échantillon si certains immigrants et leurs familles faisant partie de l'échantillon de 1981 ont quitté le pays avant 2001. À part ce facteur, l'estimation de β , égale à 0,267, laisse entendre que les estimations ponctuelles faites sur les échantillons définis de façon plus générale des lignes 1 et 2 représentent une sous-estimation d'environ un tiers. Ceci étant dit, l'écart entre les estimations est inférieur ou égal à un écart-type. Le seul changement introduit à la ligne 4 est l'élargissement de l'échantillon de fils afin d'y inclure ceux dont un parent est né au Canada, définition qui ressemble davantage à celle utilisée par Borjas (1993). L'estimation de la pente diminue, pour passer de 0,267 à 0,224, différence qui est inférieure à un écart-type.

Enfin la ligne 5 donne les résultats de l'estimation quand le résultat d'intérêt est défini comme étant le logarithme naturel des gains annuels plutôt qu'hebdomadaires. Ce résultat est celui utilisé dans la plupart des études sur la mobilité intergénérationnelle des gains publiées au Canada, comme dans Corak et Heisz (1999) et Grawe (2004a,b), et comme celui présenté au tableau 1. L'estimation résultante, égale à 0,176, concorde presque parfaitement avec ces résultats.

Brièvement, les principales conclusions tirées de ce tableau sont que 1) la meilleure estimation possible de l'élasticité intergénérationnelle pères-fils des gains hebdomadaires est égale à 0,27, 2) l'élasticité intergénérationnelle chez la population d'immigrants au Canada ne diffère pas de celle observée pour l'ensemble de la population et 3) cette élasticité est plus faible, éventuellement environ 50 % plus faible, qu'aux États-Unis.

Le tableau 8 donne les résultats de la régression par les moindres carrés pour la relation pères-filles des gains. Aucune élasticité estimée n'est statistiquement différente de zéro, quoique que les estimations ponctuelles suggèrent une corrélation négative très faible. Ces résultats concordent avec ceux de la littérature canadienne existante pour la population dans son ensemble et les résultats de Card, DiNardo et Estes (2000). Deux études fondées sur des données canadiennes portent sur la mobilité intergénérationnelle des filles, en se concentrant sur les gains annuels. Fortin et Lefebvre (1998, tableau 4.3) utilisent un estimateur semblable avec des données du recensement qui est fondé sur les moyennes des gains professionnels et laissent entendre qu'en 1994, l'élasticité pères-filles des gains était de l'ordre de 0,22; quoiqu'une de leurs estimations soit aussi faible que 0,14, elle demeure statistiquement significative. Corak (2001, tableau 1) se sert de données administratives qui relient directement les pères à leurs enfants et fait état d'une élasticité pères-filles des gains de 0,20. Card, DiNardo et Estes (2000, tableau 6.7) publient une valeur de 0,21 pour les immigrants aux États-Unis d'après leur échantillon pour 1940 à 1970 et de 0,50 pour leur échantillon couvrant 1970 à 1995. Le dernier résultat ne diffère pas de façon significative de la valeur de 0,62 publiée pour les pères et les fils.

Les figures 1 et 2 sont des diagrammes de dispersion des 70 points de données où sont représentées les droites de régression estimées d'après les lignes 3 des tableaux 7 et 8. La droite de régression étant estimée au moyen d'observations pondérées, la distance par rapport à celle-ci aux figures 1 et 2 pourrait ne pas indiquer le résidu de régression réel. Afin d'obtenir plus d'éclaircissements, nous identifions tout point de données particulièrement influent en supprimant successivement une observation de la régression et en ré-estimant l'équation (1) au moyen des 69 autres observations. Nous le faisons pour chaque observation et obtenons 69 estimations distinctes de β , qui sont tracées à la figure 3 pour les fils et à la figure 4 pour les filles. Les résultats se situent toujours à moins d'un écart-type des estimations préférées de la ligne 3 des tableaux 7 et 8 calculées au moyen des 70 observations. Cet exercice montre que les fils dont le père est originaire de la Chine et du Royaume-Uni ont un effet appréciable sur l'estimation ponctuelle, ce qui permet de penser qu'ils sont plus mobiles que la moyenne. La Chine se singularise aussi en ce qui concerne les résultats pour les filles⁷. Pour les fils dont les pères sont nés en Grèce, c'est l'inverse que l'on observe. Quoique que ces observations se distinguent des autres à la figure 3, il convient de souligner de nouveau que ces variations ne sortent pas de la fourchette d'incertitude statistique. Par conséquent, nos principales conclusions ne changent pas. Dans le cas de la relation pères-fils, aucun résultat ne tombe en dehors de la fourchette de valeurs produites par les études canadiennes existantes; dans le cas de la relation pères-filles, aucun résultat ne diffère significativement de zéro; enfin, dans l'ensemble, aucun résultat ne place l'estimation dans la fourchette des valeurs observées aux États-Unis⁸.

Nous étendons ces résultats en faisant une première petite tentative de description du mode de transmission intergénérationnelle de la situation économique. Un mécanisme de transmission souvent mentionné comme étant un déterminant de la mobilité intergénérationnelle est l'investissement dans les études et nous examinons la mesure dans laquelle ces résultats représentent un accès différentiel à la scolarité de la façon suivante⁹. Les avantages de la scolarité sur le marché du travail sont représentés par

$$Y_{i,t} = \rho_0 + \rho E_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

où ρ_0 est une constante, $E_{i,t}$ représente le nombre d'années de scolarité de l'individu i , ρ est le taux de rendement d'une année supplémentaire d'études et $u_{i,t}$ représente les influences sur les

7. Les parts relatives de ces pays dans l'ensemble de la population déterminent aussi la mesure de la variation de l'élasticité estimée. Par exemple, comme l'illustre le tableau 1 en annexe, le Royaume-Uni vient au deuxième rang par ordre d'importance décroissante du nombre d'enfants dans les données et, par conséquent, est affecté d'un poids relativement grand dans les régressions pondérées.

8. Aux fins de référence, les figures 1 et 2 contiennent aussi une observation pour les Canadiens de sexe masculin et féminin dont les pères sont nés au Canada. Cette observation n'est pas utilisée dans la régression. Dans le cas de la figure 1, cette donnée ponctuelle se situe sous la droite de régression et dans le cadran inférieur droit de l'ensemble des points, ce qui indique que ces parents ont des gains supérieurs à la moyenne, mais que les fils obtiennent des résultats inférieurs à la moyenne à l'âge adulte. Les gains des fils sont plus faibles que ce que le revenu de leur père prédirait d'après la relation pour les immigrants de deuxième génération. Il semble donc que les enfants issus de familles de deuxième génération ayant les mêmes gains que les familles de natifs du Canada auront des gains plus élevés, en moyenne, ou, de façon équivalente, que les enfants provenant de milieux où les gains sont nettement plus faibles, verront, en moyenne, leur sort s'améliorer ou ne pas s'empirer.

9. Des décompositions semblables sont utilisées dans Blanden (2005), Blanden, Gregg et Machin (2005) et Österbacka (2004).

gains d'autres facteurs que la scolarité. Nous supposons que le niveau de scolarité dépend des gains du père, de sorte que

$$E_{i,t} = \gamma_0 + \gamma Y_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (3)$$

Ensemble, ces relations impliquent que $Y_{i,t} = (\rho_0 + \rho\gamma_0) + \rho\gamma Y_{i,t-1} + v_{i,t}$, où $v_{i,t} = \rho v_{i,t} + u_{i,t}$. Cette expression est sous la forme de l'équation (1) et implique que $\beta = \rho\gamma + \text{cov}(Y_{i,t-1}, u_{i,t})/\text{var}(Y_{i,t-1})$. Autrement dit, la grandeur estimée de l'élasticité intergénérationnelle des gains peut être ventilée en deux composantes, à savoir celle ayant trait à la scolarité (le rendement des études et l'influence du revenu parental sur le niveau de scolarité) et celle ayant trait à l'influence du milieu familial par d'autres voies que la scolarité.

Les résultats sont présentés au tableau 9. En premier lieu, les facteurs dictant les estimations globales de l'élasticité intergénérationnelle sont ceux dont l'effet s'exerce suivant d'autres voies que le niveau de scolarité. La relation entre les gains des pères et le niveau de scolarité des fils est assez faible et le rendement des études pour les hommes de deuxième génération est faible. Le résultat est que la valeur de 0,267 estimée pour β est presque entièrement associée à d'autres voies d'influence. Pour les filles, le rendement des études est beaucoup plus élevé, mais l'accès est moins influencé par les gains paternels, si bien que l'on obtient une faible corrélation des études qui interagit avec une faible influence négative d'autres facteurs familiaux. Il n'existe aucun résultat comparable pour la population canadienne dans son ensemble, mais Blanden (2005, tableau 12) indique qu'au Royaume-Uni, aux États-Unis et en Allemagne, une part de l'élasticité intergénérationnelle estimée, qui va du tiers à la moitié, est expliquée par des effets liés au niveau de scolarité. Implicitement, les résultats de cette décomposition font ressortir l'importance d'autres aspects du milieu familial, c'est-à-dire des caractéristiques inobservées ou capital social, qui ont un effet déterminant sur la mobilité intergénérationnelle des gains chez les immigrants au Canada.

5. Capital social et égalité des chances

Dans Borjas (1992), l'effet du capital social est reconnu explicitement par l'inclusion des caractéristiques moyennes de la collectivité pertinente dans l'équation (1), de sorte que l'équation d'estimation devient

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 \bar{Y}_{t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

où \bar{Y}_{t-1} représente les gains moyens des pères provenant du même pays. Cette formulation s'applique à des données de niveau individuel et implique que notre analyse basée sur des moyennes de groupe produit une estimation de $\beta = (\beta_1 + \beta_2)$, rendant évident qu'il pourrait s'agir d'une des raisons pour lesquelles l'élasticité intergénérationnelle chez les immigrants est susceptible de différer de celle observée pour l'ensemble de la population. Cependant, comme l'indique clairement Borjas (1992, p. 145), l'interprétation de cette variable en tant que capital social n'est pas la seule qui concorde avec les données et que des facteurs tels que la discrimination ou le manque d'accès aux écoles, les marchés du crédit ou d'autres institutions

peuvent aussi produire une corrélation entre les compétences des enfants et les compétences moyennes des pères dans le groupe ethnique. Il semblerait donc que, si l'on se concentre sur les résultats moyens, estimés par les moindres carrés, le rôle du capital social est masqué par des facteurs sociaux plus généraux qui pourraient aussi déterminer comment les caractéristiques du groupe sont évaluées par le marché du travail.

Cette question est semblable aux discussions, dans la littérature sur la mobilité intergénérationnelle des gains, concernant l'interprétation de β en tant qu'indicateur de l'égalité des chances. Roemer (2004, 1998) recommande de ne pas utiliser les estimations des modèles de régression vers la moyenne comme indicateurs de l'égalité des chances, parce que l'influence qu'exercent les parents sur leurs enfants se manifeste par la voie d'une hiérarchie de circonstances. Certaines impliquent une corrélation intergénérationnelle des gains qui, comme en conviendrait la plupart des membres de la société, ne devrait pas être éliminée¹⁰. Les estimations par les moindres carrés sont axées sur les résultats moyens qui amalgament tous ces effets.

Grawe (2004b) soutient que cela nécessite une stratégie d'estimation tenant compte explicitement de la mesure dans laquelle les résultats des enfants provenant de familles à faible revenu ayant à l'âge adulte les gains les plus élevés sont inférieurs à ceux de leurs homologues provenant de familles à revenu élevé. Il s'agit probablement d'individus qui font le même genre de choix, reflétant des motivations et préférences semblables. Grawe applique son argument à des comparaisons internationales du degré d'égalité des chances et dans Grawe (2004a) vérifie l'hypothèse que la présence de contraintes financières détermine l'accès à un niveau de scolarité plus élevé.

Nous paraphrasons ce raisonnement afin de l'appliquer aux immigrants ayant divers types ou niveaux de capital social. Nous pouvons utiliser la figure 1 pour illustrer l'argument. Le diagramme de dispersion est également subdivisé en quatre cadrans selon que les gains hebdomadaires sont supérieurs ou inférieurs à la moyenne pour les pères ainsi que pour les fils. Les pays qui se situent dans le cadran inférieur gauche sont caractérisés par des gains paternels inférieurs à la moyenne qui sont reliés à des gains filiaux inférieurs à la moyenne et, dans la plupart des cas, inférieurs à ce que prédirait la droite de régression. D'autres pays, comme ceux du cadran supérieur gauche où les gains paternels sont à peu près semblables, sont associés à des gains beaucoup plus élevés des enfants et, dans certains cas, significativement supérieurs à

10. Pour paraphraser cette étude, ces circonstances sont au nombre de trois, à savoir 1) les liens sociaux qui facilitent l'accès aux études et aux emplois, 2) la culture familiale et les investissements qui influent sur les compétences, les croyances et la motivation et 3) la transmission génétique des aptitudes. La part des avantages en matière de revenu transmise des parents aux enfants qui correspond à l'égalité des chances n'est pas autoévidente, car chacun de ces champs successivement plus général correspond à une définition plus large de l'égalité des chances. Roemer indique implicitement qu'assimiler l'égalité des chances à la mobilité intergénérationnelle complète implique qu'il faut éliminer l'influence non seulement des contacts sociaux et de la culture et de l'investissement familial, mais aussi de la transmission génétique des aptitudes et du rôle de la famille dans la formation des préférences et des objectifs des enfants. Selon lui, il s'agit d'une opinion que seule une fraction de ceux qui examinent la question approuverait après réflexion (Roemer 2004, p. 49). Cette remarque est une mise en garde à l'intention des lecteurs des études sur la mobilité intergénérationnelle du revenu. Autrement dit, l'opinion voulant que la cible appropriée des politiques soit d'éliminer entièrement l'avantage en matière de revenu qui est transmis des parents aux enfants, c'est-à-dire de viser à ce que $\beta=0$, exigerait un degré d'intervention dans la vie des enfants et des familles que la majorité, dans la plupart des sociétés, jugerait indéfendable.

ce que prédirait la droite de régression. Si les caractéristiques inobservées, ou capital social, de ces deux collectivités diffèrent significativement, nous nous attendrions, en moyenne, à des gains différents chez les enfants. Les ressources familiales et communautaires favorisant les croyances et la motivation ou offrant un réseau facilitant l'accès aux études ou à certains emplois valorisés sur le marché du travail canadien pourraient être plus importantes dans un cas que dans l'autre. Le cas échéant, nous nous attendrions à ce que les enfants issus d'un milieu social relativement favorisé aient des gains plus élevés que leurs homologues moins favorisés et qu'ils se situent dans le cadran supérieur gauche de la figure 1.

Nous pourrions aussi nous attendre à ce que ces enfants soient plus susceptibles de devoir surmonter tout autre obstacle que pourrait poser la société dans son ensemble à la réussite économique. Autrement dit, ces obstacles sociaux plus généraux risquent peut-être d'être plus contraignants pour ce groupe. Par conséquent, si un chercheur souhaite distinguer l'influence du capital social des obstacles que posent les structures intégrées dans le système d'enseignement ou le marché du travail, il semble plus logique de se concentrer sur un scénario de réussite en examinant les enfants ayant à leur disposition le stock le plus favorable de ressources familiales et communautaires. Il est probable qu'à l'âge adulte ces enfants gagnent plus que leurs homologues issus de milieux moins favorisés, mais pas autant qu'ils l'auraient pu.

En appliquant ce raisonnement en vue de vérifier l'existence de contraintes de crédit dans le modèle de Becker-Tomes, Grawe (2004b, pp. 822-23) soutient que les régressions quantiles représentent une approche méthodologique appropriée. Une forte élasticité intergénérationnelle chez les enfants dont les gains sont élevés, sachant les gains de leurs parents, permettrait d'identifier les groupes d'immigrants pour lesquels le principe d'égalité des chances n'est pas respecté. Ces élasticités pourraient être plus grandes pour les enfants dont les résultats sont faibles, sachant le revenu. Grawe (2004b) émet l'hypothèse que les quantiles supérieurs, en d'autres mots, devraient avoir une pente plus raide et être le facteur qui sous-tend l'élasticité intergénérationnelle calculée à la moyenne par les moindres carrés¹¹. Par conséquent, nous adoptons cette approche avec des données groupées afin de lancer une analyse plus détaillée des résultats de la régression par les moindres carrés de façon à isoler le rôle des effets dits du « capital social » sur les résultats des enfants formant la deuxième génération.

Les tableaux 10 et 11 donnent les résultats pour les hommes et pour les femmes, respectivement. Ils contiennent les données pour les 25^e, 50^e et 75^e quantiles ainsi que, aux fins de référence, les résultats des moindres carrés de la ligne 3 des tableaux 7 et 8. Nous présentons les résultats obtenus au moyen de deux modèles, le premier étant l'équation (1) et le second correspondant à l'ajout à cette équation d'un nombre moyen d'années d'études à titre de covariable. Cette dernière formulation vise à tenir compte directement d'une mesure du capital social éventuel.

Pour les hommes, les résultats de la régression quantile laissent supposer que l'estimation par les moindres carrés est, en fait, déterminée par la partie supérieure de la distribution.

11. À part Grawe (2004a, b), la régression quantile a été utilisée pour étudier la mobilité intergénérationnelle des gains par Eide et Showalter (1999), mais, autant que nous sachions, la méthode n'a pas été appliquée spécifiquement au cas des immigrants.

L'élasticité intergénérationnelle des gains est d'environ 0,18 aux 25^e et 50^e quantiles, quoique le premier résultat ne soit pas statistiquement significatif. Le chiffre passe à 0,27 pour le 75^e quantile, c'est-à-dire essentiellement la même valeur que celle obtenue par les moindres carrés. Cependant, comme le suggère le tableau 7, les résultats par les moindres carrés pourraient être à peu près les mêmes que ceux obtenus pour la population dans son ensemble, mais le profil d'élasticité croissante que donne la régression quantile ne l'est pas. Grawe (2004b, tableau 4.3) fait état de la tendance exactement opposée. Dans son échantillon, l'élasticité diminue, pour passer de 0,26 au 25^e quantile à 0,21 à la médiane et enfin à 0,16 au 75^e quantile.

Nos résultats donnent à penser que les fils d'immigrants à faible revenu prêts à devenir des adultes à revenu plus élevé ne réussissent pas aussi bien que ceux provenant d'un milieu immigrant à plus haut revenu. Il se pourrait que les variations du capital social au sein de la population d'immigrants limitent la mobilité intergénérationnelle, mais cette limitation dépend aussi de l'influence d'institutions sociales plus générales. Cette interaction a pour intermédiaire le niveau moyen de scolarité des pères. Lorsqu'on ajoute cette covariable au modèle, les résultats des moindres carrés ne varient pas appréciablement, l'élasticité intergénérationnelle des gains n'augmentant que légèrement pour atteindre 0,29. Cependant, les résultats de la régression quantile changent considérablement. Les estimations figurant dans le deuxième panneau du tableau 10 font penser, premièrement, que l'élasticité intergénérationnelle des gains est fortement positive à l'extrémité inférieure de la distribution du revenu, plate au milieu et négative à l'extrémité supérieure.

L'élasticité estimée de 0,605 pour le 25^e quantile porte à croire que, si l'on neutralise l'influence du niveau de scolarité des parents, les enfants venus de pays où les revenus sont, en moyenne, faibles, qui se retrouvent à l'âge adulte, en moyenne, avec un revenu faible sont nettement plus défavorisés que leurs homologues provenant de milieux à revenu plus élevé. En outre, l'élasticité de -0,136 chez les enfants d'immigrants les plus prospères laisse entendre qu'il existe un renversement intergénérationnel des gains, les enfants de parents ayant des gains inférieurs à la moyenne devenant des adultes dont les gains sont supérieurs à la moyenne à la génération suivante. La variation de l'élasticité intergénérationnelle des gains entre les deux panneaux du tableau fait penser que le faible niveau de scolarité des parents provenant de pays où le revenu est faible limite les résultats des fils affichant la plus grande réussite. Cela signifierait qu'il est nécessaire d'avoir des parents plus instruits pour négocier les obstacles sociétaux plus généraux. Les différences entre les deux panneaux du tableau suggèrent aussi que le niveau de scolarité des parents joue un rôle important dans l'aplanissement des désavantages qu'ont les fils relativement moins prospères provenant d'un milieu à faible revenu comparativement à leurs homologues provenant d'un milieu à revenu élevé.

Le tableau 11 donne les résultats pour les femmes. Les pentes de tous les quantiles sont très plates, quoique positives à l'extrémité inférieure de la distribution des gains. Seule l'élasticité à la médiane diffère de façon statistiquement significative de zéro, mais à -0,08, est peu importante. Cependant, si l'on tient compte de l'effet du nombre d'années de scolarité des parents, les résultats pour les femmes sont en fait semblables à ceux obtenus pour les hommes, c'est-à-dire une pente positive à l'extrémité inférieure de la distribution du revenu, horizontale au milieu, puis négative à l'extrémité supérieure. Les grandeurs ne sont pas aussi importantes à

l'extrémité inférieure que dans le cas des fils, mais sont plus importantes à l'extrémité supérieure. Chez les filles, l'élasticité intergénérationnelle des gains égale à $-0,723$ évoque une forte inversion intergénérationnelle des gains dans le quantile supérieur, de sorte que, si l'on neutralise l'influence du niveau de scolarité des parents, les filles provenant de milieux à faible revenu deviennent les adultes à revenu élevé de la génération suivante. Donc, il s'agit du principal facteur dictant les différences entre les hommes et les femmes. Le niveau de scolarité du père est corrélé au revenu et joue un rôle nettement plus important dans la détermination des résultats des filles à l'extrémité supérieure de la distribution des gains.

Ensemble, ces profils expliquent les résultats pour la moyenne obtenus par la méthode des moindres carrés, font la distinction entre le rôle du capital social et celui d'autres influences de niveau communautaire et brossent un tableau plus nuancé de l'importance et de la nature de l'égalité des chances chez les immigrants et chez leurs enfants. Le processus qui régit la transformation des antécédents familiaux en réussite à l'âge adulte sur le marché du travail est déterminé en grande partie par d'autres aspects des antécédents familiaux que le revenu. En particulier, le nombre moyen d'années d'études des parents parmi la génération précédente est un déterminant important des gains et une dimension importante du capital social.

6. Conclusion

Le présent document porte sur la mobilité intergénérationnelle des gains des Canadiens nés de parents immigrants. L'assimilation des immigrants au marché du travail éveille depuis longtemps l'intérêt des chercheurs et des décideurs, et la diminution des gains moyens chez une succession de cohortes récentes a suscité un certain nombre d'études. Dans ce contexte, il est toutefois important également de comprendre les conséquences à long terme et, particulièrement, les conséquences éventuelles en ce qui concerne la réussite sur le marché du travail à l'âge adulte des enfants d'immigrants. Si la mobilité intergénérationnelle est importante, c'est-à-dire si les gains des enfants à l'âge adulte ne sont que faiblement corrélés aux gains des parents, il se pourrait que les désavantages relatifs durant l'enfance ne persistent pas dans la même mesure à l'âge adulte. En ce sens, la mobilité intergénérationnelle est un aspect important de l'évaluation de l'intégration des immigrants au marché du travail.

Notre analyse porte sur de nouvelles données provenant du Recensement du Canada de 2001 et établit des méthodes d'estimation fondées sur des moyennes groupées pour examiner la force du lien entre les gains hebdomadaires des pères et ceux de leurs fils et de leurs filles. Les Canadiens de deuxième génération représentent une part importante de la population adulte, avec, au niveau le plus général, environ 15 % ayant au moins un parent né dans un autre pays. Une vue d'ensemble descriptive de la population donne à penser que le niveau de scolarité et les résultats sur le marché du travail des Canadiens de deuxième génération ne sont en rien pires et sont, de nombreuses façons, meilleurs que ceux des Canadiens dont les parents sont nés au Canada. Les Canadiens de deuxième génération sont moins susceptibles de ne pas être titulaires d'un diplôme d'études secondaires et plus susceptibles de posséder un diplôme universitaire; la prévalence de l'obtention de paiements de transfert gouvernementaux et les taux d'emploi et de chômage sont les mêmes pour les deux groupes, et les gains moyens des Canadiens de deuxième génération sont plus élevés.

Nous concentrons notre analyse sur un groupe de jeunes adultes dont les parents sont tous deux nés dans un autre pays que le Canada et examinons la force du lien entre leurs gains, d'après les données du Recensement de 2001 et les gains des immigrants au Recensement de 1981 qui pourraient être leurs pères. À l'aide de moyennes de groupe par pays de naissance, nous établissons un échantillon qui permet d'estimer sans biais l'élasticité des gains entre les pères et les enfants. En moyenne, les membres de la deuxième génération gagnent plus que leurs parents à un point comparable du cycle de vie. Parallèlement, nous obtenons une élasticité statistiquement significative entre les résultats des pères et des fils qui donne à penser que les gains des fils augmenteront d'environ 2,7 % pour chaque accroissement de 10 % des gains des pères. Cette estimation par les moindres carrés correspond à moins de la moitié de la valeur obtenue lors d'études comparables menées aux États-Unis. Lorsque la mesure est faite en fonction des gains annuels, nous obtenons une élasticité intergénérationnelle de 0,18, résultat fort semblable à ceux figurant dans la littérature pour l'ensemble de la population canadienne. Le degré de mobilité intergénérationnelle des gains des pères et des fils est le même, en moyenne, pour les fils d'immigrants au Canada que pour la population dans son ensemble. En outre, si l'on s'en tient aux chiffres internationaux, il s'agit d'un niveau assez élevé de mobilité. S'il ne variait pas, cela signifierait qu'il n'existe, en moyenne, virtuellement aucune relation entre les gains des immigrants et ceux de leurs petits-enfants. Nous constatons aussi qu'il ne semble exister aucune relation statistiquement significative entre les gains des pères et des filles.

Notre analyse donne à penser que la transmission des gains d'une génération à l'autre ne tient que légèrement à l'effet des gains paternels sur le niveau de scolarité des enfants. Il existe un lien puissant entre les gains paternels et le nombre d'années de scolarité des fils, mais le rendement des études est relativement faible, de sorte qu'environ 5 % seulement de l'élasticité de 0,27 sont dus directement au niveau de scolarité. D'autres voies unissant les antécédents familiaux et les gains à l'âge adulte sont nettement plus importantes.

Le fait que nous utilisions des moyennes groupées nous permet de faire abstraction des variations des résultats dans les pays et met l'accent sur l'une des voies mentionnées fréquemment, c'est-à-dire les caractéristiques moyennes de la collectivité à laquelle appartient l'enfant, ce que l'on appelle le « capital social ». Notre étude montre qu'une dimension très importante de ce dernier est le niveau moyen de scolarité du père. Les collectivités dont le niveau de scolarité est élevé sont capables d'aider leurs enfants à surmonter d'une façon qui les avantage les obstacles auxquels ils pourraient faire face dans une société plus large. À l'aide de régressions quantiles, nous montrons que l'élasticité intergénérationnelle calculée par les moindres carrés pour la moyenne est sous-tendue par la partie supérieure de la distribution des gains des fils. Ce résultat corrobore l'idée selon laquelle les institutions sociétales plus générales limitent les perspectives de gains des enfants les plus doués provenant de milieux à faible revenu. Si l'on tient compte de l'effet du niveau de scolarité paternel moyen, nous constatons une inversion intergénérationnelle des gains, les fils provenant de milieux à revenu inférieur à la moyenne devenant des adultes dont les gains sont supérieurs à la moyenne. Ces résultats sont semblables en nature à ceux obtenus pour les filles.

En résumé, les avantages et les désavantages relatifs en matière de gains de la première génération d'immigrants au Canada ne sont transmis que faiblement aux membres de la deuxième génération, ce qui donne à penser que, dans le passé, les enfants des immigrants s'intégraient rapidement au marché du travail canadien ordinaire. Dans la mesure où elle existe, la relation entre les générations tient principalement au fait que les fils d'immigrants à faible revenu dont le niveau de réussite est le plus élevé ne gagnent pas autant que les fils d'immigrants à revenu élevé dont le niveau de réussite est le plus élevé. Mais il importe de souligner qu'étant donné la nature même de l'analyse, ces résultats ont trait à un groupe de jeunes Canadiens dont les parents sont arrivés au Canada avant 1980 et qui ont grandi dans le contexte du système d'éducation des années 1980 et du marché du travail des années 1990. La mesure dans laquelle ces profils persisteront dans l'avenir et demeureront pertinents pour les enfants des cohortes d'immigrants plus récentes est une question importante à laquelle il faudra répondre pour comprendre quelles sont leurs perspectives.

Tableau 1
Élasticité intergénérationnelle pères-fils des gains pour les comparaisons entre pays

| Pays | Estimations pour les comparaisons entre pays | | |
|-------------|--|------------------|------------------|
| | Préférée | Borne inférieure | Borne supérieure |
| Royaume-Uni | 0,50 | 0,43 | 0,55 |
| États-Unis | 0,47 | 0,40 | 0,52 |
| France | 0,41 | 0,35 | 0,45 |
| Allemagne | 0,32 | 0,27 | 0,35 |
| Suède | 0,27 | 0,23 | 0,30 |
| Canada | 0,19 | 0,16 | 0,21 |
| Finlande | 0,18 | 0,16 | 0,21 |
| Norvège | 0,17 | 0,15 | 0,19 |
| Danemark | 0,15 | 0,13 | 0,16 |

Note : Les estimations sont fondées sur des études des gains des pères et des fils, où les pères ont de 40 à 45 ans et leurs gains sont les gains moyens sur une période de 10 ans.

Source : Corak (2004b), tableau A-1.

Tableau 2
Caractéristiques des hommes canadiens selon leur lieu de naissance et celui de leurs parents

| | Nés au Canada | | Immigrants | | Nés au Canada de deuxième génération | | |
|---|---------------|------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | Autochtones | Troisième génération et plus | Âge à la migration 11 ans et moins | Âge à la migration 12 ans et plus | Père seulement immigrant | Mère seulement immigrante | Les deux parents immigrants |
| Part de la population (%) | 2,65 | 61,51 | 3,90 | 16,46 | 4,48 | 3,27 | 7,74 |
| Nombre (non pondéré) | 128 918 | 1 159 886 | 72 544 | 304 794 | 84 983 | 61 683 | 143 115 |
| Âge moyen (années) | 35,20 | 38,80 | 35,70 | 44,10 | 39,70 | 39,30 | 34,90 |
| Âge (%) | | | | | | | |
| 16 à 24 ans | 26,00 | 18,95 | 25,79 | 7,27 | 21,54 | 20,66 | 26,05 |
| 25 à 34 ans | 24,75 | 19,13 | 22,77 | 16,21 | 18,31 | 18,67 | 26,81 |
| 35 à 44 ans | 24,13 | 25,66 | 21,53 | 26,33 | 19,29 | 19,96 | 25,84 |
| 45 à 54 ans | 15,84 | 22,28 | 22,10 | 26,22 | 19,78 | 25,05 | 11,02 |
| 55 à 65 ans | 9,27 | 13,98 | 7,81 | 23,97 | 21,08 | 15,65 | 10,28 |
| Nombre moyen d'années de scolarité | 11,17 | 13,01 | 13,98 | 13,93 | 13,60 | 13,70 | 14,11 |
| Scolarité (%) | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 52,73 | 28,44 | 19,04 | 21,52 | 22,36 | 20,97 | 16,47 |
| 12 années | 22,41 | 22,29 | 19,58 | 14,54 | 22,92 | 23,01 | 20,16 |
| 13 à 15 années | 17,37 | 27,30 | 29,80 | 25,31 | 27,31 | 28,14 | 30,79 |
| 16 années et plus | 7,50 | 21,97 | 31,58 | 38,63 | 27,41 | 27,88 | 32,58 |
| Plus haut grade (%) | | | | | | | |
| < Secondaire | 48,19 | 28,27 | 22,16 | 22,65 | 24,06 | 23,19 | 19,66 |
| Secondaire | 27,49 | 31,23 | 31,31 | 24,31 | 30,94 | 30,80 | 31,81 |
| Certificat | 20,92 | 26,50 | 25,90 | 25,52 | 26,72 | 26,72 | 27,71 |
| B.A. | 2,87 | 11,14 | 16,31 | 18,39 | 14,15 | 15,12 | 17,15 |
| Cycles supérieurs | 0,53 | 2,87 | 4,31 | 9,13 | 4,14 | 4,17 | 3,68 |
| Marié (%) | 49,61 | 59,24 | 50,05 | 73,90 | 56,20 | 56,90 | 47,64 |
| Naissance de la conjointe des individus mariés | | | | | | | |
| Autochtone | 54,08 | 1,43 | 1,11 | 0,29 | 2,05 | 1,73 | 1,21 |
| Troisième génération | 35,00 | 81,70 | 43,64 | 10,80 | 63,00 | 64,64 | 46,66 |
| Immigrante | 3,07 | 5,32 | 30,57 | 82,28 | 9,80 | 10,71 | 14,82 |
| 2 ^e génération | 7,85 | 11,55 | 24,68 | 6,63 | 25,15 | 22,93 | 37,31 |
| 2 ^e génération avec même lieu de naissance que le père | - | - | 8,71 | 2,48 | 5,18 | 6,30 | 16,72 |
| Prévalence des transferts | | | | | | | |
| Prestations de pension gouvernementales | 0,12 | 0,13 | 0,10 | 0,12 | 0,15 | 0,14 | 0,16 |
| Prestations d'a.-e./IT | 0,24 | 0,22 | 0,16 | 0,16 | 0,16 | 0,16 | 0,16 |
| Prestations d'assistance gouvernementales | 0,87 | 0,68 | 0,66 | 0,72 | 0,67 | 0,65 | 0,67 |
| Langue parlée à la maison (%) | | | | | | | |
| Langue officielle | 78,84 | 99,52 | 67,48 | 34,29 | 98,08 | 98,17 | 78,74 |
| Langue officielle partielle | 14,41 | 0,39 | 26,19 | 38,32 | 1,78 | 1,62 | 18,94 |
| Aucune langue officielle | 6,75 | 0,09 | 6,32 | 27,39 | 0,14 | 0,21 | 2,32 |

Tableau 2
Caractéristiques des hommes canadiens selon leur lieu de naissance et celui de leurs parents (suite)

| | Nés au Canada | | Immigrants | | Nés au Canada de deuxième génération | | |
|---------------------------------------|---------------|------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | Autochtones | Troisième génération et plus | Âge à la migration 11 ans et moins | Âge à la migration 12 ans et plus | Père seulement immigrant | Mère seulement immigrante | Les deux parents immigrants |
| Langue maternelle (%) | | | | | | | |
| Anglais unilingue | 65,36 | 58,18 | 38,08 | 22,28 | 79,15 | 81,44 | 59,32 |
| Anglais bilingue | 3,94 | 5,72 | 4,88 | 1,92 | 9,80 | 10,64 | 7,60 |
| Français unilingue | 2,15 | 16,58 | 0,92 | 1,29 | 1,67 | 1,37 | 0,53 |
| Français bilingue | 5,98 | 18,85 | 2,72 | 2,14 | 5,97 | 4,11 | 2,12 |
| Étrangère et anglais | 19,76 | 0,62 | 42,57 | 57,94 | 2,77 | 2,00 | 22,79 |
| Étrangère et français | 1,28 | 0,00 | 0,73 | 2,15 | 0,01 | 0,01 | 0,15 |
| Étrangère et bilingue | 0,92 | 0,04 | 9,89 | 8,28 | 0,62 | 0,43 | 7,42 |
| Étrangère et pas de langue officielle | 0,61 | 0,01 | 0,20 | 4,00 | 0,01 | 0,01 | 0,07 |
| % par ville | | | | | | | |
| Toronto | 1,99 | 6,86 | 32,51 | 39,77 | 14,61 | 15,01 | 31,11 |
| Montréal | 1,23 | 12,61 | 10,03 | 12,31 | 7,22 | 5,42 | 10,05 |
| Vancouver | 3,80 | 3,92 | 11,21 | 14,33 | 9,00 | 8,87 | 10,22 |
| Autres | 92,98 | 76,61 | 46,24 | 33,59 | 69,17 | 70,70 | 48,62 |
| Profession | | | | | | | |
| Gestion | 6,68 | 11,65 | 14,36 | 13,51 | 13,17 | 13,39 | 13,72 |
| Prof. – nature/santé | 5,20 | 10,12 | 14,46 | 15,97 | 11,28 | 11,77 | 13,36 |
| Prof. – social/commerce | 7,11 | 9,04 | 11,60 | 9,27 | 11,63 | 11,78 | 11,10 |
| Administration | 5,07 | 7,08 | 9,11 | 6,96 | 7,70 | 8,01 | 9,66 |
| Ventes | 2,73 | 6,11 | 7,02 | 4,97 | 7,13 | 6,90 | 7,85 |
| Services | 17,75 | 12,46 | 13,03 | 12,39 | 12,88 | 12,78 | 12,87 |
| Production | 43,03 | 36,67 | 27,56 | 34,78 | 29,90 | 29,90 | 27,22 |
| Ferme/agriculture | 12,42 | 6,88 | 2,86 | 2,19 | 6,31 | 5,47 | 4,23 |

Notes : Individus de 16 à 65 ans vivant dans un ménage privé. Les immigrants sont des personnes nées à l'extérieur du Canada. Les immigrants de deuxième génération sont des personnes nées au Canada dont l'un des parents est né à l'extérieur du pays. Troisième génération et plus s'applique aux personnes nées au Canada dont les deux parents sont nés au Canada.

Source : Totalisations par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada.

Tableau 3
Caractéristiques des femmes canadiennes selon leur lieu de naissance et celui de leurs parents

| | Nées au Canada | | Immigrantes | | Nées au Canada de deuxième génération | | |
|---|----------------|------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | Autochtones | Troisième génération et plus | Âge à la migration 11 ans et moins | Âge à la migration 12 ans et plus | Père seulement immigrant | Mère seulement immigrante | Les deux parents immigrants |
| Part de la population (%) | 2,81 | 61,02 | 3,69 | 17,43 | 4,56 | 3,20 | 7,30 |
| Nombre (non pondéré) | 132 076 | 1 187 527 | 70 789 | 331 788 | 89 656 | 62 344 | 140 682 |
| Âge moyen (années) | 35,38 | 39,17 | 36,02 | 43,69 | 40,23 | 39,57 | 35,12 |
| Âge (%) | | | | | | | |
| 16 à 24 ans | 24,86 | 17,94 | 24,42 | 6,84 | 19,94 | 19,85 | 25,41 |
| 25 à 34 ans | 25,31 | 19,13 | 22,68 | 18,23 | 18,37 | 18,86 | 26,89 |
| 35 à 44 ans | 24,73 | 26,08 | 22,52 | 26,54 | 19,45 | 20,04 | 25,88 |
| 45 à 54 ans | 15,92 | 22,54 | 22,64 | 25,83 | 20,39 | 25,10 | 11,06 |
| 55 à 65 ans | 9,18 | 14,30 | 7,75 | 22,57 | 21,85 | 16,15 | 10,75 |
| Nombre moyen d'années de scolarité | 11,57 | 13,18 | 13,84 | 13,19 | 13,63 | 13,70 | 14,26 |
| Scolarité (%) | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 46,32 | 24,29 | 18,09 | 24,36 | 19,85 | 18,66 | 13,43 |
| 12 années | 22,31 | 23,11 | 21,84 | 16,27 | 24,14 | 24,73 | 20,53 |
| 13 à 15 années | 22,00 | 30,65 | 31,12 | 28,73 | 30,32 | 30,43 | 32,72 |
| 16 années et plus | 9,36 | 21,95 | 28,95 | 30,64 | 25,68 | 26,18 | 33,32 |
| Plus haut grade (%) | | | | | | | |
| < Secondaire | 42,77 | 24,48 | 20,53 | 26,14 | 21,69 | 20,80 | 16,12 |
| Secondaire | 28,04 | 31,40 | 32,48 | 26,46 | 30,82 | 30,82 | 31,23 |
| Certificat | 23,86 | 29,24 | 26,65 | 25,43 | 28,96 | 29,22 | 29,07 |
| B.A. | 4,75 | 12,61 | 16,98 | 16,79 | 15,42 | 15,89 | 20,39 |
| Cycles supérieurs | 0,58 | 2,26 | 3,37 | 5,19 | 3,10 | 3,26 | 3,19 |
| Mariée (%) | 50,75 | 61,40 | 53,46 | 70,60 | 57,15 | 57,58 | 51,30 |
| Naissance du conjoint des individus mariés | | | | | | | |
| Autochtone | 50,04 | 1,22 | 0,81 | 0,20 | 1,60 | 1,57 | 0,85 |
| Troisième génération | 36,44 | 80,14 | 37,84 | 9,72 | 57,91 | 62,36 | 41,46 |
| Immigrant | 4,11 | 5,98 | 41,33 | 84,43 | 11,60 | 10,97 | 20,02 |
| 2e génération | 9,40 | 12,66 | 20,02 | 5,65 | 28,89 | 25,11 | 37,67 |
| 2e génération avec même lieu de naissance que le père | - | - | 5,71 | 1,53 | 6,46 | 6,69 | 16,74 |
| Prévalence des transferts | | | | | | | |
| Prestations de pension gouvernementales | 0,12 | 0,15 | 0,12 | 0,18 | 0,19 | 0,16 | 0,16 |
| Prestations d'a.e./IT | 0,21 | 0,20 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,15 |
| Prestations d'assistance gouvernementales | 0,88 | 0,69 | 0,68 | 0,75 | 0,69 | 0,67 | 0,66 |
| Langue parlée à la maison (%) | | | | | | | |
| Langue officielle | 79,80 | 99,51 | 65,99 | 33,65 | 97,76 | 98,16 | 77,64 |
| Langue officielle partielle | 14,15 | 0,41 | 28,43 | 37,60 | 2,09 | 1,67 | 20,42 |
| Aucune langue officielle | 6,05 | 0,08 | 5,58 | 28,75 | 0,15 | 0,17 | 1,94 |

Tableau 3
Caractéristiques des femmes canadiennes selon leur lieu de naissance et celui de leurs parents (suite)

| | Nées au Canada | | Immigrantes | | Nées au Canada de deuxième génération | | |
|---------------------------------------|----------------|------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | Autochtones | Troisième génération et plus | Âge à la migration 11 ans et moins | Âge à la migration 12 ans et plus | Père seulement immigrant | Mère seulement immigrante | Les deux parents immigrants |
| Langue maternelle (%) | | | | | | | |
| Anglais unilingue | 65,74 | 56,49 | 36,84 | 24,07 | 77,16 | 79,35 | 54,82 |
| Anglais bilingue | 4,53 | 6,97 | 5,87 | 1,91 | 11,45 | 12,62 | 9,40 |
| Français unilingue | 2,35 | 19,22 | 1,05 | 1,33 | 2,06 | 1,79 | 0,56 |
| Français bilingue | 5,10 | 16,65 | 2,71 | 1,76 | 5,47 | 3,68 | 2,13 |
| Étrangère et anglais | 19,32 | 0,62 | 41,04 | 55,07 | 3,00 | 2,00 | 23,57 |
| Étrangère et français | 1,35 | 0,00 | 0,83 | 2,84 | 0,01 | 0,01 | 0,17 |
| Étrangère et bilingue | 0,81 | 0,05 | 11,35 | 6,42 | 0,85 | 0,54 | 9,29 |
| Étrangère et pas de langue officielle | 0,80 | 0,01 | 0,31 | 6,61 | 0,01 | 0,01 | 0,07 |
| % par ville | | | | | | | |
| Toronto | 2,28 | 6,92 | 33,33 | 40,35 | 14,76 | 14,95 | 31,65 |
| Montréal | 1,28 | 13,18 | 10,07 | 11,54 | 7,34 | 5,30 | 9,91 |
| Vancouver | 4,04 | 3,77 | 10,91 | 14,92 | 8,76 | 8,91 | 10,14 |
| Autres | 92,40 | 76,13 | 45,69 | 33,19 | 69,15 | 70,85 | 48,30 |
| Profession | | | | | | | |
| Gestion | 5,52 | 7,41 | 9,18 | 7,87 | 8,28 | 8,23 | 8,53 |
| Prof. – nature/santé | 7,01 | 11,59 | 10,92 | 13,01 | 10,79 | 11,14 | 11,14 |
| Prof. – social/commerce | 15,15 | 14,89 | 16,67 | 11,91 | 17,18 | 17,46 | 17,81 |
| Administration | 25,74 | 28,95 | 31,45 | 24,10 | 29,29 | 28,94 | 32,43 |
| Ventes | 4,94 | 7,62 | 8,81 | 6,43 | 8,42 | 8,45 | 9,05 |
| Services | 32,49 | 20,95 | 16,60 | 20,54 | 19,36 | 19,15 | 15,73 |
| Production | 6,76 | 6,48 | 5,01 | 14,65 | 4,33 | 4,47 | 3,67 |
| Ferme/agriculture | 2,38 | 2,11 | 1,36 | 1,50 | 2,35 | 2,16 | 1,64 |

Notes : Individus de 16 à 65 ans vivant dans un ménage privé. Les immigrants sont des personnes nées à l'extérieur du Canada. Les immigrants de deuxième génération sont des personnes nées au Canada dont l'un des parents est né à l'extérieur du pays. Troisième génération et plus s'applique aux personnes nées au Canada dont les deux parents sont nés au Canada.

Source : Totalisations par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada.

Tableau 4
Résultats des hommes canadiens sur le marché du travail selon leur lieu de naissance et celui de leurs parents en 2000

| | Nés au Canada | | Immigrants | | Nés au Canada de deuxième génération | | |
|--|---------------|------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | Autochtones | Troisième génération et plus | Âge à la migration 11 ans et moins | Âge à la migration 12 ans et plus | Père seulement immigrant | Mère seulement immigrante | Les deux parents immigrants |
| Situation d'activité (semaine de référence) | | | | | | | |
| Employé | 55,94 | 77,51 | 76,97 | 76,07 | 76,75 | 78,15 | 77,94 |
| Chômeur | 15,51 | 6,36 | 5,38 | 5,58 | 5,53 | 5,39 | 5,14 |
| Inactif | 28,56 | 16,12 | 17,65 | 18,35 | 17,71 | 16,46 | 16,92 |
| A travaillé l'année précédente (%) | | | | | | | |
| Nombre moyen de semaines de travail | 27,00 | 37,90 | 37,40 | 37,10 | 37,30 | 38,20 | 37,80 |
| % temps plein | 60,50 | 74,90 | 71,30 | 74,40 | 70,90 | 73,10 | 70,90 |
| Individus avec gains positifs | | | | | | | |
| Gains annuels moyens | 25 351 | 39 098 | 43 059 | 40 211 | 41 331 | 42 823 | 41 490 |
| Gains hebdomadaires moyens | 676,50 | 848,50 | 903,70 | 868,10 | 885,90 | 905,10 | 872,40 |
| c.v. des gains hebdomadaires | 0,91 | 0,84 | 0,86 | 0,86 | 0,88 | 0,87 | 0,88 |
| Quartiles de gains | | | | | | | |
| Quartile 1 | 36,69 | 24,57 | 24,86 | 24,02 | 26,66 | 25,28 | 26,32 |
| Quartile 2 | 27,68 | 25,35 | 22,08 | 26,96 | 22,25 | 21,95 | 22,99 |
| Quartile 3 | 19,97 | 25,51 | 24,66 | 23,93 | 23,61 | 24,54 | 24,59 |
| Quartile 4 | 15,66 | 24,56 | 28,40 | 25,09 | 27,48 | 28,24 | 26,10 |
| Distribution corrigée des gains* | | | | | | | |
| Quartile 1 | 31,53 | 24,57 | 23,71 | 29,62 | 30,06 | 27,46 | 25,20 |
| Quartile 2 | 29,52 | 25,35 | 23,28 | 28,04 | 23,55 | 23,00 | 23,84 |
| Quartile 3 | 22,23 | 25,51 | 24,32 | 21,30 | 22,13 | 23,63 | 23,92 |
| Quartile 4 | 16,72 | 24,56 | 28,69 | 21,04 | 24,26 | 25,91 | 27,04 |

Notes : Individus de 16 à 65 ans vivant dans un ménage privé. Les immigrants sont des personnes nées à l'extérieur du Canada. Les immigrants de deuxième génération sont des personnes nées au Canada dont l'un des parents est né à l'extérieur du pays. Troisième génération et plus s'applique aux personnes nées au Canada dont les deux parents sont nés au Canada.

Source : Totalisations par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada.

Tableau 5
Résultats des femmes canadiennes sur le marché du travail selon leur lieu de naissance et celui de leurs parents en 2000

| | Nées au Canada | | Immigrantes | | Nées au Canada de deuxième génération | | |
|--|----------------|------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | Autochtones | Troisième génération et plus | Âge à la migration 11 ans et moins | Âge à la migration 12 ans et plus | Père seulement immigrant | Mère seulement immigrante | Les deux parents immigrants |
| Situation d'activité (semaine de référence) | | | | | | | |
| Employée | 50,27 | 68,52 | 70,54 | 60,05 | 68,55 | 69,70 | 71,80 |
| Chômeuse | 10,19 | 4,96 | 4,85 | 5,54 | 4,40 | 4,59 | 4,43 |
| Inactive | 39,54 | 26,51 | 24,6 | 34,41 | 27,04 | 25,71 | 23,77 |
| A travaillé l'année précédente (%) | | | | | | | |
| Nombre moyen de semaines de travail | 23,3 | 32,5 | 33,3 | 28,7 | 32,6 | 33,0 | 34,0 |
| % temps plein | 44,1 | 53,2 | 54,2 | 50,9 | 51,0 | 52,2 | 53,6 |
| Individus avec gains positifs | | | | | | | |
| Gains annuels moyens | 18 389 | 24 819 | 27 802 | 25 610 | 25 741 | 26 392 | 27 127 |
| Gains hebdomadaires moyens | 491,7 | 576,4 | 642,5 | 603,0 | 600,1 | 610,6 | 629,2 |
| c.v. des gains hebdomadaires | 0,99 | 0,90 | 0,90 | 0,93 | 0,91 | 0,92 | 0,90 |
| Quartiles de gains | | | | | | | |
| Quartile 1 | 32,40 | 25,62 | 23,61 | 21,66 | 26,24 | 25,92 | 24,06 |
| Quartile 2 | 28,57 | 25,24 | 20,67 | 27,92 | 22,70 | 22,19 | 21,39 |
| Quartile 3 | 22,14 | 24,76 | 25,39 | 26,25 | 24,36 | 24,30 | 25,49 |
| Quartile 4 | 16,89 | 24,39 | 30,33 | 24,17 | 26,71 | 27,59 | 29,06 |
| Distribution corrigée des gains* | | | | | | | |
| Quartile 1 | 28,23 | 25,62 | 22,78 | 25,54 | 28,07 | 27,27 | 22,49 |
| Quartile 2 | 29,42 | 25,24 | 22,06 | 29,43 | 23,77 | 23,29 | 22,75 |
| Quartile 3 | 24,01 | 24,76 | 25,47 | 23,67 | 23,49 | 23,90 | 25,72 |
| Quartile 4 | 18,35 | 24,39 | 29,68 | 21,37 | 24,67 | 25,55 | 29,04 |

Notes : Individus de 16 à 65 ans vivant dans un ménage privé. Les immigrants sont des personnes nées à l'extérieur du Canada. Les immigrants de deuxième génération sont des personnes nées au Canada dont l'un des parents est né à l'extérieur du pays. Troisième génération et plus s'applique aux personnes nées au Canada dont les deux parents sont nés au Canada.

Source : Totalisations par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada.

Tableau 6
Éducation et gains des pères éventuels et des enfants selon la région d'origine

| | Pourcentage provenant de la région d'origine | Nombre d'années de scolarité | Gains hebdomadaires relativement aux personnes nées au Canada de troisième génération | Pourcentage de titulaires d'un grade universitaire |
|---|---|------------------------------------|--|---|
| 1. Pères éventuels en 1980 (taille de l'échantillon = 80 651) | | | | |
| Amérique du Nord, Europe du Nord et de l'Ouest | 30,9 | 13,9 | 1,14 | 18,2 |
| Caraïbes, Amérique centrale et du Sud, et Océanie | 8,6 | 13,0 | 0,84 | 14,0 |
| Europe du Sud et de l'Est | 41,1 | 8,8 | 0,90 | 4,4 |
| Afrique | 2,9 | 14,9 | 1,05 | 31,7 |
| Asie | 16,4 | 13,6 | 0,90 | 32,0 |
| Nés au Canada de troisième génération et plus | | 11,3 | \$ 1 049 | 10,8 |
| 2. Hommes de deuxième génération de 25 à 37 ans en 2001 (taille de l'échantillon = 45 415) | | | | |
| Amérique du Nord, Europe du Nord et de l'Ouest | 31,7 | 14,8 | 1,14 | 26,6 |
| Caraïbes, Amérique centrale et du Sud, et Océanie | 6,1 | 14,8 | 0,86 | 22,5 |
| Europe du Sud et de l'Est | 49,1 | 14,8 | 1,06 | 25,7 |
| Afrique | 1,6 | 16,3 | 1,06 | 49,4 |
| Asie | 11,5 | 16,3 | 1,06 | 49,0 |
| Nés au Canada de sexe masculin de 25 à 37 ans en 2001 | | 14,0 | \$ 839 | 18,8 |
| 3. Femmes de deuxième génération de 25 à 37 ans en 2001 (taille de l'échantillon = 41 927) | | | | |
| Amérique du Nord, Europe du Nord et de l'Ouest | 31,4 | 15,2 | 1,15 | 33,4 |
| Caraïbes, Amérique centrale et du Sud, et Océanie | 6,5 | 15,6 | 1,04 | 33,7 |
| Europe du Sud et de l'Est | 48,8 | 15,4 | 1,17 | 34,8 |
| Afrique | 1,8 | 16,8 | 1,26 | 61,3 |
| Asie | 11,5 | 16,6 | 1,27 | 58,4 |
| Nées au Canada de sexe féminin de 25 à 37 ans en 2001 | | 14,6 | \$ 614 | 25,7 |

Notes : Tous les résultats sont présentés pour les individus ayant des gains hebdomadaires positifs.

Le panneau 1 comprend les immigrants mariés ou en union libre dont la conjointe est également immigrante, ainsi que les personnes nées au Canada, mariées ou en union libre pour lesquelles *les deux* conjoints sont des personnes nées au Canada de troisième génération et plus. Les deux groupes sont en outre limités à ceux qui avaient des enfants de 5 à 17 ans en 1980.

Source : Totalisations par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada.

Tableau 7**Estimations par les moindres carrés des modèles de régression vers la moyenne des gains des pères immigrants et de leurs fils**

| Résultat | Règles de sélection de l'échantillon | | Résultats des régressions par les moindres carrés | | |
|---|---|---|---|----------------------|----------------|
| | Pères | Fils | Constante | Coefficient de pente | R ² |
| 1. <i>ln</i> gains hebdomadaires des fils | - homme, immigrant - 16 à 65 ans - Recensement de 1981 | - homme - 16 à 65 ans - les deux parents immigrants - Recensement de 2001 | 5,50 [0,573] | 0,207 [0,084] | 0,17 |
| 2. <i>ln</i> gains hebdomadaires des fils à l'âge de 31 ans | - homme, immigrant - 16 à 65 ans - Recensement de 1981 | - homme - 16 à 65 ans - les deux parents immigrants - Recensement de 2001 | 5,13 [0,573] | 0,207 [0,084] | 0,17 |
| 3. <i>ln</i> gains hebdomadaires des fils à l'âge de 31 ans | - homme, immigrant - marié ou en union libre avec une immigrante - enfants de 5 à 17 ans - Recensement de 1981 | - homme - 25 à 37 ans - les deux parents immigrants - Recensement de 2001 | 4,82 [0,680] | 0,267 [0,100] | 0,25 |
| 4. <i>ln</i> gains hebdomadaires des fils à l'âge de 31 ans | - homme, immigrant ou dont la conjointe est immigrante - marié ou en union libre - enfants de 5 à 17 ans - Recensement de 1981 | - homme - 25 à 37 ans - au moins un parent immigrant - Recensement de 2001 | 5,11 [0,607] | 0,224 [0,089] | 0,22 |
| 5. <i>ln</i> gains annuels des fils à l'âge de 31 ans | - homme, immigrant - marié ou en union libre avec une immigrante - enfants de 5 à 17 ans - Recensement de 1981 | - homme - 25 à 37 ans - les deux parents immigrants - Recensement de 2001 | 8,60 [0,928] | 0,176 [0,087] | 0,11 |

Notes : Les gains sont corrigés pour l'effet de l'âge et de la région comme il est décrit dans le texte. Dans tous les cas, le nombre d'observations est 70, ce qui correspond aux pays de naissance des pères. Les estimations sont fondées sur les moindres carrés pondérés, où le poids est égal à la somme du nombre de fils et de filles provenant de chaque groupe. Les écarts-types sont présentés entre crochets. Toutes les estimations sont significatives au moins au niveau de signification de 5 %.

Les règles de sélection de l'échantillon de la ligne 1 sont semblables à celles de Card, DiNardo et Estes (2000) et sont destinées à faciliter la comparaison entre le Canada et les États-Unis. L'utilisation des gains annuels comme résultat à la ligne 5 est destinée à faciliter les comparaisons avec les résultats des études existantes sur la mobilité intergénérationnelle dans la population canadienne dans son ensemble.

Tableau 8
Estimations par les moindres carrés des modèles de régression vers la moyenne des gains des pères immigrants et de leurs filles

| Résultat | Règles de sélection de l'échantillon | | Résultats des régressions par les moindres carrés | | |
|---|---|---|---|----------------------|----------------|
| | Pères | Filles | Constante | Coefficient de pente | R ² |
| 1. <i>ln</i> gains hebdomadaires des filles | - homme, immigrant - 16 à 65 ans - Recensement de 1981 | - femme - 16 à 65 ans - les deux parents immigrants - Recensement de 2001 | 6,86 [0,623] | -0,050 [0,092] | 0,01 |
| 2. <i>ln</i> gains hebdomadaires des filles à l'âge de 31 ans | - homme, immigrant - 16 à 65 ans - Recensement de 1981 | - femme - 16 à 65 ans - les deux parents immigrants - Recensement de 2001 | 6,57 [0,623] | -0,050 [0,092] | 0,01 |
| 3. <i>ln</i> gains hebdomadaires des filles à l'âge de 31 ans | - homme, immigrant - marié ou en union libre avec une immigrante - enfants de 5 à 17 ans - Recensement de 1981 | - femme - 25 à 37 ans - les deux parents immigrants - Recensement de 2001 | 6,715 [0,738] | -0,048 [0,108] | 0,01 |
| 4. <i>ln</i> gains hebdomadaires des filles à l'âge de 31 ans | - homme, immigrant ou dont la conjointe est immigrante - marié ou en union libre - enfants de 5 à 17 ans - Recensement de 1981 | - femme - 25 à 37 ans - au moins un parent immigrant - Recensement de 2001 | 7,13 [0,649] | -0,114 [0,095] | 0,03 |
| 5. <i>ln</i> gains annuels des filles à l'âge de 31 ans | - homme, immigrant - marié ou en union libre avec une immigrante - enfants de 5 à 17 ans - Recensement de 1981 | - femme - 25 à 37 ans - les deux parents immigrants - Recensement de 2001 | 11,1 [0,966] | -0,093 [0,091] | 0,02 |

Notes : Les gains sont corrigés pour l'effet de l'âge et de la région comme il est décrit dans le texte. Dans tous les cas, le nombre d'observations est 70, ce qui correspond aux pays de naissance des pères. Les estimations sont fondées sur les moindres carrés pondérés, où le poids est égal à la somme du nombre de fils et de filles provenant de chaque groupe. Les écarts-types sont présentés entre crochets. Toutes les estimations sont significatives au moins au niveau de signification de 5 %.

Les règles de sélection de l'échantillon de la ligne 1 sont semblables à celles de Card, DiNardo et Estes (2000) et sont destinées à faciliter la comparaison entre le Canada et les États-Unis. L'utilisation des gains annuels comme résultat à la ligne 5 est destinée à faciliter les comparaisons avec les résultats des études existantes sur la mobilité intergénérationnelle dans la population canadienne dans son ensemble.

Tableau 9
Décomposition de l'élasticité intergénérationnelle des gains

| | Élasticité intergénérationnelle des gains | Rendement individuel des études | Effet du revenu parental sur la scolarité | Influence de la scolarité | Influence par d'autres voies que la scolarité |
|--------|---|---------------------------------------|--|------------------------------|---|
| | β | ρ | γ | $\rho\gamma$ | $cov(Y_{i,t-1}, u_{i,t}) /$ $var(Y_{i,t-1})$ |
| Fils | 0,267 [0,100] | 0,031 [0,008] | 0,465 [0,980] | 0,0144 | 0,253 [0,054] |
| Filles | -0,048 [0,108] | 0,105 [0,018] | 0,284 [0,815] | 0,0298 | -0,0778 [0,050] |

Note : Les écarts-types figurent entre crochets.

Source : Calculs par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada.

Tableau 10
Estimations par régression quantile des élasticités intergénérationnelle pères-fils des gains

| | Moindres carrés | Régression quantile | | |
|---|-------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | | 25 ^e quantile | 50 ^e quantile | 75 ^e quantile |
| 1. <i>ln</i> gains hebdomadaires | 0,267 [0,100] | 0,183 [0,244] | 0,177 [0,004] | 0,271 [0,056] |
| Constante | 4,82 [0,680] | 5,39 [1,67] | 5,43 [0,030] | 4,81 [0,380] |
| R ² | 0,25 | 0,18 | 0,25 | 0,10 |
| 2. <i>ln</i> gains hebdomadaires | 0,292 [0,139] | 0,605 [0,000] | 0,116 [0,020] | -0,136 [0,000] |
| Nombre d'années de scolarité du père | -0,002 [0,004] | -0,018 [0,000] | 0,003 [0,001] | 0,013 [0,000] |
| Constante | 4,68 [0,907] | 2,71 [0,000] | 5,82 [0,128] | 7,42 [0,000] |
| R ² | 0,25 | 0,34 | 0,26 | 0,22 |

Notes : Les écarts-types sont présentés entre crochets. Toutes les estimations par régression quantile sont significatives au niveau de signification de 1 %, sauf l'estimation de la pente pour le 25^e quantile dans le modèle 1, qui ne diffère pas statistiquement de zéro. Pour les régressions quantiles, R² désigne le pseudo R².

Les règles de sélection de l'échantillon sont les mêmes que pour la ligne 3 du tableau 4 avec un total de 70 observations. Les résultats des moindres carrés, répétés aux fins de référence, proviennent de la ligne 4, tableau 4.

Tableau 11
Estimations par régression quantile des élasticités intergénérationnelle pères-filles des gains

| | Moindres carrés | Régression quantile | | |
|---|-------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | | 25 ^e quantile | 50 ^e quantile | 75 ^e quantile |
| 1. <i>ln</i> gains hebdomadaires | -0,048 [0,108] | 0,150 [0,134] | -0,079 [0,023] | -0,049 [0,125] |
| Constante | 6,72 [0,738] | 5,33 [0,921] | 6,93 [0,158] | 6,73 [0,843] |
| R ² | 0,01 | 0,03 | 0,06 | 0,03 |
| 2. <i>ln</i> gains hebdomadaires | -0,104 [0,171] | 0,374 [0,147] | -0,053 [0,000] | -0,723 [0,067] |
| Nombre d'années de scolarité du père | 0,004 [0,007] | -0,019 [0,011] | -0,001 [0,000] | 0,027 [0,002] |
| Constante | 7,04 [1,09] | 4,052 [0,939] | 6,76 [0,000] | 11,0 [0,431] |
| R ² | 0,02 | 0,10 | 0,08 | 0,11 |

Notes : Les écarts-types sont présentés entre crochets. Toutes les estimations par régression quantile sont significatives au niveau de signification de 1 %, sauf l'estimation de la pente pour le 25^e quantile dans les modèles 1 et 2, et celle pour le 75^e quantile dans le modèle 1. La première ne diffère pas statistiquement de zéro et la seconde est au niveau de signification de 10 %. Pour les régressions quantiles, R² désigne le pseudo R².

Les règles de sélection de l'échantillon sont les mêmes que pour la ligne 3 du tableau 5 avec un total de 70 observations. Les résultats des moindres carrés, répétés aux fins de référence, proviennent de la ligne 4, tableau 5.

Tableau 1 en annexe
Liste des pays et statistiques sommaires utilisées dans l'analyse

| Indice | Lieu de naissance du père | Pères immigrants | | | | | Deuxième génération, 25 à 37 ans | | | | | | | | | |
|--------|---------------------------|-----------------------------|--------------------------|-----------|--------------------|--------------------------------|----------------------------------|--------------------------|-----------|--------------------|--------------------------------|-----------------------------|--------------------------|-----------|--------------------|--------------------------------|
| | | | | | | | Femmes | | | | Hommes | | | | | |
| | | 1980 Nombre d'observ. | 1980 Pop. pondérée | Âge moyen | Log gains moyen | 1980 Années de scolarité | 2000 Nombre d'observ. | 2000 Pop. pondérée | Âge moyen | Log gains moyen | 2000 Années de scolarité | 2000 Nombre d'observ. | 2000 Pop. pondérée | Âge moyen | Log gains moyen | 2000 Années de scolarité |
| 1 | ÉTATS-UNIS | 2,117 | 9,923 | 41.38 | 6.89 | 17.02 | 769 | 3,658 | 30.23 | 6.26 | 15.44 | 730 | 3,688 | 30.35 | 6.50 | 15.29 |
| 2 | BARBADE | 380 | 1,981 | 40.47 | 6.70 | 13.41 | 205 | 1,114 | 29.74 | 6.39 | 15.75 | 209 | 1,155 | 29.78 | 6.46 | 15.17 |
| 3 | GRENADE | 50 | 254 | 41.26 | 6.44 | 12.95 | 41 | 212 | 29.38 | 6.30 | 16.08 | 36 | 221 | 28.55 | 6.22 | 15.39 |
| 4 | HAÏTI | 494 | 2,468 | 38.22 | 6.43 | 14.11 | 208 | 1,129 | 27.36 | 6.30 | 16.35 | 209 | 1,166 | 27.32 | 6.39 | 15.50 |
| 5 | JAMAÏQUE | 1,728 | 8,946 | 39.43 | 6.55 | 12.24 | 738 | 3,989 | 28.75 | 6.27 | 15.12 | 695 | 3,893 | 28.91 | 6.40 | 14.82 |
| 6 | AUTRE AMÉRIQUE C | 310 | 1,516 | 37.43 | 6.50 | 10.22 | 179 | 914 | 29.55 | 6.09 | 12.48 | 221 | 1,215 | 30.26 | 6.60 | 12.24 |
| 7 | AUTRE CARAÏBES | 127 | 658 | 40.27 | 6.87 | 14.54 | 66 | 333 | 29.65 | 6.35 | 16.76 | 90 | 501 | 29.46 | 6.40 | 15.45 |
| 8 | S. LUCIE/VINCENT | 79 | 401 | 40.28 | 6.59 | 14.21 | 77 | 418 | 29.90 | 6.37 | 15.44 | 79 | 433 | 29.13 | 6.51 | 15.09 |
| 9 | TRINITÉ | 887 | 4,572 | 39.81 | 6.74 | 13.92 | 430 | 2,245 | 28.53 | 6.34 | 16.09 | 418 | 2,340 | 28.39 | 6.48 | 15.57 |
| 10 | ARGENTINE | 152 | 742 | 38.44 | 6.72 | 14.20 | 42 | 224 | 27.85 | 6.21 | 15.30 | 48 | 254 | 28.03 | 6.60 | 15.64 |
| 11 | BRÉSIL/CHILI | 493 | 2,480 | 37.28 | 6.67 | 14.73 | 49 | 271 | 28.44 | 6.24 | 15.08 | 57 | 332 | 27.88 | 6.61 | 14.84 |
| 12 | COLOMBIE | 113 | 569 | 37.59 | 6.48 | 12.88 | 34 | 220 | 27.02 | 6.40 | 15.53 | 31 | 161 | 28.29 | 6.47 | 14.78 |
| 13 | ÉQUATEUR | 162 | 819 | 37.07 | 6.40 | 10.81 | 41 | 218 | 26.82 | 6.26 | 15.10 | 38 | 228 | 26.97 | 6.65 | 13.63 |
| 14 | GUYANE | 888 | 4,588 | 39.34 | 6.64 | 14.06 | 300 | 1,646 | 28.72 | 6.25 | 15.78 | 311 | 1,667 | 28.82 | 6.53 | 15.13 |
| 15 | AUTRE AMÉRIQUE S | 236 | 1,180 | 39.92 | 6.69 | 13.63 | 56 | 313 | 28.17 | 6.01 | 15.55 | 64 | 347 | 28.20 | 6.63 | 15.18 |
| 16 | PARAGUAY | 72 | 362 | 38.95 | 6.80 | 8.51 | 58 | 314 | 29.37 | 6.41 | 14.33 | 50 | 222 | 28.57 | 6.74 | 13.43 |
| 17 | AUTRICHE | 487 | 2,418 | 45.61 | 6.87 | 13.79 | 213 | 1,670 | 32.19 | 6.44 | 15.94 | 327 | 1,724 | 32.15 | 6.64 | 15.57 |
| 18 | DANEMARK/ISLANDE | 399 | 2,009 | 45.78 | 6.87 | 13.05 | 341 | 1,308 | 32.38 | 6.36 | 15.14 | 291 | 1,527 | 32.40 | 6.60 | 14.86 |
| 19 | FINLANDE | 323 | 1,585 | 43.32 | 6.90 | 11.42 | 167 | 910 | 31.47 | 6.22 | 15.23 | 164 | 874 | 31.64 | 6.56 | 15.28 |
| 20 | FRANCE | 822 | 4,120 | 42.12 | 6.91 | 14.61 | 398 | 2,090 | 31.16 | 6.39 | 16.14 | 351 | 1,918 | 31.11 | 6.75 | 16.01 |
| 21 | ALLEMAGNE | 3,498 | 17,272 | 45.04 | 6.85 | 13.56 | 2,421 | 12,606 | 32.31 | 6.39 | 15.50 | 2,760 | 14,697 | 32.42 | 6.67 | 15.20 |
| 22 | IRLANDE | 358 | 1,806 | 43.98 | 6.91 | 13.86 | 480 | 2,442 | 31.81 | 6.45 | 15.33 | 483 | 2,615 | 31.93 | 6.63 | 15.00 |
| 23 | PAYS-BAS | 4,111 | 20,621 | 45.67 | 6.74 | 12.57 | 3,258 | 16,884 | 32.25 | 6.25 | 15.03 | 3,668 | 19,188 | 32.20 | 6.64 | 14.74 |
| 24 | NORVÈGE | 88 | 394 | 45.22 | 6.99 | 14.17 | 42 | 216 | 31.86 | 6.14 | 14.55 | 64 | 331 | 32.27 | 6.78 | 14.64 |
| 25 | AUTRE EUROPE O | 309 | 1,590 | 44.63 | 6.82 | 13.49 | 204 | 991 | 32.21 | 6.24 | 15.56 | 193 | 997 | 31.78 | 6.69 | 14.90 |
| 26 | SUÈDE | 100 | 492 | 41.05 | 7.11 | 14.65 | 38 | 232 | 30.39 | 6.44 | 15.42 | 45 | 216 | 31.44 | 6.59 | 14.49 |
| 27 | SUISSE | 275 | 1,370 | 43.16 | 6.74 | 14.55 | 136 | 758 | 31.68 | 6.36 | 15.82 | 150 | 774 | 31.85 | 6.67 | 15.73 |
| 28 | ROYAUME-UNI | 12,239 | 61,986 | 42.85 | 6.97 | 14.75 | 5,105 | 26,595 | 31.31 | 6.38 | 15.55 | 5,464 | 29,242 | 31.36 | 6.67 | 15.16 |
| 29 | GRÈCE | 3,812 | 19,265 | 42.42 | 6.46 | 8.88 | 2,525 | 13,154 | 30.59 | 6.41 | 15.69 | 2,703 | 14,667 | 30.75 | 6.46 | 15.23 |
| 30 | ITALIE | 15,348 | 76,923 | 43.89 | 6.69 | 8.03 | 10,969 | 57,979 | 31.23 | 6.40 | 15.35 | 11,917 | 64,009 | 31.36 | 6.62 | 14.86 |
| 31 | MALTE | 342 | 1,729 | 40.68 | 6.77 | 10.41 | 222 | 1,190 | 31.07 | 6.47 | 15.11 | 229 | 1,255 | 31.04 | 6.69 | 15.00 |
| 32 | PORUGAL | 5,122 | 25,951 | 41.26 | 6.63 | 6.95 | 2,137 | 11,374 | 29.61 | 6.32 | 14.47 | 2,356 | 12,602 | 29.63 | 6.61 | 13.78 |
| 33 | ESPAGNE/AUTRE EUROPE S | 425 | 2,135 | 43.09 | 6.80 | 12.81 | 177 | 920 | 30.39 | 6.52 | 16.23 | 210 | 1,180 | 30.08 | 6.66 | 16.00 |
| 34 | ANCIENNE YOUGOSLAVIE | 2,987 | 15,005 | 42.44 | 6.76 | 11.47 | 1,714 | 9,081 | 30.61 | 6.44 | 15.82 | 1,862 | 10,074 | 30.57 | 6.66 | 15.41 |
| 35 | ANC.TCHÉCOSL./BULGARIE | 779 | 3,881 | 43.06 | 6.87 | 15.49 | 320 | 1,714 | 30.44 | 6.40 | 16.35 | 363 | 1,862 | 30.45 | 6.68 | 15.93 |
| 36 | HONGRIE | 1,065 | 5,333 | 46.13 | 6.85 | 13.59 | 756 | 3,994 | 31.85 | 6.39 | 15.62 | 820 | 4,394 | 32.05 | 6.60 | 15.43 |
| 37 | Pologne | 1,763 | 8,786 | 48.61 | 6.81 | 12.70 | 969 | 5,087 | 32.13 | 6.38 | 16.04 | 950 | 4,981 | 32.42 | 6.65 | 15.79 |
| 38 | ROUMANIE | 368 | 1,857 | 46.13 | 6.79 | 13.49 | 156 | 822 | 32.79 | 6.41 | 16.12 | 167 | 926 | 32.89 | 6.80 | 15.90 |
| 39 | RUSSIE | 1,194 | 5,975 | 49.28 | 6.76 | 14.53 | 751 | 3,846 | 32.73 | 6.36 | 16.36 | 826 | 4,425 | 32.97 | 6.64 | 15.76 |
| 40 | ÉGYPTE | 547 | 2,733 | 44.05 | 6.97 | 16.66 | 251 | 1,396 | 29.18 | 6.58 | 17.09 | 233 | 1,232 | 29.57 | 6.89 | 17.05 |
| 41 | KENYA | 220 | 1,121 | 40.56 | 6.72 | 14.85 | 45 | 223 | 26.92 | 6.51 | 17.59 | 44 | 242 | 27.36 | 6.71 | 17.49 |
| 42 | MAROC | 310 | 1,521 | 42.54 | 6.81 | 13.58 | 114 | 680 | 29.58 | 6.58 | 16.05 | 120 | 675 | 30.09 | 6.85 | 15.86 |
| 43 | AUTRE AFRIQUE E/C | 145 | 738 | 39.90 | 6.94 | 15.89 | 38 | 195 | 28.90 | 6.36 | 14.93 | 47 | 253 | 28.57 | 6.35 | 15.56 |
| 44 | AUTRE AFRIQUE N | 119 | 596 | 42.63 | 6.82 | 13.62 | 46 | 261 | 30.84 | 6.41 | 17.11 | 51 | 258 | 31.22 | 6.77 | 15.60 |
| 45 | AFRIQUE S | 465 | 2,362 | 41.77 | 6.95 | 16.01 | 103 | 512 | 30.15 | 6.45 | 17.04 | 108 | 590 | 30.85 | 6.72 | 16.36 |
| 46 | TANZANIE | 291 | 1,507 | 40.57 | 6.61 | 13.58 | 42 | 221 | 27.01 | 6.44 | 16.92 | 47 | 240 | 26.31 | 6.94 | 16.81 |
| 47 | OUGANDA | 219 | 1,091 | 40.25 | 6.60 | 13.60 | 34 | 185 | 26.19 | 6.79 | 16.91 | 32 | 203 | 27.07 | 6.73 | 16.82 |
| 48 | AFRIQUE O | 92 | 479 | 37.90 | 6.59 | 16.66 | 77 | 417 | 28.27 | 6.39 | 15.96 | 59 | 329 | 28.83 | 6.51 | 16.41 |
| 49 | CHYPRE | 157 | 802 | 39.46 | 6.71 | 11.03 | 48 | 256 | 30.77 | 6.55 | 16.51 | 55 | 284 | 28.74 | 6.45 | 16.26 |
| 50 | IRAN/IRAQ | 163 | 831 | 43.75 | 6.76 | 15.68 | 44 | 228 | 29.83 | 6.71 | 16.94 | 48 | 247 | 29.33 | 6.81 | 16.77 |
| 51 | ISRAËL | 217 | 1,110 | 41.61 | 6.71 | 13.61 | 53 | 322 | 29.18 | 6.46 | 15.82 | 75 | 454 | 28.52 | 6.72 | 15.99 |
| 52 | LIBAN | 516 | 2,604 | 41.12 | 6.51 | 10.48 | 259 | 1,395 | 29.99 | 6.30 | 14.97 | 325 | 1,813 | 30.11 | 6.58 | 15.18 |
| 53 | AUTRE ASIE O | 55 | 266 | 39.31 | 6.51 | 14.15 | 73 | 375 | 28.80 | 6.49 | 15.43 | 86 | 459 | 28.38 | 6.65 | 15.08 |
| 54 | SYRIE | 123 | 600 | 42.41 | 6.63 | 12.10 | 52 | 313 | 28.48 | 6.30 | 16.38 | 47 | 237 | 28.53 | 6.85 | 16.19 |
| 55 | TURQUIE | 194 | 981 | 43.30 | 6.70 | 13.66 | 63 | 369 | 29.51 | 6.37 | 16.52 | 73 | 418 | 30.80 | 6.80 | 15.70 |
| 56 | CHINE | 1,654 | 8,285 | 44.04 | 6.52 | 11.82 | 1,679 | 9,105 | 30.48 | 6.63 | 17.06 | 1,846 | 10,043 | 30.78 | 6.69 | 16.94 |
| 57 | HONG KONG | 839 | 4,267 | 39.34 | 6.77 | 15.41 | 255 | 1,327 | 28.35 | 6.69 | 17.34 | 237 | 1,341 | 28.26 | 6.65 | 17.36 |
| 58 | INDE | 3,649 | 18,388 | 40.13 | 6.82 | 15.30 | 1,235 | 6,630 | 28.31 | 6.53 | 16.72 | 1,318 | 7,134 | 28.34 | 6.68 | 16.82 |
| 59 | INDONÉSIE | 178 | 866 | 43.66 | 6.85 | 16.75 | 66 | 372 | 29.41 | 6.50 | 16.77 | 94 | 515 | 30.67 | 6.70 | 16.09 |
| 60 | JAPON | 192 | 967 | 40.27 | 6.83 | 16.16 | 76 | 404 | 27.52 | 6.45 | 16.72 | 90 | 516 | 28.25 | 6.57 | 16.51 |
| 61 | CORÉE | 596 | 3,006 | 41.97 | 6.67 | 15.86 | 189 | 1,036 | 27.83 | 6.55 | 17.61 | 163 | 908 | 28.03 | 6.62 | 17.37 |
| 62 | MALAISIE SINGAPOUR | 277 | 1,365 | 41.38 | 6.84 | 16.31 | 62 | 324 | 27.99 | 6.71 | 17.69 | 82 | 441 | 28.42 | 6.68 | 17.13 |
| 63 | AUTRE ASIE E | 871 | 4,380 | 37.06 | 6.28 | 11.99 | 53 | 293 | 29.80 | 6.37 | 14.25 | 76 | 424 | 28.51 | 6.80 | 16.21 |
| 64 | PAKISTAN NÉPAL BANGL. | 385 | 1,937 | 41.27 | 6.75 | 15.56 | 106 | 537 | 28.11 | 6.42 | 16.53 | 137 | 738 | 28.26 | 6.63 | 17.07 |
| 65 | PHILIPPINES | 1,615 | 8,084 | 39.12 | 6.67 | 16.02 | 471 | 2,437 | 27.76 | 6.39 | 16.48 | 413 | 2,202 | 27.65 | 6.61 | 16.01 |
| 66 | SRI LANKA | 120 | 599 | 43.42 | 6.84 | 16.14 | 36 | 185 | 28.14 | 6.62 | 15.97 | 47 | 262 | 30.07 | 6.82 | 16.62 |
| 67 | TAÏWAN | 1,639 | 8,279 | 44.10 | 6.56 | 12.41 | 33 | 182 | 28.03 | 6.72 | 17.88 | 42 | 250 | 27.74 | 6.90 | 17.56 |
| 68 | AUSTRALIE | 160 | 797 | 42.88 | 7.16 | 17.14 | 57 | 327 | 30.16 | 6.45 | 16.15 | 60 | 355 | 30.65 | 6.60 | 15.70 |
| 69 | FIDJI OCÉANIE | 446 | 2,293 | 38.93 | 6.58 | 12.55 | 88 | 462 | 27.44 | 6.35 | 15.17 | 64 | 371 | 28.78 | 6.46 | 15.03 |
| 70 | NOUVELLE-ZÉLANDE | 119 | 571 | 40.45 | 7.12 | 16.79 | 43 | 205 | 31.23 | 6.39 | 17.06 | 53 | 279 | 29.48 | 6.83 | 16.50 |

Source : Calculs par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada

Tableau 2 en annexe
Niveau de scolarité des hommes, selon le groupe d'âge

| | Nés au Canada | | Immigrants | | Nés au Canada de deuxième génération | | |
|------------------------------------|---------------|------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | Autochtones | Troisième génération et plus | Âge à la migration 11 ans et moins | Âge à la migration 12 ans et plus | Père seulement immigrant | Mère seulement immigrante | Les deux parents immigrants |
| 16 à 24 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 59,12 | 31,93 | 28,98 | 24,18 | 27,03 | 28,00 | 22,37 |
| 12 années | 26,63 | 28,22 | 23,38 | 23,01 | 28,49 | 28,95 | 23,25 |
| 13 à 15 années | 12,04 | 30,01 | 33,98 | 36,35 | 32,46 | 31,33 | 36,50 |
| 16 années et plus | 2,21 | 9,85 | 13,65 | 16,45 | 12,02 | 11,72 | 17,88 |
| 25 à 34 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 43,21 | 16,64 | 9,31 | 13,86 | 10,64 | 8,78 | 7,85 |
| 12 années | 25,69 | 21,90 | 16,89 | 14,31 | 20,18 | 21,65 | 17,10 |
| 13 à 15 années | 21,50 | 31,33 | 29,25 | 26,66 | 30,70 | 31,13 | 30,84 |
| 16 années et plus | 9,60 | 30,13 | 44,55 | 45,17 | 38,49 | 38,44 | 44,20 |
| 35 à 44 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 48,46 | 23,11 | 14,71 | 17,19 | 15,77 | 15,71 | 11,85 |
| 12 années | 21,67 | 23,15 | 19,97 | 14,18 | 22,84 | 22,76 | 20,54 |
| 13 à 15 années | 20,10 | 29,13 | 29,58 | 25,65 | 28,48 | 29,82 | 30,78 |
| 16 années et plus | 9,78 | 24,62 | 35,75 | 42,98 | 32,90 | 31,71 | 36,83 |
| 45 à 54 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 53,06 | 28,74 | 18,35 | 20,32 | 19,50 | 19,77 | 15,25 |
| 12 années | 18,12 | 21,11 | 18,4 | 13,73 | 22,76 | 22,08 | 20,18 |
| 13 à 15 années | 19,07 | 25,84 | 28,37 | 24,87 | 25,80 | 26,73 | 28,07 |
| 16 années et plus | 9,76 | 24,31 | 34,88 | 41,08 | 31,94 | 31,41 | 36,49 |
| 55 à 65 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 70,73 | 49,18 | 28,42 | 31,95 | 36,49 | 34,89 | 36,89 |
| 12 années | 11,13 | 15,07 | 17,19 | 13,41 | 19,81 | 18,59 | 19,36 |
| 13 à 15 années | 11,24 | 17,06 | 22,23 | 21,16 | 19,47 | 20,48 | 19,11 |
| 16 années et plus | 6,90 | 18,69 | 32,16 | 33,48 | 24,23 | 26,05 | 24,63 |
| 25 à 65 ans | | | | | | | |
| Nombre moyen d'années de scolarité | 11,23 | 13,14 | 14,40 | 14,01 | 13,83 | 13,96 | 14,43 |
| Moins de 12 années | 50,48 | 27,63 | 15,58 | 21,31 | 21,08 | 19,14 | 14,39 |
| 12 années | 20,93 | 20,90 | 18,26 | 13,88 | 21,39 | 21,46 | 19,08 |
| 13 à 15 années | 19,24 | 26,66 | 28,34 | 24,45 | 25,90 | 27,31 | 28,78 |
| 16 années et plus | 9,35 | 24,81 | 37,81 | 40,37 | 31,64 | 32,08 | 37,76 |
| Grade le plus élevé | | | | | | | |
| Moins que secondaire | 42,26 | 25,41 | 15,91 | 21,87 | 20,48 | 18,93 | 15,52 |
| Secondaire | 27,61 | 29,21 | 26,79 | 22,48 | 27,16 | 27,47 | 26,34 |
| Certificat | 25,79 | 28,95 | 31,33 | 26,56 | 30,46 | 30,70 | 32,62 |
| B.A. | 3,63 | 12,92 | 20,24 | 19,29 | 16,67 | 17,68 | 20,64 |
| Cycles supérieurs | 0,71 | 3,51 | 5,72 | 9,80 | 5,22 | 5,22 | 4,87 |

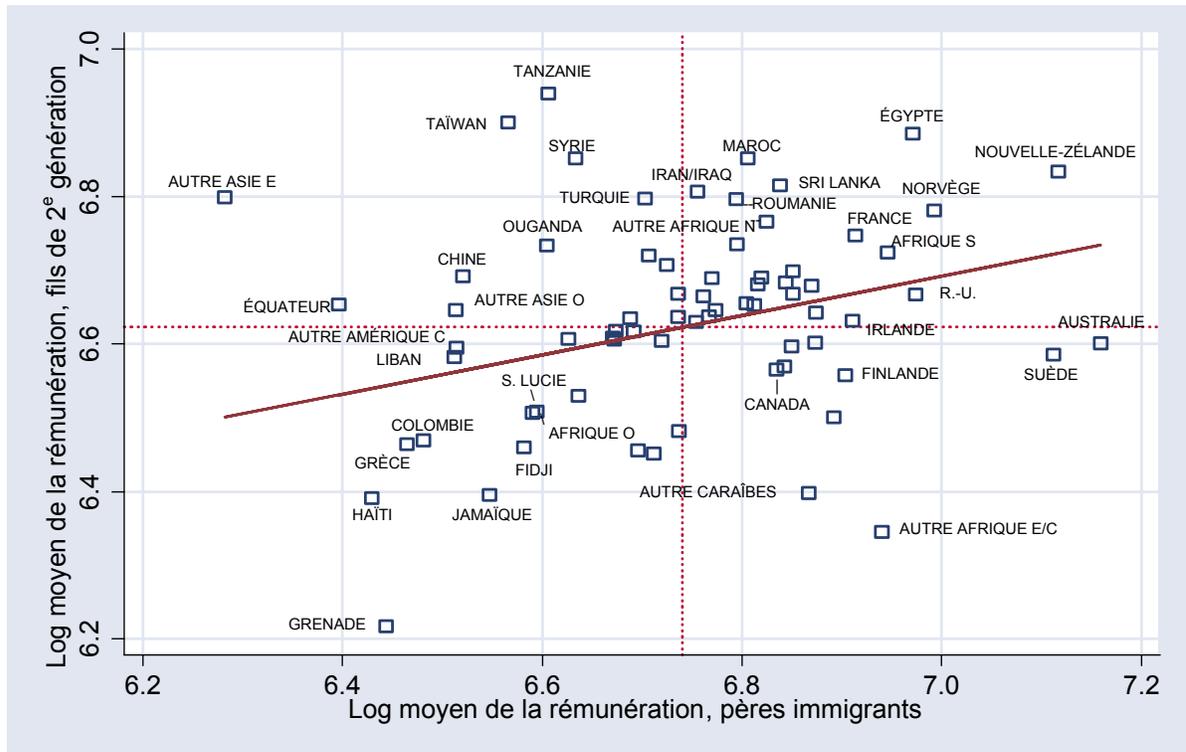
Source : Totalisations par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada.

Tableau 3 en annexe
Niveau de scolarité des femmes, selon le groupe d'âge

| | Nées au Canada | | Immigrantes | | Nées au Canada, de deuxième génération | | |
|------------------------------------|----------------|------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|--|---------------------------|-----------------------------|
| | Autochtones | Troisième génération et plus | Âge à la migration 11 ans et moins | Âge à la migration 12 ans et plus | Père seulement immigrant | Mère seulement immigrante | Les deux parents immigrants |
| 16 à 24 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 53,35 | 25,75 | 25,79 | 20,92 | 23,34 | 23,68 | 18,15 |
| 12 années | 26,67 | 24,65 | 21,05 | 22,06 | 24,29 | 25,64 | 19,18 |
| 13 à 15 années | 16,64 | 35,06 | 36,96 | 37,47 | 35,79 | 35,43 | 39,13 |
| 16 années et plus | 3,34 | 14,54 | 16,20 | 19,55 | 16,58 | 15,25 | 23,54 |
| 25 à 34 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 36,55 | 11,82 | 7,14 | 14,38 | 7,31 | 7,34 | 4,77 |
| 12 années | 23,44 | 19,33 | 14,87 | 14,82 | 17,99 | 17,72 | 14,03 |
| 13 à 15 années | 27,27 | 33,66 | 30,47 | 29,71 | 31,69 | 31,37 | 31,13 |
| 16 années et plus | 12,74 | 35,18 | 47,52 | 41,09 | 43,01 | 43,57 | 50,07 |
| 35 à 44 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 40,16 | 17,58 | 12,72 | 18,24 | 11,59 | 11,58 | 8,27 |
| 12 années | 22,48 | 26,09 | 24,09 | 15,92 | 25,67 | 26,10 | 24,06 |
| 13 à 15 années | 25,61 | 32,72 | 32,01 | 30,02 | 32,64 | 32,79 | 33,52 |
| 16 années et plus | 11,75 | 23,61 | 31,17 | 35,82 | 30,11 | 29,54 | 34,15 |
| 45 à 54 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 47,02 | 26,19 | 20,23 | 25,15 | 17,39 | 17,93 | 12,96 |
| 12 années | 19,32 | 24,87 | 26,76 | 16,47 | 27,84 | 28,27 | 25,75 |
| 13 à 15 années | 21,83 | 28,47 | 27,58 | 28,66 | 28,86 | 28,70 | 30,12 |
| 16 années et plus | 11,82 | 20,47 | 25,43 | 29,72 | 25,91 | 25,09 | 31,18 |
| 55 à 65 ans | | | | | | | |
| Moins de 12 années | 69,64 | 48,40 | 35,19 | 39,78 | 36,87 | 35,62 | 36,83 |
| 12 années | 12,12 | 18,04 | 23,79 | 15,84 | 24,36 | 24,63 | 26,12 |
| 13 à 15 années | 12,59 | 20,73 | 22,41 | 23,86 | 23,49 | 22,92 | 22,31 |
| 16 années et plus | 5,66 | 12,83 | 18,61 | 20,52 | 15,27 | 16,82 | 14,73 |
| 25 à 65 ans | | | | | | | |
| Nombre moyen d'années de scolarité | 11,66 | 13,24 | 14,10 | 13,19 | 13,76 | 13,86 | 14,47 |
| Moins de 12 années | 44,00 | 23,97 | 15,60 | 24,62 | 18,99 | 17,42 | 11,82 |
| 12 années | 20,87 | 22,78 | 22,09 | 15,84 | 24,10 | 24,51 | 20,99 |
| 13 à 15 années | 23,78 | 29,68 | 29,24 | 28,09 | 28,96 | 29,19 | 30,54 |
| 16 années et plus | 11,35 | 23,57 | 33,07 | 31,45 | 27,95 | 28,89 | 36,65 |
| Grade le plus élevé | | | | | | | |
| Moins que secondaire | 37,57 | 22,50 | 15,54 | 26,02 | 19,07 | 17,66 | 12,68 |
| Secondaire | 27,06 | 29,56 | 28,85 | 25,02 | 27,67 | 27,76 | 26,56 |
| Certificat | 28,78 | 31,27 | 31,15 | 26,17 | 32,32 | 32,68 | 33,23 |
| B.A. | 5,81 | 13,95 | 20,07 | 17,28 | 17,14 | 17,87 | 23,41 |
| Cycles supérieurs | 0,77 | 2,71 | 4,39 | 5,52 | 3,81 | 4,03 | 4,12 |

Source : Totalisations par les auteurs d'après les données du Recensement de 2001 de Statistique Canada.

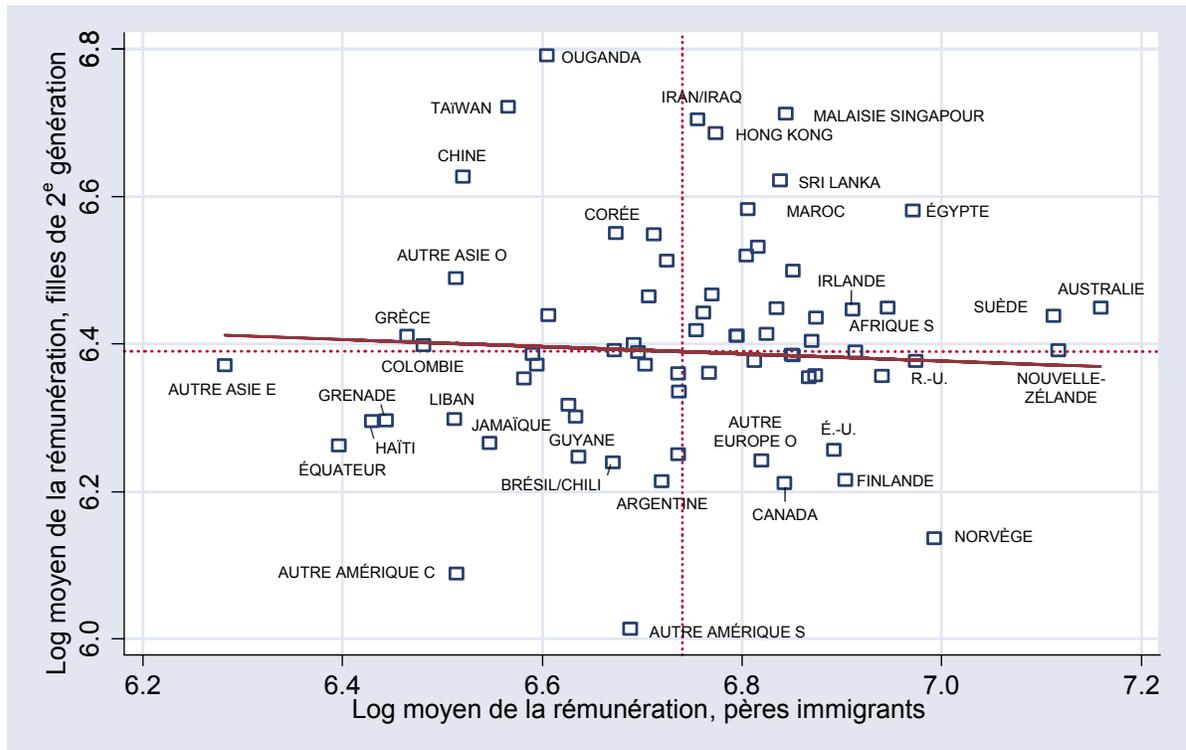
Figure 1
Diagramme de dispersion des données groupées sur les gains hebdomadaires pour les pères et les fils



Notes: Les règles de sélection de l'échantillon sont celles décrites à la ligne 3 du tableau 7.

La droite de régression par les moindres carrés pondérés est représentée et sa pente est de 0.267. Les lignes en pointillé représentent, respectivement, la moyenne des logarithme des gains quotidiens des pères et des fils. Les points ne sont pas tous étiquetés. Voir le tableau 1 en annexe pour des précisions. Une observation pour les enfants nés au Canada des pères nés au Canada est incluse aux fins de référence, mais n'est pas utilisée dans la régression.

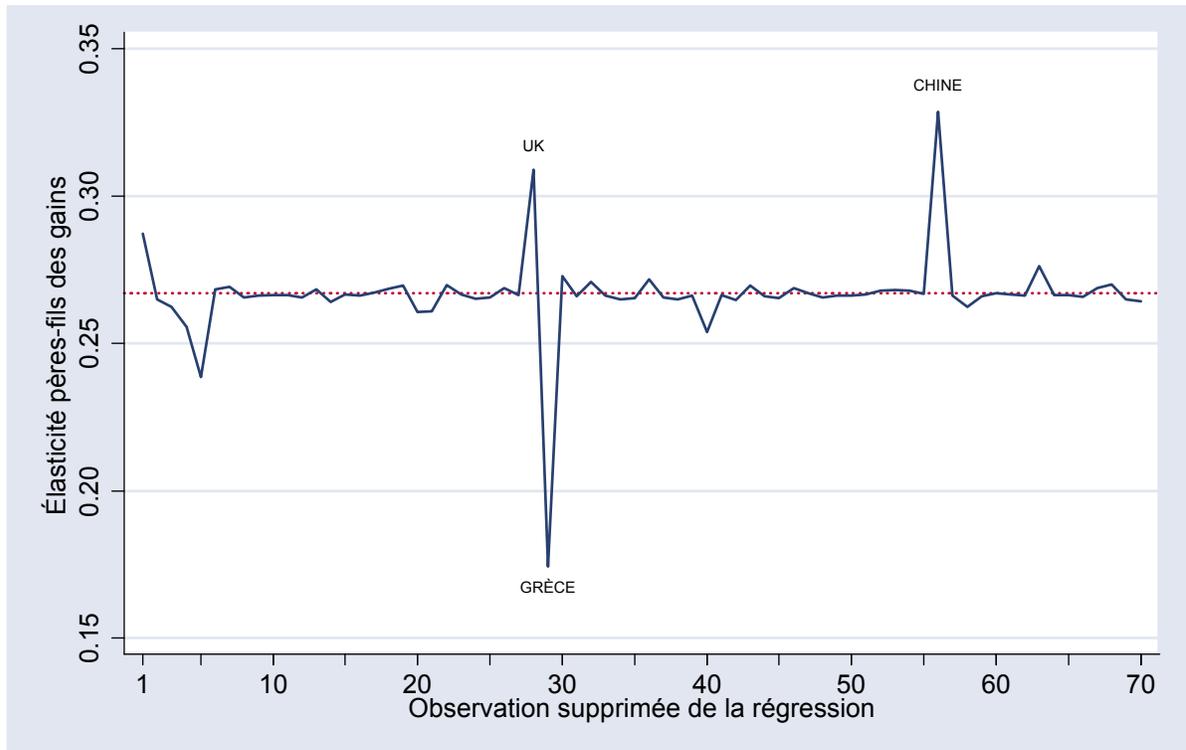
Figure 2
Diagramme de dispersion des données groupées sur les gains hebdomadaires pour les pères et les filles



Notes : Les règles de sélection de l'échantillon sont celles décrites à la ligne 3 du tableau 8.

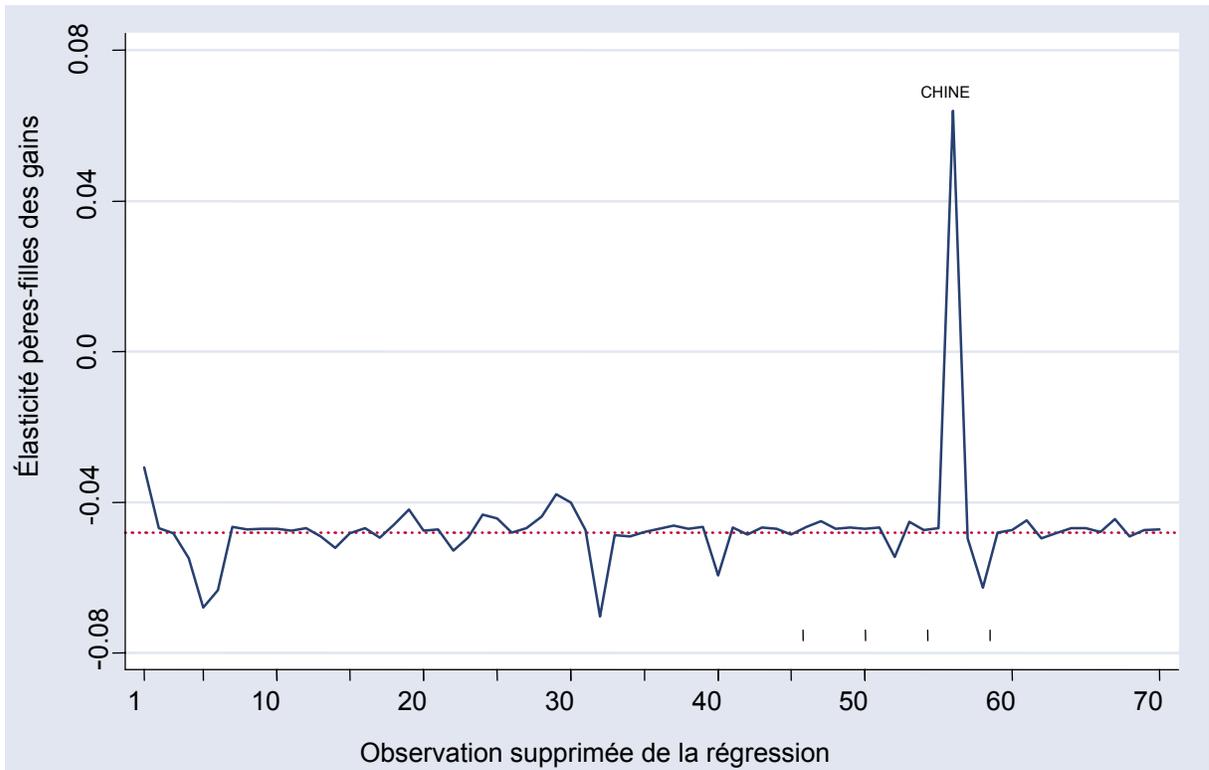
La droite de régression par les moindres carrés pondérés est représentée et sa pente est de -0,048. Les lignes en pointillé représentent, respectivement, la moyenne des logarithme des gains quotidiens des pères et des filles. Les points ne sont pas tous étiquetés. Voir le tableau 1 en annexe pour des précisions. Une observation pour les enfants nés au Canada des pères nés au Canada est incluse aux fins de référence, mais n'est pas utilisée dans la régression.

Figure 3
Points de données influents parmi les estimations par les moindres carrés de l'élasticité
pères-fils des gains



Notes : Le graphique représente les estimations de l'élasticité par les moindres carrés pondérés pour une série d'échantillons de 69 observations, obtenus en éliminant successivement une observation. L'axe horizontal indique l'observation supprimée. Voir le tableau 1 en annexe pour la liste complète des nombres indices. Les règles de sélection d'échantillon sont celles décrites à la ligne 3 du tableau 7. La pente de la droite de régression par les moindres carrés pondérés en utilisant les 70 observations est représentée par la ligne horizontale en pointillé à 0,267.

Figure 4
Points de données influents parmi les estimations par les moindres carrés de l'élasticité pères-filles des gains



Notes : Le graphique représente les estimations de l'élasticité par les moindres carrés pondérés pour une série d'échantillons de 69 observations, obtenus en éliminant successivement une observation. L'axe horizontal indique l'observation supprimée. Voir le tableau 1 en annexe pour la liste complète des nombres indices. Les règles de sélection d'échantillon sont celles décrites à la ligne 3 du tableau 8. La pente de la droite de régression par les moindres carrés pondérés en utilisant les 70 observations est représentée par la ligne horizontale en pointillé à -0,048.

Bibliographie

Atkinson, A.B., A.K. Maynard et C.G. Trinder. 1983. « Parents and Children: Incomes in Two Generations ». Londres : Heinemann.

Aydemir, A. 2003. *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants*. Direction des études analytiques, documents de recherche. N° 11F0019MIF2002182 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Aydemir, A. et M. Skuterud. 2005. « Explaining the Deteriorating Entry Earnings of Canada's Immigrant Cohorts, 1966-2000 ». *Revue canadienne d'économique*. 38, 2 : 641–671.

Becker, Gary S. et Nigel Tomes. 1986. « Human Capital and the Rise and Fall of Families ». *Journal of Labor Economics*. 4, 3, deuxième partie : S1–S39.

Becker, Gary S. et Nigel Tomes. 1979. « An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility ». *Journal of Political Economy*. 87, 6 : 1153–1189.

Björklund, Anders et Markus Jäntti. 2000. « Intergenerational Mobility of Socio-economic Status in Comparative Perspective ». *Nordic Journal of Political Economy*. 26 : 3–32.

Blanden, Jo. 2005. « International Evidence on Intergenerational Mobility ». London School of Economics, Centre for Economic Performance, document inédit.

Blanden, Jo, Paul Gregg et Stephen Machin. 2005. « Intergenerational Mobility in Europe and North America ». London School of Economics, Centre for Economic Performance, document inédit.

Borjas, George J. 1994. « Long-Run Convergence of Ethnic Skill Differentials: The Children and Grandchildren of the Great Migration ». *Industrial and Labor Relations Review*. 47, 4 : 553–573.

Borjas, George J. 1993. « The Intergenerational Mobility of Immigrants ». *Journal of Labor Economics*. 11,1, première partie : 113–135.

Borjas, George J. 1992. « Ethnic Capital and Intergenerational Mobility ». *Quarterly Journal of Economics*. 107, 1 : 123–150.

Bowles, Samuel, Herbert Gintis et Melissa Osborne Groves (rév.). 2005. « Unequal Chances : Family Background and Economic Success ». New York : Princeton University Press and the Russell Sage Foundation.

Card, David, John DiNardo et Eugena Estes. 2000. « The More Things Change, Immigrants and the Children of Immigrants in the 1940s, the 1970s, and the 1990s ». Dans G. Borjas (rév.), *Issues in the Economics of Immigration*. Chicago : NBER et University of Chicago Press.

Corak, Miles (rév.). 2004a. « Generational Income Mobility in North America and Europe ». Cambridge : Cambridge University Press.

Corak, M. 2004b. « Do poor children become poor adults? Lessons for public policy from a cross country comparison of generational earnings mobility ». Document présenté au Colloque sur le devenir des enfants de familles défavorisées en France, avril.

Corak, Miles. 2001. « Are the Kids All Right? Intergenerational Mobility and Child Well-Being in Canada ». Dans Keith Banting, Andrew Sharpe et France St-Hilare (rév.), *The Longest Decade : Canada in the 1990s, The Review of Economic Performance and Social Progress*, Vol. 1. Montréal : Institut de recherche en politiques publiques et Centre d'étude des niveaux de vie.

Corak, Miles et Andrew Heisz. 1999. « The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men : Evidence from Longitudinal Income Tax Data ». *Journal of Human Resources*. 34, 3 : 504–533.

Eide, Eric R. et Mark H. Showalter. 1999. « Factors Affecting the Transmission of Earnings Across Generations : A Quantile Regression Approach ». *Journal of Human Resources*. 34, 2 : 253–267.

Fertig M. et C.M. Schmidt (2002). « First- and Second-Generation Migrants in Germany – What do We Know and What do People Think? ». Dans R. Rotte et P. Stein (rév.), *Migration Policy and the Economy : International Experiences* (Études et commentaires 1). Munich : Hans-Seidel-Stiftung. Académie des politiques et des affaires courantes.

Fortin, Nicole M. et Sophie Lefebvre. 1998. « Mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada ». Dans Miles Corak (sous la direction de), *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*. N° 89-553-XIB au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Gang, Ira N. et Klaus F. Zimmermann. 2000. « Is Child Like Parent? Educational Attainment and Ethnic Origin ». *Journal of Human Resources*. 35, 3 : 550–569.

Grawe, Nathan D. 2004a. « Reconsidering the Use of Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility as a Test for Credit Constraints ». *Journal of Human Resources*. 39, 3 : 813–827.

Grawe, Nathan D. 2004b. « Intergenerational mobility for whom? The experience of high- and low-earning sons in international perspective ». Dans Miles Corak (rév.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge : Cambridge University Press.

Nielsen, H.S., M. Rosholm, N. Smith et L. Husted. 2003. « The School-to-Work Transition of 2nd Generation Immigrants in Denmark ». *Journal of Population Economics*. 16 : 755–786.

Österbacka, Eva. 2004. « It Runs in the Family: Empirical Analyses of Family Background and Economic Status ». Thèse de doctorat, Åbo Akademi Press.

Osterberg, T. 2000. « Economic Perspectives on Immigrants and Intergenerational Transmissions ». *Ekonomiska Studier*. Vol. 102, Göteborgs Universitet : Suède.

Riphahn, R.T. 2002. « Residential Location and Youth Unemployment : The Economic Geography of School-to-Work Transitions ». *Journal of Population Economics*. 15: 115–135.

Riphahn, R.T. 2003. « Cohort Effects in the Educational Attainment of Second Generation Immigrants in Germany : An Analysis of Census Data ». *Journal of Population Economics*. 16 : 711-737.

Roemer, John E. 2004. « Equal opportunity and intergenerational mobility: going beyond intergenerational income transition matrices ». Dans Miles Corak (sous la dir. de), *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge : Cambridge University Press.

Roemer, John E. 1998. *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA : Harvard University Press.

Rooth, D-O et J. Ekberg. 2003. « Unemployment and Earnings of second Generation Immigrants in Sweden. Ethnic Background and Parent Composition ». *Journal of Population Economics*. 16 : 787–814.

Scott, Janny et David Leonhardt. 2005. « Class in America: Shadowy Lines That Still Divide ». *New York Times*. Vol. CLIV n° 53, 215, 15 mai, page 1.

Solon, Gary. 2002. « Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Mobility ». *Journal of Economic Perspectives*. 16, 3 : 59–66.

Solon, Gary. 1999. « Intergenerational Mobility in the Labor Market ». Dans Orley C. Ashenfelter et David Card (rév.). *Handbook of Labor Economics, Volume 3A*. Amsterdam : Elsevier Science.

Solon, Gary. 1992. « Intergenerational Income Mobility in the United States ». *American Economic Review*. 82,3 : 393–408.

Solon, Gary. 1989. « Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations ». *Review of Economics and Statistics*. 71, 1 : 172–174.

Sweetman, Arthur et Gordon Dicks. 1999. « Education and Ethnicity in Canada: An Intergenerational Perspective ». *Journal of Human Resources*. 34, 4 : 668–696.

Van Ours J.C. et J. Veenman. 2003. « The Educational Attainment of Second-Generation Immigrants in the Netherlands ». *Journal of Population Economics*. 16 : 739-753.

Wessel, David 2005. « As Rich-Poor Gap Widens in the U.S., Class Mobility Stalls ». *Wall Street Journal*. Vol. CCXLV n° 94, 13 mai, page 1.

Worswick, Christopher J. 2004. « Adaptation and inequality: Children of immigrants in Canadian Schools ». *Revue canadienne d'économie*. 37, 1 : 53–77.

Zimmerman, D. 1992. « Regression toward Mediocrity in Economic Stature ». *American Economic Review*. 82, 3 : 409–429.