

Tendances de la mobilité intergénérationnelle du revenu et de l'inégalité du revenu au Canada

par Marie Connolly, Catherine Haeck et David Lapierre

Date de diffusion : le 10 février 2021
Date de correction : le 18 février 2021



Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Programme des services de dépôt

- | | |
|-----------------------------|----------------|
| • Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| • Télécopieur | 1-800-565-7757 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous «Contactez-nous» > «[Normes de service à la clientèle](#)».

Note de reconnaissance

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

Avis de correction

Une correction a été apportée au Tableau 2 intitulé : Statistiques descriptives, selon la cohorte de naissance. Le coefficient de Gini, revenu parental après impôt en 1963 a été corrigé.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2021

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Tendances de la mobilité intergénérationnelle du revenu et de l'inégalité du revenu au Canada

par

Marie Connolly, Catherine Haeck et David Lapierre

Groupe de recherche sur le capital humain
Université du Québec à Montréal

11F0019M N° 458

2021001

ISSN 1205-9161

ISBN 978-0-660-37151-1

Février 2021

Direction des études analytiques Documents de recherche

La série Direction des études analytiques : documents de recherche permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques et les collaborateurs. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, l'immigration, la scolarité et les compétences, la mobilité du revenu, le bien-être, le vieillissement, la dynamique des entreprises, la productivité, les transitions économiques et la géographie économique. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Tous les documents de la série Direction des études analytiques : documents de recherche font l'objet d'une révision interne et d'une révision par les pairs. Cette démarche vise à faire en sorte que les documents soient conformes au mandat de Statistique Canada à titre d'organisme statistique gouvernemental et qu'ils respectent les normes généralement reconnues régissant les bonnes méthodes professionnelles.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Remerciements

La Division de l'analyse sociale et de la modélisation de Statistique Canada a pris part à une initiative de collaboration avec les professeures Marie Connolly et Catherine Haeck pour améliorer et mettre à jour la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (BDMIR) de Statistique Canada. Bénéficiant d'un financement obtenu par les deux chercheuses, Statistique Canada a ajouté trois cohortes d'adolescents et de parents à la BDMIR et a prolongé la période de référence couverte dans le fichier. Les professeures ont aussi travaillé en étroite collaboration avec le personnel de Statistique Canada pour valider et documenter le fichier mis à jour. Le fichier de données, auquel les chercheurs peuvent accéder par l'intermédiaire du Réseau canadien des centres de données de recherche, permet de faire des comparaisons intergénérationnelles de la mobilité du revenu au Canada pour un plus grand éventail de cohortes de naissances, et sur une plus longue période, qu'il était auparavant possible de faire. Statistique Canada est heureux de publier les travaux des professeures Connolly et Haeck sur cet important sujet et les remercie de leur collaboration dans le cadre de cette initiative.

Table des matières

Résumé	5
Sommaire	6
1 Introduction	7
2 Données et mesures	8
2.1 Données	8
2.2 Mesures de la mobilité intergénérationnelle du revenu.....	12
3 Résultats	13
3.1 Mobilité à l'échelle nationale.....	13
3.2 Non-linéarité de la mobilité de rang	15
3.3 Mobilité de rang à l'échelle provinciale et territoriale	16
3.4 Tendances observées dans les matrices de transition	17
3.5 La courbe de Gatsby le Magnifique pour le Canada	19
3.6 Analyses de robustesse	22
4 Discussion et conclusion	23
Bibliographie	25

Résumé

Si les augmentations transversales de l'inégalité sont préoccupantes, l'étude de la transmission intergénérationnelle du revenu est peut-être plus pertinente pour comprendre les tendances de l'inégalité au fil du temps. De quelle façon le statut social se reproduit-il d'une génération à l'autre? Des travaux récents ont permis de souligner la relation — si elle n'est pas causale, elle est à tout le moins corrélacionnelle — entre l'inégalité et des mesures de la mobilité sociale à l'échelle des pays. On appelle cette relation la courbe de Gatsby le Magnifique (Corak, 2013) : les régions qui présentent une plus grande inégalité pendant l'enfance ont tendance à avoir une plus faible mobilité intergénérationnelle du revenu entre l'enfant et ses parents.

Dans le présent document, des données administratives fiscales canadiennes sont utilisées pour calculer des mesures de la mobilité intergénérationnelle du revenu à l'échelle nationale, provinciale et territoriale. Ces travaux fournissent des données descriptives détaillées sur les tendances de la mobilité sociale. Les résultats révèlent que la mobilité a diminué de façon constante au fil du temps et que l'inégalité de la répartition du revenu parental, mesurée au moyen du coefficient de Gini, a augmenté. Par conséquent, le Canada et l'ensemble de ses provinces ont « remonté » la courbe de Gatsby le Magnifique. La relation transversale observée à l'échelle des pays dans la littérature est par conséquent aussi observable au sein d'un pays au fil du temps, appuyant la nature davantage causale que corrélacionnelle de la relation, quoique la causalité ne soit pas officiellement évaluée dans le présent document.

JEL : J62, D63

Mots-clés : Canada, courbe de Gatsby le Magnifique, inégalité du revenu, mobilité sociale, transmission intergénérationnelle

Sommaire

Si les augmentations transversales de l'inégalité sont préoccupantes, l'étude de la transmission intergénérationnelle du revenu est peut-être plus pertinente pour comprendre les tendances de l'inégalité au fil du temps. De quelle façon le statut social se reproduit-il d'une génération à l'autre? Des travaux récents ont permis de souligner la relation — si elle n'est pas causale, elle est à tout le moins corrélacionnelle — entre l'inégalité et des mesures de la mobilité sociale à l'échelle des pays. On appelle cette relation la courbe de Gatsby le Magnifique (Corak, 2013) : les régions qui présentent une plus grande inégalité pendant l'enfance ont tendance à avoir une plus faible mobilité intergénérationnelle du revenu entre l'enfant et ses parents.

Les résultats révèlent que la mobilité a diminué de façon constante au fil du temps et que l'inégalité de la répartition du revenu parental, mesurée au moyen du coefficient de Gini, a augmenté. Par conséquent, le Canada et l'ensemble de ses provinces ont « remonté » la courbe de Gatsby le Magnifique. La relation transversale observée à l'échelle des pays dans la littérature est par conséquent aussi observable au sein d'un pays au fil du temps, appuyant la nature davantage causale que corrélacionnelle de la relation, quoique la causalité ne soit pas officiellement évaluée dans le présent document.

L'accent est mis sur la mobilité de rang, et les résultats révèlent que la corrélation entre le rang du revenu d'un enfant à l'âge adulte et le rang du revenu de ses parents suit une tendance croissante, passant de 0,189 chez la cohorte de naissance de 1963 à 1966 à 0,234 chez la cohorte de 1982 à 1985. Il semble également y avoir une grande non-linéarité dans l'équation liée à la mobilité de rang. Les pentes rang-rang sont beaucoup plus prononcées, indiquant donc une mobilité moins élevée, chez les enfants dont les parents avaient un revenu de faible rang. De plus, les rangs moyens des enfants des cohortes plus récentes sont moins élevés que ceux de la première cohorte pour une grande partie du bas de la répartition du revenu parental : même les enfants dont les parents se trouvent du 30^e au 35^e centile affichent des rangs moyens moins élevés chez la cohorte de 1982 à 1985 que chez la cohorte de 1963 à 1966.

La mobilité de rang est également décrite à l'échelle provinciale et territoriale. Si la mobilité s'est détériorée dans chacune des provinces, les pentes rang-rang présentent néanmoins de grandes variations entre les régions dans la cohorte la plus récente, et les variations intraprovinciales au fil du temps affichent différents ordres de grandeur. Certaines régions, notamment les provinces de l'Atlantique, présentent certaines des pentes rang-rang les moins prononcées, ce qui signifie une plus grande égalité des chances pour les enfants, de même que les augmentations des pentes les plus faibles. Le Manitoba affiche généralement la mobilité intergénérationnelle la plus faible parmi les 10 provinces, et c'est en Saskatchewan que l'égalité des chances s'est la plus détériorée. L'examen de matrices de transition par quintile révèle en grande partie les mêmes résultats liés à la diminution de la mobilité : les enfants nés dans les familles ayant un revenu total dans les 20 % inférieurs de la répartition du revenu sont devenus moins susceptibles de quitter eux-mêmes le quintile inférieur et moins susceptibles d'entrer dans la classe moyenne.

1 Introduction

Au Canada, comme dans la plupart des autres régions du monde, l'inégalité du revenu est en progression (Heisz, 2016). Par exemple, au Canada, la part du revenu national de la tranche supérieure de 1 %, mesurée au moyen d'estimations transversales répétées, a augmenté, passant de 8,9 % à 13,6 % de 1980 à 2010. Aux États-Unis, la part de la tranche supérieure de 1 % est passée de 10,7 % à 19,8 % au cours de la même période; elle a progressé au Royaume-Uni, passant de 5,9 % à 12,5 % (Alvaredo et coll., 2018). On peut obtenir une autre perspective sur l'inégalité du revenu en l'évaluant sur le plan de la mobilité intergénérationnelle du revenu, c'est-à-dire, la mesure dans laquelle la place qu'occupe une personne dans la répartition du revenu à l'âge adulte est en corrélation avec la place qu'occupaient les parents de cette personne à une époque antérieure. Autrement dit, quelle est la probabilité que les enfants se trouvant dans le bas ou le haut de la répartition du revenu se retrouvent eux-mêmes dans le bas ou le haut de la répartition plus tard dans la vie? Dans le présent document, trois mesures de la mobilité intergénérationnelle du revenu sont examinées et appliquées aux données canadiennes. Cinq cohortes de Canadiens, nés entre 1963 et 1985, sont observées à l'adolescence, alors que les jeunes vivent avec leurs parents, puis à l'âge adulte à la fin de la vingtaine et au début de la trentaine. Les trois mesures de la mobilité intergénérationnelle du revenu indiquent toutes que la relation entre la place qu'occupaient les parents et les enfants dans la répartition du revenu devenait plus forte dans les cinq cohortes. Par exemple, des matrices de transition révèlent que la probabilité qu'un enfant dans la tranche inférieure de 20 % de la répartition du revenu parental soit demeuré dans le quintile inférieur est passée de 27,1 % à 32,6 % pour les cinq cohortes de naissance, de la plus ancienne à la plus récente. On peut observer ces tendances tant à l'échelle nationale que provinciale et territoriale.

Dans la littérature internationale, les pays sont graphiquement représentés non seulement selon leur taux de mobilité intergénérationnelle du revenu, mais également selon leur degré d'inégalité du revenu. Des travaux récents ont permis d'observer la relation — si elle n'est pas causale, elle est à tout le moins corrélationnelle — entre la mobilité intergénérationnelle du revenu et l'inégalité du revenu à l'échelle des pays (Corak, 2006; Blanden, 2013). On appelle cette relation la courbe de Gatsby le Magnifique (Corak, 2013) : les régions qui présentent une plus grande inégalité pendant l'enfance ont tendance à avoir une plus faible mobilité intergénérationnelle du revenu entre l'enfant et ses parents. Les résultats de cette analyse révèlent que, en plus d'une diminution de la mobilité intergénérationnelle du revenu, l'inégalité du revenu parental, mesurée au moyen du coefficient de Gini, a également augmenté dans les cinq cohortes, tant à l'échelle nationale que provinciale. Cela donne à penser que le Canada et les provinces ont « remonté » la courbe de Gatsby le Magnifique.

La structure du reste du présent document est la suivante. La section 2 comporte des renseignements sur la source de données et les méthodes utilisées aux fins de l'analyse. Les résultats sont présentés à la section 3. Cette section présente d'abord les résultats sur la mobilité intergénérationnelle à l'échelle nationale, mesurée au moyen de la mobilité de rang et de l'élasticité intergénérationnelle, désagrégée selon le sexe de l'enfant. La non-linéarité de la mobilité de rang est par la suite examinée. Ensuite, la mobilité de rang à l'échelle provinciale et territoriale est examinée, suivie des tendances observées dans les matrices de transition du revenu. La dernière sous-section situe les cohortes de naissance successives sur la courbe de Gatsby le Magnifique pour le Canada, reliant la mobilité de rang à l'inégalité du revenu parental. Les conclusions sont présentées à la section 4.

2 Données et mesures

2.1 Données

Jusqu'à tout récemment, il n'était pas possible de comparer la mobilité intergénérationnelle du revenu des différentes cohortes de naissance au Canada, en raison du manque de données appropriées. La situation a changé avec l'ajout de nouvelles cohortes de naissance à la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (BDMIR) de Statistique Canada. Cette base de données, élaborée au milieu des années 1990 (voir Corak et Heisz, 1999), contient des fichiers de données administratives fiscales longitudinales de cohortes successives d'enfants et de leurs parents au Canada. Les cohortes initiales de la BDMIR visaient les enfants nés entre 1963 et 1970, inclusivement, lesquels étaient observés à l'adolescence en 1982, en 1984 et en 1986. Des cohortes plus récentes visant la plupart des années de naissance entre 1972 et 1985 ont été ajoutées à la BDMIR¹.

Dans le présent document, toutes les cohortes de naissance disponibles dans la BDMIR sont exploitées pour calculer des mesures de la mobilité intergénérationnelle du revenu et examiner les tendances à l'échelle nationale et provinciale ou territoriale. L'échantillon est divisé en cinq cohortes de naissance successives. Chaque cohorte est déterminée au moyen de la première année fiscale au cours de laquelle on tente d'établir le lien entre les parents et l'enfant. Par exemple, la cohorte de 1982 comprend les enfants nés entre 1963 et 1966 qui ont été appariés à leurs parents en 1982 alors qu'ils étaient âgés de 16 à 19 ans. Si l'appariement n'a pas pu être établi en 1982, on a tenté de faire un nouvel appariement au cours des quatre années suivantes. Pour éviter le chevauchement des années de naissance dans les différentes cohortes, la cohorte de la BDMIR de 1984 a été divisée en deux, la moitié la plus âgée ayant été regroupée avec la cohorte de la BDMIR de 1982 et la moitié la moins âgée ayant été regroupée avec la cohorte de la BDMIR de 1986. Les enregistrements en double ont été supprimés. Le tableau 1 montre les années de naissance et le nombre d'observations par cohorte, telles que définies aux fins du présent document. Il y a plus d'un million d'enfants par cohorte de naissance, pour un total de près de 6 millions de paires enfant-parent.

Tableau 1
Années de naissance et taille de l'échantillon des cohortes

Cohorte de la BDMIR	Années de naissance	Nombre d'observations dans la BDMIR	Nombre pondéré d'observations dans la BDMIR
1982 et 1984	1963 à 1966	1 219 470	1 566 240
1984 et 1986	1967 à 1970	1 158 900	1 555 280
1991	1972 à 1975	1 095 160	1 474 140
1996	1977 à 1980	1 166 440	1 557 800
2001	1982 à 1985	1 349 190	1 633 270

Note : BDMIR = Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.

Source : Calculs des auteures à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

Dans la BDMIR, les fichiers de données fiscales sont disponibles chaque année à compter de 1978 pour les cohortes de la BDMIR de 1982, de 1984 et de 1986, et à compter de 1981 pour les cohortes plus récentes. La dernière année de données fiscales disponible pour toutes les cohortes était 2014 au moment de rédiger le présent document. Les mesures du revenu sont disponibles pour les membres de la famille, y compris les deux parents, le cas échéant; l'enfant;

1. Les auteures remercient le Fonds de recherche du Québec – Société et culture, qui a fourni le financement nécessaire pour ajouter les nouvelles cohortes à la BDMIR (subvention n° 2016-PU-195586).

et le conjoint de l'enfant à l'âge adulte, le cas échéant. L'analyse repose sur le revenu total provenant de toutes les sources, tel que défini par l'Agence du revenu du Canada. Il comprend les gains, les intérêts et le revenu de placements, le revenu net provenant d'un travail autonome, les pertes ou les gains en capital imposables, ainsi que les prestations provenant de programmes publics et de transferts. Dans l'analyse principale, le revenu total avant impôt est utilisé, et des vérifications de robustesse reposent sur le revenu après impôt.

Le revenu parental est défini comme le revenu parental annuel moyen lorsque l'enfant était âgé de 15 à 19 ans, ce qui comprend le revenu des deux parents, le cas échéant². L'utilisation d'une moyenne sur cinq ans permet de réduire les biais découlant des perturbations de revenu transitoires (Chen, Ostrovsky et Piraino, 2017). Une période de cinq ans à la fin de l'adolescence témoigne des ressources à la disposition de l'enfant pendant les années de transition entre les études secondaires et les études postsecondaires ou entre la scolarité et le marché du travail. Ces âges sont également utilisés parce qu'ils se rapprochent le plus de l'année au cours de laquelle le lien familial a été établi dans les fichiers de données fiscales. Étant donné que les liens biologiques ne sont pas déterminés dans la BDMIR, et comme seuls les adultes déterminés comme étant les parents de l'enfant au moment du lien peuvent être suivis dans les données fiscales, calculer le revenu familial avant l'adolescence (p. ex. pendant la petite enfance) serait erroné pour les enfants dont les parents se seraient séparés ou auraient divorcé avant l'âge de 15 ans. Une autre raison d'utiliser le revenu parental lorsque l'enfant est âgé de 15 à 19 ans est que, étant donné que la première année des fichiers de données fiscales est 1978, les données sur le revenu parental pendant la petite enfance ne sont pas disponibles pour les premières cohortes de naissance, limitant la comparabilité entre les cohortes.

La comparabilité entre les cohortes devient une question importante au moment de déterminer la façon de calculer les mesures du revenu de l'enfant à l'âge adulte. Si des moyennes sur cinq ans sont utilisées pour le revenu de l'enfant, comme c'est le cas pour les parents, l'âge le plus avancé auquel on peut observer les personnes faisant partie de la dernière cohorte est de 25 à 29 ans³. Ce groupe d'âge est comparable à celui utilisé dans l'analyse principale (29 à 32 ans) et les vérifications de sensibilité (26 à 29 ans) de Chetty et coll. (2014a). Pour étudier les tendances pendant la plus longue période possible au moyen de la BDMIR, des moyennes sur cinq ans pour le groupe d'âge de 25 à 29 ans sont utilisées dans l'analyse principale. Des moyennes du revenu de l'enfant sont également calculées pour les groupes d'âge de 30 à 34 ans et de 35 à 39 ans. Les quatre premières cohortes sont utilisées lorsque le revenu de l'enfant est mesuré à l'âge de 30 à 34 ans, et les trois premières cohortes sont utilisées lorsque le revenu de l'enfant est mesuré à l'âge de 35 à 39 ans. Il convient de souligner que, si un parent ou un enfant ne figure pas dans les fichiers de données fiscales pour une année donnée, un revenu de 0 \$ est imputé pour cette année. L'échantillon est ensuite restreint aux enfants qui sont observés au moins une fois au cours de la période de cinq ans, et aux parents et aux enfants qui ont un revenu moyen d'au moins 500 \$. Ce traitement est conforme à la sélection de l'échantillon de Corak (2020). Le revenu personnel de l'enfant est utilisé dans la plus grande partie de l'analyse, et des vérifications de robustesse reposent sur le revenu familial de l'enfant. Tous les chiffres en dollars sont convertis en dollars canadiens de 2016 au moyen du tableau n° 18-10-0005-01 de l'Indice des prix à la consommation d'ensemble (auparavant le tableau CANSIM 326-0021).

Une fois que les moyennes sur cinq ans sont calculées pour le revenu de l'enfant et le revenu parental, on calcule des rangs centiles au moyen de la répartition nationale dans la plus grande partie de l'analyse et de la répartition provinciale ou territoriale dans une analyse complémentaire. La province ou le territoire de résidence est fixe au moment de l'établissement du lien entre l'enfant et les parents, c.-à-d. lorsque l'enfant est âgé de 16 à 19 ans. Cela signifie que si un enfant est déménagé dans une autre province ou un autre territoire lorsque son revenu est

2. D'autres spécifications utilisant le revenu du père seulement sont examinées à la sous-section 3.6.

3. La dernière cohorte comprend les personnes nées entre 1982 et 1985. Les personnes nées en 1985 ont eu 29 ans en 2014, soit la dernière année de données disponible au moment de rédiger le présent document.

mesuré, le lieu où l'enfant a grandi lui est tout de même attribué, comme dans le cas de Chetty et coll. (2014a), de Corak (2020), et de Connolly, Corak et Haeck (2019). Les effets de la mobilité géographique sur la mobilité du revenu restent à étudier.

Le tableau 2 montre des statistiques descriptives pour chaque cohorte de naissance. La partie supérieure fournit des renseignements sur les parents. Leur revenu moyen a augmenté au fil du temps, passant de 78 800 \$ chez les parents de la cohorte d'enfants de 1963 à 89 200 \$ chez les parents de la cohorte de 1982. Les écarts-types autour de ces moyennes ont augmenté, tout comme les coefficients de Gini — une mesure de l'inégalité — estimés en utilisant le revenu avant et après impôt.

Le nombre de parents jumelés à un enfant dépend de la question de savoir qui a produit une déclaration de revenu l'année de l'appariement parent-enfant. Si seul un parent a produit une déclaration de revenu, seul ce parent est observé dans la BDMIR. Chez la cohorte de naissance de 1963, la proportion des enfants dont un seul parent a produit une déclaration de revenu était de 30,8 %, tandis que chez la cohorte de naissance de 1982, cette proportion était de 21,8 %. Cela ne témoigne pas nécessairement d'un changement dans la composition de la famille (c.-à-d. une diminution des familles monoparentales), car les familles biparentales comptant un seul conjoint déclarant sont comprises dans ces chiffres. Il ne fait aucun doute que l'accroissement de l'activité des femmes sur le marché du travail et l'augmentation des familles à deux revenus (Statistique Canada, 2016) permettent d'expliquer en bonne partie la diminution observée. Ce changement ne pose pas de problème pour cette analyse. Le revenu parental témoigne des ressources disponibles dans la famille de l'enfant, une moindre capacité à cet égard se manifestant dans le fait qu'un seul parent produit une déclaration de revenu, soit parce qu'un seul parent est présent ou parce qu'un seul parent occupe un emploi.

Tableau 2
Statistiques descriptives, selon la cohorte de naissance

	Cohorte de naissance				
	1963	1967	1972	1977	1982
	dollars				
Revenu parental moyen (avant impôt)	78 800	77 700	82 100	81 200	89 200
Écart-type	84 300	82 800	91 800	104 200	167 300
	coefficient				
Coefficient de Gini, revenu parental avant impôt	36,36	37,77	39,27	41,18	44,37
Coefficient de Gini, revenu parental après impôt	34,08	34,70	36,04	37,46	40,53
	pourcentage				
Pourcentage au sein d'un ménage comptant un seul déclarant	30,8	29,6	24,8	23,1	21,8
Revenu moyen de l'enfant	dollars				
25 à 29 ans	34 100	32 000	34 100	35 300	36 700
Écart-type	23 100	24 200	27 800	27 000	30 100
30 à 34 ans	42 100	43 600	46 100	47 700	...
Écart-type	44 300	130 600	44 800	41 600	...
35 à 39 ans	51 500	53 600	56 500
Écart-type	73 400	77 600	63 500
	coefficient				
Coefficient de Gini, revenu avant impôt de l'enfant					
25 à 29 ans	33,77	35,51	35,64	36,10	38,13
30 à 34 ans	38,52	39,87	39,26	39,03	...
35 à 39 ans	42,41	43,25	42,04
Coefficient de Gini, revenu après impôt de l'enfant					
25 à 29 ans	31,18	32,73	33,11	33,50	35,24
30 à 34 ans	35,31	36,78	36,24	36,14	...
35 à 39 ans	38,89	39,80	38,69
	pourcentage				
Pourcentage de femmes (âgées de 25 à 29 ans)	49,02	48,71	48,86	48,95	49,10
Pourcentage de célibataires, enfants					
25 à 29 ans	51,12	49,11	52,47	55,85	57,87
30 à 34 ans	30,76	31,08	32,03	35,03	...
35 à 39 ans	24,65	25,19	26,44
	nombre				
Taille pondérée de l'échantillon excluant les parents dont le revenu est inférieur à 500 \$ et les enfants pour lesquels toutes les années de données sont manquantes ou dont le revenu total moyen sur cinq ans est inférieur à 500 \$					
25 à 29 ans	1 469 010	1 437 190	1 357 900	1 442 150	1 501 800
30 à 34 ans	1 421 820	1 386 020	1 321 720	1 408 010	...
35 à 39 ans	1 393 430	1 364 920	1 301 780
	pourcentage				
Sélection de l'échantillon, parents					
Pourcentage pour lesquels au moins une année de donnée est manquante pendant la période de cinq ans	7,48	8,08	10,91	9,30	10,97
Pourcentage ayant un revenu inférieur à 500 \$	1,83	2,20	1,85	1,71	2,15
Sélection de l'échantillon, enfants					
Pourcentage qui sont absents dans l'ensemble des fichiers de données fiscales					
25 à 29 ans	2,92	3,81	4,45	4,31	4,44
30 à 34 ans	4,98	6,41	6,85	6,51	...
35 à 39 ans	6,80	8,02	8,31
Pourcentage pour lesquels au moins une année de donnée est manquante pendant la période de cinq ans					
25 à 29 ans	19,91	23,99	24,54	24,53	24,73
30 à 34 ans	22,53	24,79	24,86	24,10	...
35 à 39 ans	23,00	25,24	24,74
Pourcentage ayant un revenu inférieur à 500 \$, enfants					
25 à 29 ans	1,50	1,80	1,90	1,70	1,80
30 à 34 ans	2,60	2,70	2,10	1,80	...
35 à 39 ans	2,70	2,50	2,10

... n'ayant pas lieu de figurer

Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

La deuxième partie du tableau 2 montre des renseignements se rapportant à l'enfant (devenu adulte). Le revenu moyen à l'âge de 35 à 39 ans a augmenté dans les trois cohortes de naissance les plus anciennes, passant de 51 500 \$ à 56 500 \$. Le revenu moyen à l'âge de 30 à 34 ans a augmenté de façon semblable dans les quatre cohortes les plus anciennes, comme c'était le cas à l'âge de 25 à 29 ans dans les quatre cohortes les plus récentes. Les coefficients de Gini ont augmenté dans les différentes cohortes, surtout lorsqu'ils étaient mesurés à l'âge de 25 à 29 ans. Les coefficients de Gini observés pour les groupes d'âge de 30 à 34 ans et de 35 à 39 ans ont augmenté dans les deux cohortes les plus anciennes, mais ont diminué depuis.

Les deux parties du bas portent sur la sélection de l'échantillon. Au total, 2,2 % des parents et 2,7 % des enfants sont exclus, parce que leur revenu total était inférieur à 500 \$. La proportion des enfants complètement absents des données fiscales au cours de l'intervalle de cinq ans observé a augmenté parallèlement à l'âge de l'enfant, passant de 3 % à 4 % à l'âge de 25 à 29 ans, de 5 % à 7 % à l'âge de 30 à 34 ans et de 7 % à 8 % à l'âge de 35 à 39 ans. Le taux de décès est encore très faible dans ces groupes d'âge, de sorte que l'attrition témoigne fort probablement de l'émigration. Au moins une année de données fiscales est manquante pour une proportion non négligeable des parents et des enfants : jusqu'à 11 % chez les parents et jusqu'à 25 % chez les enfants. Dans les analyses de la robustesse, l'échantillon est restreint aux parents et aux enfants observés au cours de l'ensemble des cinq années. Les résultats ne varient pas si l'on utilise cette autre spécification.

2.2 Mesures de la mobilité intergénérationnelle du revenu

On peut utiliser plusieurs mesures pour estimer la mobilité intergénérationnelle du revenu. L'élasticité intergénérationnelle (EIR) du revenu a été largement utilisée dans les études publiées comme mesure de la mobilité (ou de l'absence de mobilité), notamment dans des études fondées sur les premières cohortes de la BDMIR au Canada, comme celles de Corak et Heisz (1999) et de Chen, Ostrovsky et Piraino (2017). On calcule généralement l'EIR du revenu en estimant un modèle linéaire dans lequel le logarithme naturel du revenu de l'enfant s'explique par le logarithme naturel du revenu parental. Cependant, en raison de l'utilisation de logarithmes, comme l'ont souligné Dahl et DeLeire (2008), Chetty et coll. (2014a) et Connolly, Corak et Haeck (2019), les estimations de l'EIR sont sensibles au traitement de valeurs très faibles du revenu. Une autre approche est la mobilité de rang. La mobilité de rang est définie en grande partie de la même façon que l'EIR, sauf que le revenu de l'enfant et le revenu parental sont mesurés comme des rangs centiles dans leur répartition du revenu respective. La mobilité de rang s'est révélée beaucoup plus robuste dans le traitement de faibles revenus et des spécifications de modèle différentes et est par conséquent la méthode privilégiée dans cette analyse. Elle est estimée au moyen du modèle suivant dans l'équation (1) :

$$R_{t,ip} = \alpha_p + \beta_p R_{t-1,ip} + \varepsilon_{ip}, \quad (1)$$

où $R_{t,ip}$ est le rang du revenu de l'enfant i — de la génération t — dans la province ou le territoire p , $R_{t-1,ip}$ est le rang du revenu de son parent ou ses parents — de la génération $t-1$ — et ε_{ip} est un terme aléatoire. On peut interpréter la pente issue de l'équation (1), β_p , comme une mesure de la mobilité intergénérationnelle : plus β_p est prononcée, plus le rang du revenu parental permet d'expliquer le rang du revenu de l'enfant et moins il y a de mobilité. L'équation (1) est estimée à l'échelle nationale et provinciale ou territoriale, et le lieu géographique est fixe pendant l'adolescence. Les rangs peuvent être calculés à partir de la répartition nationale ou de la répartition provinciale ou territoriale, et les estimations produites au moyen des deux types de rangs sont présentées. En plus de la mobilité de rang, des élasticités

intergénérationnelles du revenu sont aussi présentées, estimées suivant l'équation (2) ci-dessous :

$$\ln(Y_{t,ip}) = a_p + b_p \ln(Y_{t-1,ip}) + e_{ip}, \quad (2)$$

où $Y_{t,ip}$ est le revenu total de l'enfant i de la province ou du territoire p , $Y_{t-1,ip}$ est le revenu de ses parents et e_{ip} est un terme aléatoire. La pente issue de ce modèle, b , est l'EIR du revenu.

Finalement, une troisième mesure de la mobilité pouvant être calculée est la matrice de transition. Dans une matrice de transition du quintile de revenu, chaque colonne se rapporte à un quintile de la répartition du revenu parental et chaque rangée à un quintile de la répartition du revenu de l'enfant. Chaque cellule représente une probabilité conditionnelle. Les probabilités conditionnelles sont désignées comme $P_{o,d}$: la probabilité de passer de l'origine o (quintile du revenu parental) à la destination d (quintile du revenu de l'enfant), ou $\Pr(\text{revenu de l'enfant} \in \text{quintile } d \mid \text{revenu parental} \in \text{quintile } o)$. Comme dans Corak (2020) et Connolly, Corak et Haeck (2019), l'accent est mis sur quelques éléments clés de la matrice de transition : $P_{1,1}$, $P_{1,5}$, et $P_{1,2-4}$. Le cycle intergénérationnel de la pauvreté, $P_{1,1}$, fait état de la probabilité qu'un enfant ayant grandi alors qu'il se trouvait dans le quintile inférieur de la répartition du revenu familial demeure dans le quintile inférieur à l'âge adulte. Le passage de la pauvreté à la richesse, $P_{1,5}$, est la probabilité de passer du quintile de revenu inférieur au quintile de revenu supérieur. Enfin, $P_{1,2-4}$ permet de mesurer la probabilité de passer du quintile de revenu inférieur aux trois quintiles du milieu.

Des études menées aux États-Unis ont révélé qu'on peut tirer des conclusions différentes quant aux tendances de la mobilité intergénérationnelle du revenu selon la source de données et les méthodes utilisées. Chetty et coll. (2014b) ont utilisé des données fiscales et ont constaté que la relation rang-rang n'avait pas changé aux États-Unis entre les cohortes de naissance de 1971 et de 1982. Davis et Mazumder (2017) ont utilisé des données provenant d'enquêtes longitudinales nationales et ont constaté des diminutions de la mobilité intergénérationnelle entre les cohortes nées de 1942 à 1953 et de 1957 à 1964, tant dans la relation rang-rang que dans l'EIR du revenu.

3 Résultats

Cette section porte sur les résultats de l'analyse, à commencer par les tendances au chapitre de la mobilité à l'échelle nationale. Pour faciliter la présentation des résultats analytiques, les cohortes de naissance sont désignées par la première année de naissance de la cohorte (p. ex. la cohorte de naissance de 1963 désigne la cohorte de naissance de 1963 à 1966).

3.1 Mobilité à l'échelle nationale

Le tableau 3 montre les pentes rang-rang estimées au moyen de l'équation (1), selon la cohorte de naissance et l'âge auquel le revenu de l'enfant est observé, chez les fils et chez les filles, combinés et séparément. Les estimations de l'élasticité intergénérationnelle (EIR) produites au moyen de l'équation (2) sont également présentées. Une pente rang-rang plus prononcée ou une EIR plus élevée signifie que le revenu parental permet davantage d'expliquer le revenu de l'enfant et que, par conséquent, la mobilité est plus faible.

Tableau 3
Estimations de la mobilité, selon la cohorte de naissance

	Cohorte de naissance				
	1963	1967	1972	1977	1982
	coefficient				
Rang-rang					
25 à 29 ans	0,189	0,188	0,216	0,215	0,234
30 à 34 ans	0,201	0,214	0,232	0,235	...
35 à 39 ans	0,201	0,214	0,230
Rang-rang chez les fils					
25 à 29 ans	0,188	0,187	0,214	0,219	0,233
30 à 34 ans	0,227	0,237	0,252	0,253	...
35 à 39 ans	0,238	0,247	0,257
Rang-rang chez les filles					
25 à 29 ans	0,204	0,200	0,228	0,216	0,238
30 à 34 ans	0,193	0,205	0,223	0,224	...
35 à 39 ans	0,182	0,194	0,214
EIR du revenu					
25 à 29 ans	0,153	0,154	0,199	0,210	0,224
30 à 34 ans	0,171	0,184	0,223	0,239	...
35 à 39 ans	0,180	0,192	0,232
EIR du revenu chez les fils					
25 à 29 ans	0,154	0,157	0,200	0,215	0,223
30 à 34 ans	0,192	0,202	0,238	0,251	...
35 à 39 ans	0,214	0,221	0,255
EIR du revenu chez les filles					
25 à 29 ans	0,165	0,160	0,206	0,210	0,227
30 à 34 ans	0,166	0,178	0,219	0,234	...
35 à 39 ans	0,161	0,174	0,219

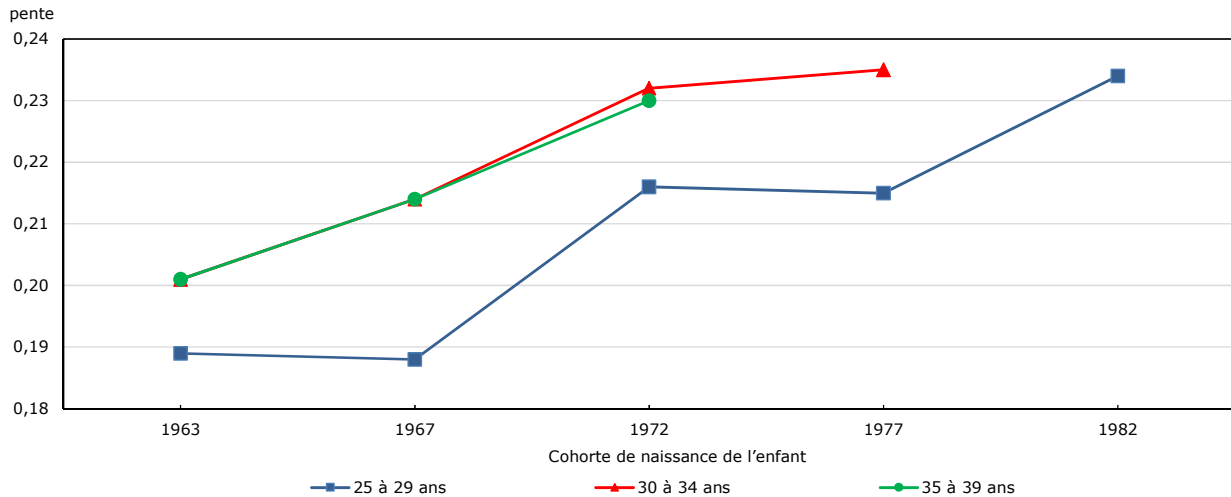
... n'ayant pas lieu de figurer

Note : EIR = Élasticité intergénérationnelle.

Source : Calculs des auteures à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

On peut observer une tendance évidente vers une diminution de la mobilité intergénérationnelle des cohortes de naissance les plus anciennes aux plus récentes, la pente rang-rang augmentant de façon constante entre elles. Mesurée à l'âge de 25 à 29 ans, la pente rang-rang est passée de 0,189 à 0,234 de la cohorte de 1963 à celle de 1982, soit une augmentation de 24 %. Cette tendance est évidente tant chez les fils (passant de 0,188 à 0,233) que chez les filles (passant de 0,204 à 0,238). L'EIR a également augmenté dans les différentes cohortes de naissance, ce qui indique là encore une moins grande mobilité intergénérationnelle. Chez les fils et les filles combinés, l'EIR a augmenté pour passer de 0,153 à 0,224 de la cohorte de 1963 à celle de 1982, des augmentations ayant été observées chez les deux sexes. On peut également observer cette tendance ascendante à un âge plus avancé, même si l'estimation ponctuelle a tendance à être légèrement plus élevée plus l'âge de l'enfant est avancé. Le graphique 1 montre la pente rang-rang à des âges différents chez les fils et les filles combinés, au moyen des points de données du tableau 1.

Graphique 1
Mobilité de rang, selon le groupe d'âge et la cohorte de naissance



Note : Ce graphique montre le coefficient de pente estimé de l'équation (1), selon le groupe d'âge et la cohorte de naissance.
Source : Calculs des auteures à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

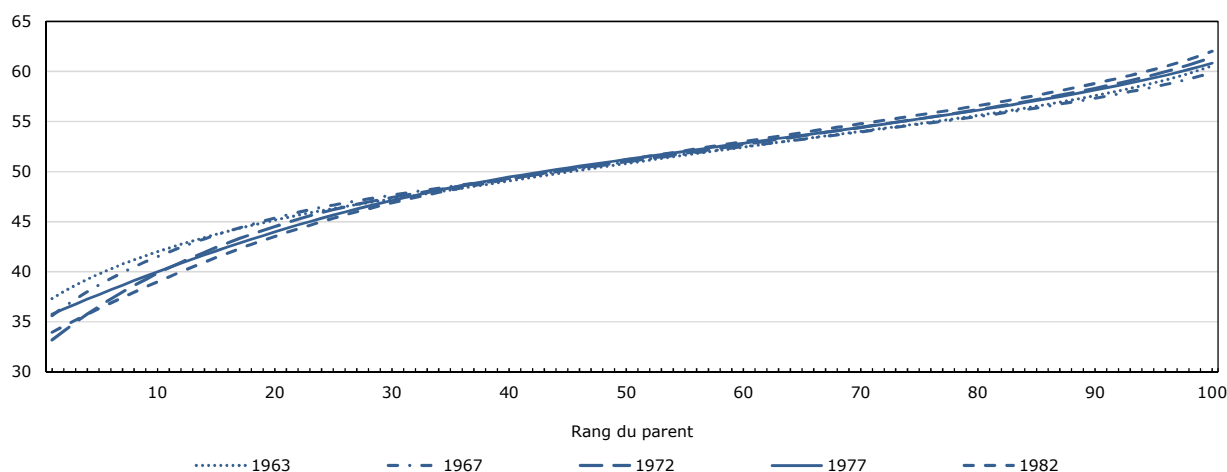
3.2 Non-linéarité de la mobilité de rang

Compte tenu de la corrélation de plus en plus forte entre la place qu'occupent les parents et l'enfant dans la répartition du revenu, une autre question est celle de savoir si cette tendance découle de variations au bas, au milieu ou au haut de la répartition du revenu parental. Quels sont les segments de la répartition qui peuvent présenter la plus grande diminution de la mobilité?

Pour examiner cette question, des nuages de points lissés non paramétriquement et pondérés localement ont été estimés pour chaque cohorte de naissance et sont présentés dans le graphique 2. Les courbes montrent le rang moyen dans la répartition du revenu que les enfants ont atteint dans chaque centile de la répartition du revenu parental. Les courbes ne sont pas linéaires, la pente étant plus prononcée à l'extrémité inférieure et, dans une moindre mesure, à l'extrémité supérieure de la répartition du revenu parental. Chaque courbe représente une cohorte de naissance. Il s'avère que ces courbes sont à peu près regroupées dans l'ordre des années de naissance. Au bas de la répartition, les premières cohortes affichent des rangs moyens plus élevés chez les enfants que les cohortes plus récentes, ce qui signifie que, en moyenne, les enfants ont atteint un rang plus élevé dans la répartition du revenu (à l'âge de 25 à 29 ans) que les cohortes plus récentes. Au haut de la répartition, certaines cohortes plus récentes affichent des rangs plus élevés que les premières cohortes, ce qui signifie qu'elles ont conservé un rang plus élevé dans la répartition du revenu que les premières cohortes, en moyenne. Cela concorde avec la diminution de la mobilité de rang documentée ci-dessus au moyen d'un modèle linéaire, mais indique que les variations de la mobilité observées au fil du temps découlent de variations au bas et au haut de la répartition du revenu parental. Il est intéressant d'observer le point de rencontre des courbes de chaque cohorte à mesure que le rang du revenu parental augmente. La courbe de la cohorte de 1967 rejoint la courbe de la cohorte de 1963 au 16^e centile, tandis que la courbe de la cohorte de 1982 rejoint celle de la cohorte de 1963 seulement au 36^e centile, c'est-à-dire 20 points complètement plus loin dans la répartition. Cela signifie que les enfants se trouvant dans les 36 % inférieurs de la répartition du revenu parental de 1982 affichaient, en moyenne, des rangs de revenu moins élevés à l'âge de 25 à 29 ans que la cohorte d'enfants de 1963 du même segment de la répartition du revenu parental.

Graphique 2 Non-linéarité de la mobilité de rang, selon la cohorte de naissance

rang moyen de l'enfant à l'âge de 25 à 29 ans



Note : Ce graphique montre les estimations de l'équation (1), selon la cohorte de naissance.

Source : Calculs des auteures à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

Des nuages de points groupés de la mobilité de rang pour chaque cohorte de naissance révèlent les mêmes résultats. Pour les enfants dans chaque centile de la répartition du revenu parental, on peut calculer le rang moyen de l'enfant dans sa propre répartition du revenu à l'âge de 25 à 29 ans. Lorsqu'ils sont représentés, ces nuages de points révèlent une relation non linéaire qui ressemble beaucoup à celle du graphique 2 (données non présentées). De même, une version de l'équation (1) liée à la mobilité de rang a été estimée au moyen d'un modèle spline, permettant d'obtenir deux pentes. Là encore, par rapport à la cohorte de 1963, la probabilité d'une mobilité ascendante chez les enfants du quintile inférieur était plus faible dans toutes les cohortes subséquentes, à l'exception de la cohorte de 1977.

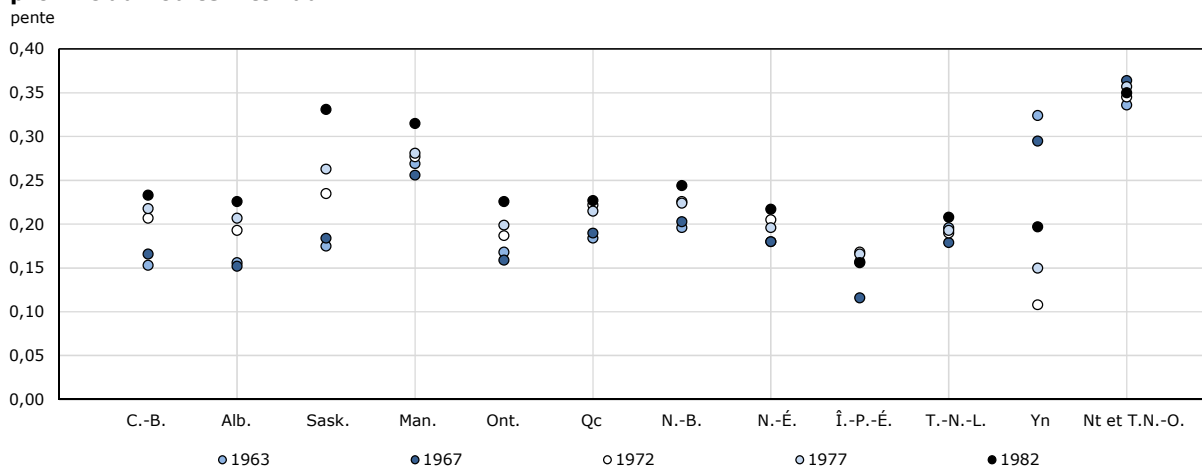
3.3 Mobilité de rang à l'échelle provinciale et territoriale

Jusqu'à présent, l'analyse a été menée à l'échelle nationale. Cette sous-section porte sur la mobilité intergénérationnelle du revenu à l'échelle provinciale et territoriale. L'utilisation des rangs provinciaux et territoriaux est une façon de tenir compte des circonstances différentes dans les provinces et les territoires et, d'une certaine façon, de tenir compte des variations du coût de la vie. Si un salaire de 60 000 \$ n'a pas la même valeur en Alberta et en Nouvelle-Écosse, l'utilisation des rangs intraprovinciaux et intraterritoriaux devrait permettre de comparer les rangs relatifs des personnes dans chaque province ou territoire. Il s'agit de l'approche adoptée pour générer les résultats présentés dans le graphique 3.

La direction ascendante des marqueurs représentant les cohortes successives dans chaque province et territoire révèle des augmentations de la pente rang-rang. Là encore, une augmentation de la pente rang-rang indique une diminution de la mobilité intergénérationnelle du revenu. En Ontario et au Québec, les deux provinces les plus peuplées du Canada, les pentes rang-rang étaient de 0,058 et de 0,043 point plus prononcées, respectivement, chez la cohorte de 1982 que chez la cohorte de 1963. En Saskatchewan, en Alberta et en Colombie-Britannique, les augmentations étaient de 0,156, de 0,070 et de 0,080, respectivement, représentant des augmentations en pourcentage de 89 %, de 45 % et de 52 %. Seul le Yukon affiche une diminution globale de la pente rang-rang, mais la taille de la population est petite comparativement à la plupart des autres provinces et territoires. Les augmentations des pentes rang-rang étaient plus faibles au Canada atlantique que dans les autres régions, ce qui indique que les perspectives de mobilité intergénérationnelle y sont meilleures. Néanmoins, les pentes rang-rang des cohortes les plus récentes étaient plus prononcées que celles des cohortes

précédentes, indiquant là encore une diminution de la mobilité. La mesure dans laquelle la mobilité de la population, en particulier l'émigration des jeunes des régions, a une incidence sur ces résultats reste à déterminer. Les résultats obtenus à l'échelle provinciale et territoriale au moyen des autres mesures, en particulier le revenu après impôt et les rangs des parents et de l'enfant calculés à l'échelle nationale, sont très semblables à ceux présentés dans le graphique 3.

Graphique 3
Mobilité de rang, selon la province ou le territoire et la cohorte de naissance reposant sur les rangs provinciaux ou territoriaux



Note : Ce graphique montre le coefficient de pente estimé de l'équation (1), selon la province ou le territoire et la cohorte de naissance, les rangs étant calculés à l'échelle provinciale ou territoriale.
Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

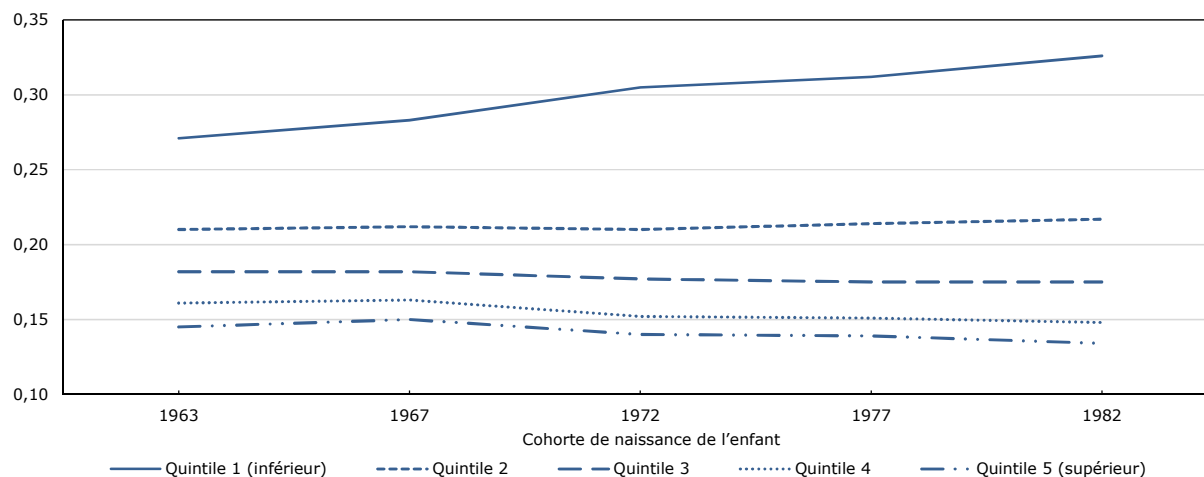
3.4 Tendances observées dans les matrices de transition

En plus des pentes rang-rang et de l'EIR du revenu, on peut utiliser des matrices de transition pour évaluer la mobilité intergénérationnelle du revenu. Dans cette sous-section, les points de données de matrices de transition 5 x 5 sont présentés, révélant la probabilité de faire la transition vers un quintile de revenu précis, selon le quintile de revenu des parents d'un enfant. Les résultats sont présentés graphiquement pour simplifier l'exposé. Le graphique 4 montre, selon le quintile du revenu parental, la probabilité qu'un enfant ait un revenu dans le quintile inférieur de sa répartition du revenu. Pour la plupart des quintiles du revenu parental, cette probabilité est relativement stable dans les cinq cohortes de naissance, même si on peut observer une légère diminution dans le quintile supérieur. On constate la variation la plus importante chez les enfants observés à l'adolescence dans les familles au bas de la répartition du revenu. $P_{1,1}$, soit la probabilité de demeurer dans le quintile inférieur, est passée de 0,27 à 0,33, ce qui représente une augmentation de 22 %, de la cohorte la plus ancienne à la plus récente. Cela tend à montrer qu'il est devenu moins probable qu'un enfant du quintile de revenu inférieur passe à un quintile supérieur à la fin de la vingtaine.

Graphique 4

Probabilité qu'un enfant se trouve dans le quintile de revenu inférieur, selon le quintile du revenu parental et la cohorte de naissance

probabilité d'être dans le quintile inférieur de la répartition du revenu à l'âge adulte



Note : Ce graphique montre la probabilité qu'un enfant se trouve dans le quintile de revenu inférieur de sa répartition du revenu, selon le quintile du revenu parental et la cohorte de naissance.

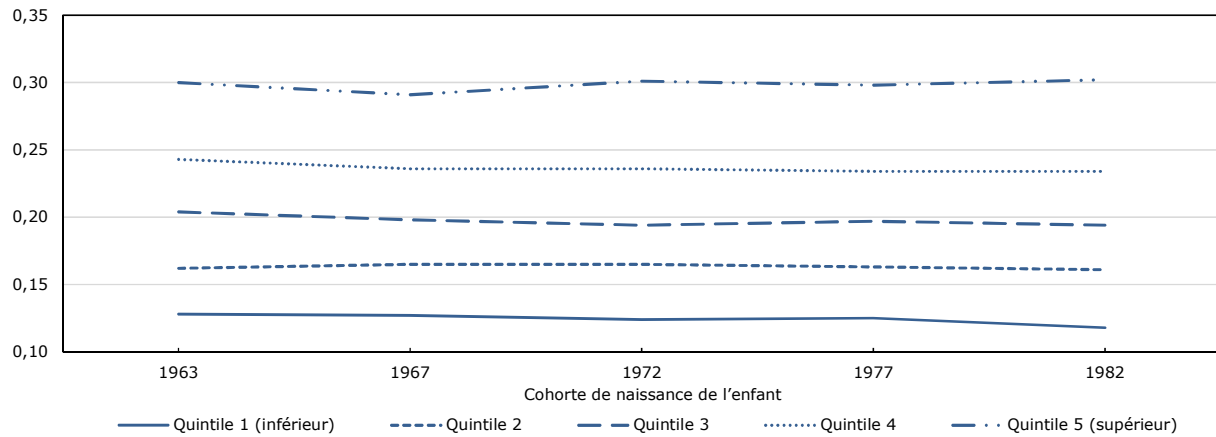
Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

Le graphique 5 est construit de la même manière que le graphique 4, mais montre la probabilité qu'un enfant ait un revenu dans le quintile supérieur de sa répartition. Le graphique 5 montre que toutes les probabilités demeurent constantes dans les cinq cohortes de naissance. L'envers de l'augmentation de $P_{1,1}$ observée dans le graphique 4 n'est pas que les enfants des familles à faible revenu ont eu une plus faible probabilité d'atteindre le quintile de revenu supérieur à travers le temps, mais plutôt qu'ils ont eu une plus faible probabilité de passer à l'un des trois quintiles de revenu du milieu (quintiles 2, 3 ou 4). C'est ce qu'on peut observer dans le graphique 6, qui présente la probabilité qu'un enfant soit dans ces trois quintiles du milieu, selon le quintile du revenu parental. La diminution de la transition vers les trois quintiles du milieu est évidente chez les enfants observés à l'adolescence dans les familles du quintile de revenu inférieur. Chez ces enfants, la probabilité d'atteindre un des trois quintiles de revenu du milieu est passée de 0,60 chez la cohorte de naissance de 1963 à 0,56 chez la cohorte de 1982, soit une diminution d'un peu moins de 8 %.

Graphique 5

Probabilité qu'un enfant se trouve dans le quintile de revenu supérieur, selon le quintile du revenu parental et la cohorte de naissance

probabilité d'être dans le quintile supérieur de la répartition du revenu à l'âge adulte



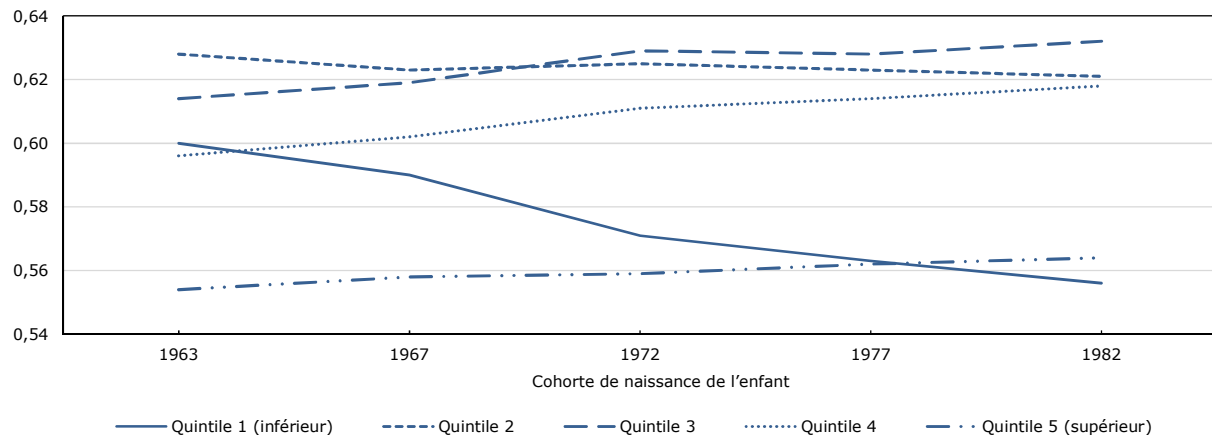
Note : Ce graphique montre la probabilité qu'un enfant se trouve dans le quintile de revenu supérieur de sa répartition du revenu, selon le quintile du revenu parental et la cohorte de naissance.

Source : Calculs des auteures à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

Graphique 6

Probabilité qu'un enfant se trouve dans les trois quintiles de revenu du milieu, selon le quintile du revenu parental et la cohorte de naissance

probabilité d'être dans les trois quintiles du milieu de la répartition du revenu à l'âge adulte



Note : Ce graphique montre la probabilité qu'un enfant se trouve dans les trois quintiles de revenu du milieu de sa répartition du revenu, selon le quintile du revenu parental et la cohorte de naissance.

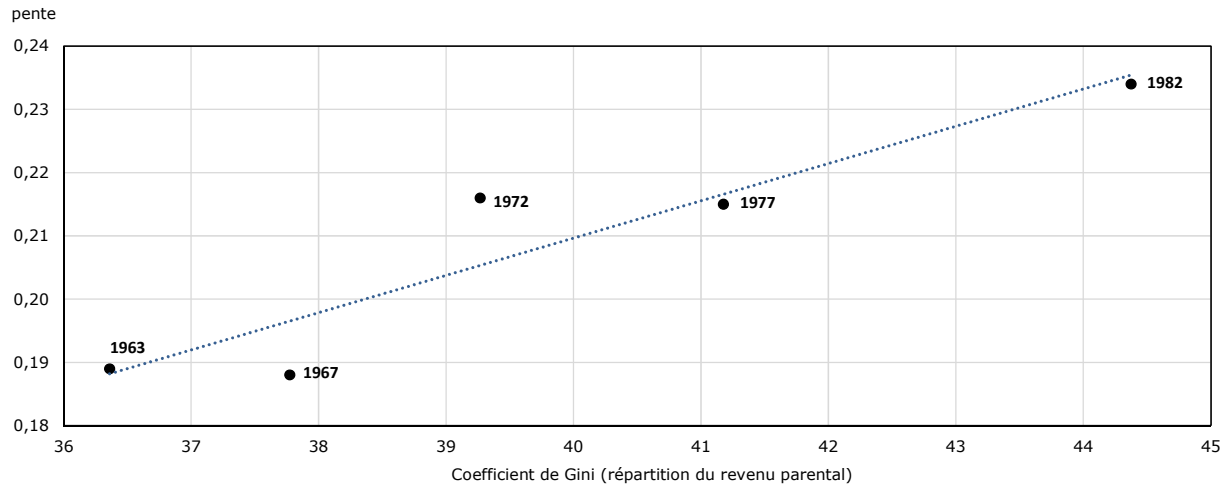
Source : Calculs des auteures à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

3.5 La courbe de Gatsby le Magnifique pour le Canada

Maintenant que les mesures de la mobilité intergénérationnelle du revenu ont été présentées pour les cohortes de naissance successives de Canadiens, on peut les représenter parallèlement à l'inégalité du revenu parental, ce qui permet d'établir la position du Canada sur la courbe de Gatsby le Magnifique. C'est ce que montre le graphique 7, où figure la pente rang-rang — une mesure de la mobilité relative — sur l'axe vertical et le coefficient de Gini pour le revenu parental — une mesure de l'inégalité — sur l'axe horizontal. Chaque point représente une cohorte de naissance, comme indiqué. Pendant la période portant sur les cinq cohortes, le Canada a « remonté » la courbe de Gatsby le Magnifique, se caractérisant par un degré croissant d'inégalité du revenu chez les parents et par un degré décroissant de mobilité du revenu chez les enfants. Cela concorde avec la relation bien établie entre l'inégalité et la mobilité décrite dans la littérature internationale (Corak 2006, 2013) ou au sein d'un pays dans un contexte transversal (Chetty et coll., 2014a; Corak, 2020). Cela indique qu'on peut observer la même relation au sein d'un pays

précis dans les différentes cohortes de naissance (c.-à-d. au fil du temps). Les résultats sont très semblables lorsque le revenu après impôt est utilisé dans l'analyse. Les coefficients de Gini liés à la répartition du revenu parental sont plus faibles lorsque le revenu après impôt est utilisé (en raison de la redistribution du revenu par l'intermédiaire du régime d'impôt et de transferts), mais les coefficients de pente sont très semblables. La courbe de Gatsby le Magnifique est par conséquent simplement déplacée vers la gauche (résultats non présentés).

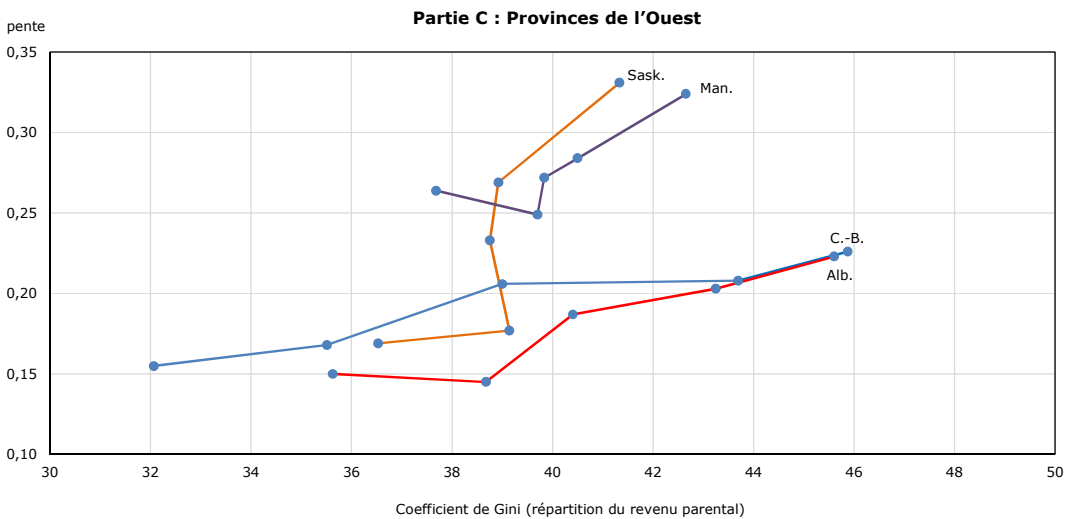
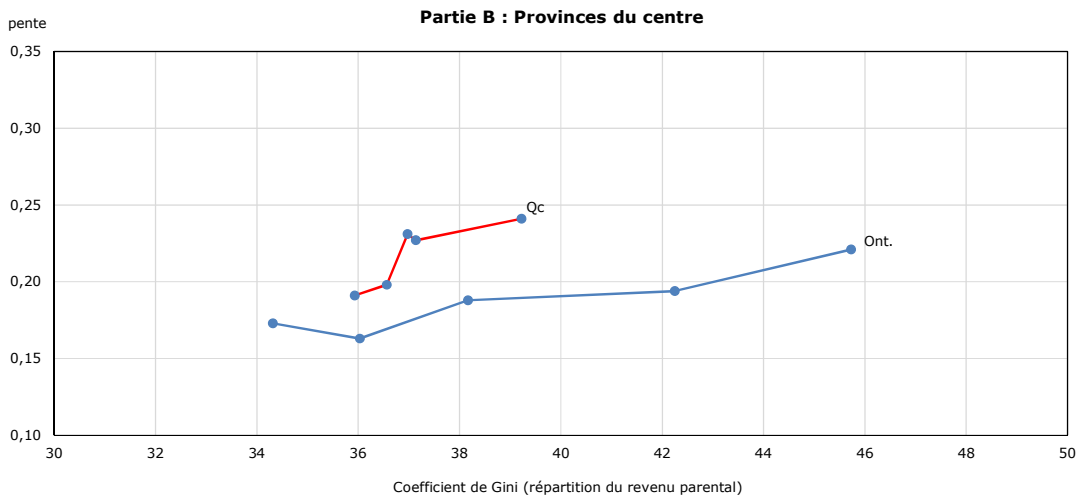
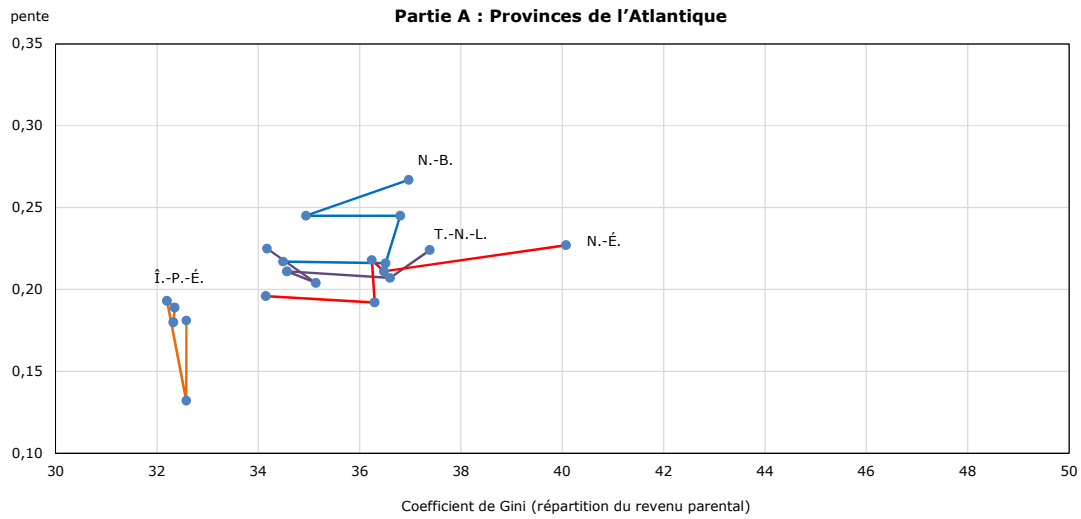
Graphique 7
Courbe de Gatsby le Magnifique liée à la mobilité relative de rang



Note : Ce graphique montre la relation entre le coefficient de Gini de la répartition du revenu parental (sur l'axe des X) et la pente estimée issue de l'équation (1) (sur l'axe des Y). La ligne montre le meilleur ajustement linéaire. Chaque point correspond à une cohorte de naissance.
Source : Calculs des auteurs à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

Les graphiques 8a, 8b et 8c montrent les mêmes données, mais cette fois, séparément pour chacune des provinces. Chaque série provinciale est identifiée à côté du point correspondant à la cohorte de naissance de 1982, les premières cohortes étant présentées vers le bas de la ligne. La transition de la plupart des provinces vers le haut et la droite indique un déplacement vers le haut de la courbe de Gatsby le Magnifique, non seulement à l'échelle nationale (comme le montre le graphique 7), mais également à l'échelle provinciale. Certaines provinces présentent un profil mobilité-inegalité relativement accentué, ce qui signifie que la diminution de la mobilité y est relativement plus grande que l'augmentation de l'inégalité (p. ex. en Saskatchewan), tandis que d'autres provinces ont un profil plus plat, affichant des augmentations relativement grandes de l'inégalité, mais pas d'augmentations nécessairement grandes du coefficient de pente rang-rang (p. ex. en Ontario).

Graphique 8
Courbe de Gatsby le Magnifique liée à la mobilité relative de rang



Note : Ces graphiques montrent la relation entre le coefficient de Gini de la répartition du revenu parental (sur l'axe des X) et la pente estimée issue de l'équation (1) (sur l'axe des Y, les rangs étant calculés à l'échelle nationale). Chaque point correspond à une province et à une cohorte de naissance. Les points pour une province donnée sont reliés des cohortes de naissance les plus anciennes aux plus récentes, l'abréviation de la province étant présentée à côté du point correspondant à la cohorte de naissance la plus récente.

Source : Calculs des auteures à partir des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu de Statistique Canada.

3.6 Analyses de robustesse

Trois vérifications de la robustesse ont été effectuées pour cette analyse.

Premièrement, pour remédier au biais possible découlant du fait que certaines personnes figuraient dans les fichiers de données fiscales seulement pour certaines années, on a refait l'analyse en utilisant un échantillon restreint comprenant seulement les parents et les enfants qui ont été observés pendant la période complète de cinq ans au cours de laquelle le revenu a été mesuré. Les résultats obtenus avec cet échantillon restreint sont en grande partie les mêmes que ceux obtenus avec l'échantillon principal. Par exemple, la pente rang-rang estimée allait de 0,189 à 0,234 dans les différentes cohortes de naissance dans l'analyse principale, et de 0,186 à 0,226 dans l'analyse reposant sur l'échantillon restreint. Chez les enfants du quintile du revenu parental inférieur, la pente rang-rang était en réalité plus prononcée dans l'échantillon restreint que dans l'échantillon principal, ce qui donne à penser que les estimations présentées ci-dessus peuvent être plus conservatrices. Dans l'ensemble, le biais possible découlant des données fiscales non disponibles pour certaines personnes ne semble pas faire diminuer les résultats présentés ci-dessus.

Une deuxième vérification de la robustesse a été effectuée en utilisant le revenu du père plutôt que le revenu parental total dans l'analyse. Le revenu du père a été utilisé pour faciliter les comparaisons avec la littérature antérieure, et parce que le revenu de la mère peut être moins représentatif de la place qu'occupe le ménage dans la répartition du revenu, compte tenu des taux plus faibles d'activité des femmes sur le marché du travail. Bien que les estimations de la mobilité intergénérationnelle du revenu soient légèrement moins élevées lorsque le revenu du père est utilisé plutôt que le revenu parental, on peut observer la même tendance ascendante. Par exemple, la pente rang-rang a augmenté, passant de 0,158 à 0,183 au cours de la période lorsque le revenu du père était utilisé, comparativement à une augmentation de 0,189 à 0,234 lorsque le revenu parental était utilisé.

Une troisième vérification de la robustesse a été effectuée, dans laquelle la mesure du revenu chez les enfants reposait sur leur revenu familial à l'âge adulte, défini comme étant la somme du revenu de l'enfant et du revenu de son conjoint, le cas échéant. Le revenu parental est là encore défini comme étant le total du revenu des deux parents, le cas échéant. À l'âge de 25 à 29 ans, les pentes rang-rang étaient seulement légèrement moins prononcées dans cette approche que lorsque le revenu personnel de l'enfant était utilisé. Cependant, à un âge plus avancé, les pentes rang-rang étaient plus prononcées lorsque le revenu familial de l'enfant était utilisé. Cette tendance est plus prononcée chez les filles que chez les fils, ce qui indique que l'inclusion du revenu du conjoint renforce la transmission intergénérationnelle du revenu, une constatation qui pourrait être liée à l'appariement assortatif. D'autres études sont requises pour se pencher sur cette question.

4 Discussion et conclusion

Dans cette étude, des diminutions de la mobilité sociale dans cinq cohortes de naissance consécutives au Canada sont documentées au moyen d'un très grand ensemble de fichiers de données administratives fiscales qui n'était pas disponible auparavant. L'accent est mis sur la mobilité de rang, et les résultats révèlent que la corrélation entre le rang du revenu d'un enfant à l'âge adulte et le rang du revenu de ses parents suit une tendance croissante, passant de 0,189 à 0,234 entre la cohorte de naissance de 1963 à 1966 et la cohorte de 1982 à 1985. Il semble également y avoir une grande non-linéarité dans l'équation liée à la mobilité de rang, engendrant une division de la pente rang-rang en deux segments : un lié au rang du revenu parental jusqu'au 20^e centile, et l'autre lié aux rangs 21 à 100. Le segment inférieur présente des pentes beaucoup plus prononcées, et donc une moins grande mobilité, que le segment supérieur. De plus, les rangs moyens des enfants des cohortes plus récentes sont moins élevés que ceux de la première cohorte pour une grande partie du bas de la répartition du revenu parental : même les enfants dont les parents se trouvent du 30^e au 35^e centile affichent des rangs moyens moins élevés chez la cohorte de 1982 à 1985 que chez la cohorte de 1963 à 1966.

La mobilité de rang est également décrite à l'échelle provinciale et territoriale. Si la mobilité s'est détériorée dans chacune des provinces, les pentes rang-rang présentent néanmoins de grandes variations entre les régions dans la cohorte la plus récente, et les variations intraprovinciales et intraterritoriales au fil du temps affichent différents ordres de grandeur. Certaines régions, notamment les provinces de l'Atlantique, présentent certaines des pentes rang-rang les moins prononcées, signifiant la plus grande égalité des chances pour les enfants, de même que les augmentations des pentes les plus faibles. Le Manitoba affiche généralement la mobilité intergénérationnelle la plus faible parmi les 10 provinces, et c'est en Saskatchewan que l'égalité des chances s'est la plus détériorée. L'examen de matrices de transition par quintile révèle en grande partie les mêmes résultats liés à la diminution de la mobilité : les enfants nés dans les 20 % inférieurs des familles sur le plan du revenu sont devenus moins susceptibles de quitter eux-mêmes le quintile inférieur et moins susceptibles d'entrer dans la classe moyenne.

Ces résultats peuvent sembler contredire la constatation qu'a faite Ostrovsky (2017) de taux stables de mobilité intergénérationnelle du revenu entre 1970 et 1984, en utilisant la même source de données. Cependant, la mesure d'Ostrovsky était très différente : il a utilisé comme mesure de la mobilité absolue la proportion des enfants dont le revenu avait été plus élevé que celui de leurs parents à l'âge de 30 ans. Ce choix était motivé par la volonté de comparer les estimations canadiennes aux estimations semblables produites par Chetty et coll. (2017) pour les États-Unis. L'utilisation du revenu mesuré à l'âge de 30 ans à la fois pour les parents et les enfants a eu pour effet de restreindre les cohortes de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu qui pouvaient être utilisées. En raison de contraintes relatives aux données, l'analyse d'Ostrovsky commence avec l'année de naissance 1970, mais la présente analyse documente des diminutions de la mobilité de rang à compter de la cohorte de naissance de 1963. Il est possible qu'en devant commencer avec la cohorte de naissance de 1970, l'analyse d'Ostrovsky ait manqué une partie importante de la diminution observée dans le présent document. De plus, la mesure de la mobilité absolue utilisée dans l'analyse d'Ostrovsky indique la proportion des enfants qui dépassent un certain seuil de revenu. Ce faisant, la relation rang-rang n'est pas décrite avec le même degré de détail que dans le présent document.

Étant donné les augmentations de l'inégalité du revenu observées au cours de la même période, l'association de plus en plus forte révélée entre le rang du revenu parental et le rang du revenu de l'enfant signifie que le Canada et chacune des provinces ont « remonté » la courbe de Gatsby le Magnifique. Une plus grande inégalité est allée de pair avec une plus faible mobilité. Cette association est purement corrélacionnelle à ce stade-ci, et la présente analyse descriptive ne tente aucunement de révéler des relations causales. Cependant, le fait que l'on puisse observer la relation dans différents pays pendant une période donnée, ainsi que pour un pays donné au fil

du temps et au sein d'un pays (dans ses différentes régions), tant à un moment donné qu'au fil du temps, donne à penser qu'il y a là plus qu'une simple corrélation trompeuse.

L'examen d'une foule de statistiques descriptives permet de broser un portrait beaucoup plus clair de la situation de la mobilité sociale au Canada et de ses tendances récentes. De nombreuses questions demeurent. Qu'est-ce qui rend une région plus mobile qu'une autre, et pourquoi certaines régions connaissent-elles des diminutions beaucoup plus importantes? Les études empiriques évoquent certains facteurs qui sont en corrélation avec une transmission intergénérationnelle du revenu plus ou moins grande (voir Chetty et coll. 2014a; Corak, 2020; Connolly, Corak et Haeck, 2019). Des travaux théoriques fournissent aussi des renseignements sur les différentes voies pouvant façonner le développement du capital humain et la transmission intergénérationnelle (voir Heckman et Mosso, 2014; Durlauf et Seshadri, 2018; Bouchard St-Amant, Garon et Marceau, 2020). Cependant, il faut mener d'autres études pour mettre au jour les mécanismes causaux et relever des politiques publiques pouvant favoriser une meilleure égalité des chances pour les enfants canadiens, comme les travaux de Biasi (2019), de Rothstein (2019) et de Connolly, Haeck et Laliberté (2020).

Bibliographie

Alvaredo, F., L. Chancel, T. Piketty, E. Saez et G. Zucman. 2018. *World Inequality Report 2018*. Belknap Press.

Biasi, B. 2019. *School Finance Equalization Increases Intergenerational Mobility: Evidence from a Simulated-Instruments Approach*. NBER Working Papers Series, n°w25600. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Blanden, J. 2013. « Cross-country rankings in intergenerational mobility: A comparison of approaches from economics and sociology ». *Journal of Economic Surveys* 27 (1) : 38 à 73.

Bouchard St-Amant, P.-A., J.-D. Garon et N. Marceau. 2020. *Uncovering Gatsby Curves*. CESifo Working Paper n° 8049 / Document de travail n° 2020-01. Montréal : Département des sciences économiques, École des sciences de la gestion, Université du Québec à Montréal.

Chen, W.-H., Y. Ostrovsky et P. Piraino. 2017. « Lifecycle variation, errors-in-variables bias and nonlinearities in intergenerational income transmission: new evidence from Canada ». *Labour Economics*, 44 (janvier) : 1 à 12.

Chetty, R., D. Grusky, M. Hell, N. Hendren, R. Manduca et J. Narang. 2017. « The fading American dream: Trends in absolute income mobility since 1940 ». *Science* 356 (6336) : 398 à 406.

Chetty, R., N. Hendren, P. Kline et E. Saez. 2014a. « Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States ». *The Quarterly Journal of Economics* 129 (4) : 1553 à 1623.

Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, E. Saez et N. Turner. 2014b. « Is the United States still a land of opportunity? Recent trends in intergenerational mobility ». *The American Economic Review* 104 (5) : 141 à 147.

Connolly, M., M. Corak et C. Haeck. 2019. « Intergenerational mobility between and within Canada and the United States ». *Journal of Labour Economics* 37 (S2) : 595 à 641.

Connolly, M., C. Haeck et J.-W. Laliberté. 2020. « Parental education and the rising transmission of income between generations ». Dans *Measuring and Understanding the Distribution and Intra/Inter-Generational Mobility of Income and Wealth*, publié sous la direction de R. Chetty, J.N. Friedman, J.C. Gornick, B. Johnson et A. Kennickell. NBER Book Series Studies in Income and Wealth. Chicago: University of Chicago Press. À paraître.

Corak, M. 2006. « Do poor children become poor adults? Lessons from a cross-country comparison of generational earnings mobility ». *Research on Economic Inequality* 13 (1) : 143 à 188.

Corak, M. 2013. « Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility ». *The Journal of Economic Perspectives* 27 (3) : 79 à 102.

Corak, M. 2020. « The Canadian geography of intergenerational income mobility ». *The Economic Journal*. Disponible au lien suivant : <https://doi.org/10.1093/ej/uez019>.

Corak, M., et A. Heisz. 1999. « The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: Evidence from longitudinal income tax data ». *Journal of Human Resources* 34 (3) : 504 à 533.

Dahl, M.W., et T. DeLeire. 2008. *The Association between Children's Earnings and Fathers' Lifetime Earnings: Estimates Using Administrative Data*. Document de travail n° 1342-08. Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin–Madison.

Davis, J., et B. Mazumder. 2017. *The Decline in Intergenerational Mobility After 1980*. Document de travail n° 2017-05. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago.

Durlauf, S.N., et A. Seshadri. 2018. « Understanding the Great Gatsby Curve ». Dans *NBER Macroeconomics Annual 2017*, publié sous la direction de M.S. Eichenbaum et J. Parker, vol. 32. Chicago: University of Chicago Press.

Heckman, J.J., et S. Mosso. 2014. « The economics of human development and social mobility ». *Annual Review of Economics* 6 (1) : 689 à 733.

Heisz, A. 2016. « Trends in income inequality in Canada and elsewhere ». Dans *Income Inequality: The Canadian Story*, publié sous la direction de D.A. Green, W.C. Riddell et F. St-Hilaire, p. 77 à 102. The Art of the State Series, vol. 5. Montréal : Institut de recherche en politiques publiques.

Ostrovsky, Y. 2017. *La situation est-elle aussi reluisante que celle des parents? Suivi de changements récents en matière de mobilité du revenu absolue au Canada*. Aperçus économiques, n° 73. Produit n° 11-626-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Rothstein, J. 2019. « Inequality of educational opportunity? Schools as mediators of the intergenerational transmission of income ». *Journal of Labour Economics* 37 (S1) : S85 à S123.

Statistique Canada. 2016. « L'essor de la famille à deux revenus avec enfants ». *Mégatendances canadiennes*. Produit n° 11-630-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.