

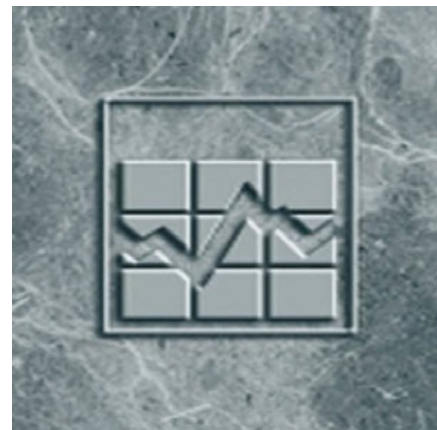
N° 89-648-X au catalogue
ISSN 1927-0119
ISBN 978-0-660-33957-3

Série de documents de recherche de l'Étude longitudinale et internationale sur les adultes

Évaluation de l'utilisation de l'étude longitudinale et internationale des adultes pour l'estimation de la mobilité intergénérationnelle du revenu

par Gaëlle Simard-Duplain et Xavier St-Denis

Date de diffusion : le 17 mars 2020



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.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2020

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.

Table des matières

Introduction	4
Données et mesures du revenu	7
Conception et sélection de l'échantillon	7
Mesures du revenu des parents	8
Mesures du revenu de l'enfant	9
Reproduction des estimés d'études canadiennes existantes	9
Corak et Heisz (1999)	10
Chen, Ostrovsky et Piraino (2017).....	11
Corak (2017)	11
Connolly, Haeck et Lapierre (2019).....	12
Mesures du revenu individuel et familial pour diverses sources de revenus	13
Mesure du revenu de l'enfant dans des échantillons de cohortes de naissance regroupées pour l'analyse multivariée et l'analyse de sous groupes	15
Non linéarités dans l'association entre le revenu des parents et celui de l'enfant	17
Conclusion	19
Annexe	26
Immigrants qui sont arrivés au Canada à l'âge de 15 ans et plus	26
Résumé des études existantes	26
Bibliographie	29

Évaluation de l'utilisation de l'étude longitudinale et internationale des adultes pour l'estimation de la mobilité intergénérationnelle du revenu

par Gaëlle Simard-Duplain et Xavier St-Denis

Résumé

Cette étude examine dans quelle mesure l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA) du Canada est une source de données adéquate pour la recherche sur la mobilité intergénérationnelle du revenu. L'ELIA combine les données d'enquête, recueillies tous les deux ans depuis 2012, et les dossiers de l'impôt sur le revenu des particuliers des répondants et des membres de leur famille, passés et présents. En comparaison, les travaux existants sur la mobilité intergénérationnelle au Canada ont souvent utilisé la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (BDMIR), un ensemble de données purement administratives fondé sur l'univers des déclarants fiscaux. La taille de la BDMIR a permis aux chercheurs de décrire l'expérience de mobilité d'unités géographiques et de cohortes étroitement définies. Toutefois, son potentiel pour l'étude des mécanismes sous-jacents à ces tendances est limité, étant donné le petit ensemble de variables qu'elle permet d'éclairer. Par conséquent, l'ELIA est prometteuse en ce qui a trait à l'approfondissement de notre compréhension des facteurs sous-jacents de la mobilité. Cette étude reproduit l'analyse de quatre importantes études qui ont documenté la transmission intergénérationnelle du revenu au Canada au moyen de la BDMIR. Malgré la taille beaucoup plus petite de l'échantillon et une approche différente quant à l'établissement des liens parent-enfant, on constate que l'ELIA produit des résultats qui concordent avec ceux de la recherche publiée à ce sujet. Cette étude explore en outre la sensibilité des estimations rang-rang au choix de spécifications différentes et présente des résultats qui guideront les décisions méthodologiques que feront les utilisateurs des fichiers intergénérationnels de la famille de l'ELIA, en combinaison avec les variables de l'ELIA tirées des données d'enquête.

Introduction

Les inégalités entre les Canadiens tirent partiellement leurs racines des différences observées au début de leur vie. Par exemple, plusieurs études ont démontré qu'il existe une forte association entre le revenu des parents et le revenu de leurs enfants une fois que ces derniers atteignent l'âge adulte, c'est à dire que, dans une certaine mesure, les possibilités qui s'offrent aux Canadiens sont déterminées par des contraintes qui apparaissent peu après leur naissance. Au Canada, ces études s'appuient généralement sur la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (BDMIR), un ensemble de données purement administratives fondé sur les données des Fichiers sur la famille T1 (FFT1), qui appartiennent tous les déclarants fiscaux de la cohorte de naissance de 1963 à 1985 à leurs parents. La BDMIR a permis aux chercheurs d'étudier certains processus intergénérationnels, et plus particulièrement la relation entre le revenu des parents et celui des enfants (Corak et Heisz, 1999; Chen et coll., 2017; Corak, 2017; Connolly et coll., 2019).

Plus récemment, Statistique Canada a procédé à un couplage d'enregistrements entre l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA) et les données des Fichiers sur la famille T1 (FFT1). Le FFT1 utilise les renseignements disponibles dans les dossiers fiscaux pour constituer des familles sur la base du concept de famille de recensement¹. Par conséquent, en plus d'être couplés à leurs propres données fiscales, les répondants de l'ELIA ont été appariés aux enregistrements FFT1 de tous les membres de leur famille actuels ou passés, identifiés sur la base du concept de famille de recensement, conformément à l'approche adoptée avec la BDMIR.

L'ELIA est une enquête longitudinale qui a été menée pour la première fois en 2012, avec une nouvelle vague de collecte de données tous les deux ans, et le FFT1 est un ensemble de données administratives de l'univers des déclarants T1. Elle offre plusieurs avantages pour l'étude de la mobilité intergénérationnelle. En particulier, ses riches données d'enquête permettent non seulement aux chercheurs de mesurer la corrélation intergénérationnelle du revenu, mais aussi d'étudier les facteurs sous-jacents de la mobilité économique d'une génération à l'autre. Cela la distingue des ensembles de données purement administratives, qui ne documentent pas les variables comme la scolarité, les caractéristiques de l'emploi, le niveau de scolarité des parents et l'environnement familial à la naissance et pendant l'adolescence. Toutefois, la taille relativement petite de l'échantillon de l'ELIA et l'identification rétrospective des paires parent-enfant peuvent limiter son potentiel.

L'objectif de cette recherche est double. Premièrement, elle reprend les résultats de quatre études qui ont grandement contribué à la mesure de la mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada, soit ceux de Corak et Heisz (1999), Chen et coll. (2017), Corak (2017), et Connolly et coll. (2019). Cela permet de déterminer la fiabilité des mesures de la mobilité intergénérationnelle de l'ELIA. Deuxièmement, elle utilise les comparaisons établies à partir de ces études pour produire un ensemble de recommandations à l'intention des chercheurs intéressés à utiliser l'ELIA pour étudier les mécanismes sous-jacents à la transmission intergénérationnelle du revenu. On vise ainsi à guider les utilisateurs des fichiers intergénérationnels de l'ELIA lorsqu'ils prennent des décisions au sujet de leurs stratégies d'estimation et élaborent leurs mesures du revenu des parents et de l'enfant.

Le document se divise entre les sections suivantes. Tout d'abord, il fournit plus de détails sur la façon dont les enfants sont couplés à leurs parents à l'aide des données du FFT1 et met l'accent sur les sources de sélection propres aux données de l'ELIA, qui pourraient être à l'origine de différences entre les estimations obtenues au moyen de l'ELIA et celles découlant de la BDMIR. Dans la section, on explique pourquoi certaines cohortes de naissance sont sélectionnées dans l'échantillon, et quels facteurs pourraient être à l'origine de la sélection de l'échantillon dans tout fichier intergénérationnel du type de celui utilisé dans les données de l'ELIA et de la BDMIR. La deuxième section présente les mesures du revenu utilisées dans les études publiées sur la transmission intergénérationnelle du revenu pour aborder divers biais de mesure. Dans la troisième section, les fichiers intergénérationnels de l'ELIA sont utilisés pour reproduire les estimations de quatre études existantes fondées sur la BDMIR. Les résultats font ressortir certaines différences dans les estimations. Celles-ci sont mineures entre la plupart des cas, ce qui laisse supposer que la taille beaucoup plus petite de l'échantillon de l'ELIA et les caractéristiques particulières de sélection de l'échantillon n'exercent pas de biais important sur les résultats.

L'étude fait état de trois différences importantes dont les chercheurs doivent tenir compte lorsqu'ils produisent des estimations de la mobilité intergénérationnelle à l'aide des données de l'ELIA.

- Diverses études comportent des conditions d'inclusion qui exigent que les observations rendent compte d'un niveau de revenu moyen supérieur à un seuil précis sur une période donnée, ou pour chaque année au cours de cette période. Les estimations découlant des spécifications qui comportent les conditions d'inclusion les plus restrictives entraînent l'abandon d'une grande partie de l'échantillon. Cela semble avoir une incidence particulièrement importante sur la taille des estimations fondées sur les données de l'ELIA.

1. Statistique Canada (2018a, p. 37) définit une famille de recensement comme « un couple marié et les enfants, le cas échéant, de l'un ou l'autre des conjoints ou des deux; un couple vivant en union libre et les enfants, le cas échéant, de l'un ou l'autre des deux partenaires; ou un parent seul, peu importe son état matrimonial, ayant au moins un enfant vivant dans le même logement, et cet enfant ou ces enfants. Tous les membres d'une famille de recensement vivent dans le même logement. Un couple peut être de sexe opposé ou de même sexe. Les enfants dans une famille de recensement peuvent être issus des liens biologiques, du mariage, d'une union libre ou de l'adoption, sans égard à leur âge ou à leur état matrimonial, dans la mesure où ils demeurent dans le logement sans qu'il y ait cohabitation avec leur conjoint marié ou en union libre, ni avec un enfant. Les petits-enfants vivant avec leurs grands-parents, sans les parents, constituent également une famille de recensement ».

- Conformément aux études publiées au Canada et aux États-Unis, les estimations de l'ELIA montrent de façon relativement constante qu'il existe un biais lié au cycle de vie lorsque le revenu permanent est calculé à partir du revenu déclaré avant l'âge de 30 ans. Parallèlement, il y a aussi un niveau plus élevé de volatilité que dans d'autres recherches à partir des estimations fondées sur le revenu permanent calculé en faisant la moyenne du revenu annuel sur différentes tranches d'âge à des âges plus avancés.
- La comparaison de l'évolution de la mobilité intergénérationnelle à travers le temps est sensible au nombre d'observations comprises dans les unités (groupes de cohortes de naissance) qui sont comparées et à l'inclusion de certaines cohortes dans l'échantillon global. Tout chercheur qui utilise les données de l'ELIA pour étudier les changements temporels dans la dynamique intergénérationnelle devrait porter une attention particulière aux propriétés des données de l'ELIA décrites dans la section trois.

Les effets du cycle de vie sont examinés plus en détails dans la quatrième section. Les résultats montrent que les estimations rang-rang de la mobilité intergénérationnelle sont sensibles à la dynamique du cycle de vie selon diverses spécifications fondées sur différentes définitions du revenu des parents et du revenu de l'enfant. L'inclusion d'observations pour lesquelles le revenu est mesuré à un jeune âge (moins de 30 ans) mène systématiquement à des estimations de plus petite taille (attribuées au biais lié au cycle de vie, tel qu'expliqué à la section suivante).

Dans la section quatre, l'étude fait également mention de trois faits importants.

- Premièrement, l'association entre le revenu des parents et le revenu de l'enfant est la plus forte pour le revenu total et la plus faible pour le revenu du travail.
- Deuxièmement, l'association entre le revenu des parents et le revenu de l'enfant est plus forte pour ce qui est des mesures du revenu qui additionnent le revenu des couples.
- Enfin, bien que l'association rang-rang soit plus forte pour les paires père fils que pour les paires père fille (et vice versa pour les paires mère fils et mère fille), l'association rang rang entre le parent ayant le revenu le plus élevé (que ce soit le père ou la mère) et son enfant, peu importe son sexe, produit des estimations de la mobilité plus élevée que d'autres types de paires individuelles.

La cinquième section explore une mesure du revenu de l'enfant qui est propre aux besoins des chercheurs qui souhaitent utiliser le fichier administratif de l'ELIA en combinaison avec sa composante d'enquête. Lorsqu'ils utilisent les variables d'enquête de l'ELIA en combinaison avec des données fiscales intergénérationnelles, les utilisateurs pourraient favoriser une mesure du revenu qui se situe près de la date de l'enquête, de façon à faire correspondre le moment auquel le revenu et les variables de l'enquête sont mesurés. Pour ce faire, il faut mesurer le revenu des enfants de différentes cohortes de naissance à différents âges (l'âge qu'ils avaient autour de la date de l'enquête). Le présent document a permis de déterminer que les chercheurs peuvent facilement regrouper un grand nombre de cohortes pour obtenir une taille d'échantillon pouvant appuyer une analyse multivariée, si la limite d'âge inférieure de l'échantillon est supérieure à 30 ans en 2013, à condition d'avoir appliqué la correction appropriée à la mesure du revenu de l'enfant (décrite dans la section cinq). En raison des effets du cycle de vie, l'inclusion de cohortes plus jeunes semble fausser les estimations, même dans les modèles où il y a correction pour tenir compte de la différence d'âge dans les observations de l'échantillon.

Dans la dernière section explicative, le document présente des résultats sur la non linéarité de l'association entre le revenu des parents et celui de leurs enfants. Les estimations de l'ELIA sont conformes à celles de la BDMIR. Cette section est suivie par une conclusion.

Les résultats présentés dans cet article laissent supposer que les données de l'ELIA sont bien adaptées à plusieurs types d'analyses de la mobilité intergénérationnelle, une fois prises en compte certaines limites importantes. En ce sens, les fichiers intergénérationnels de l'ELIA rendent possibles l'exploration davantage de mécanismes qui sous-tendent la transmission intergénérationnelle du revenu.

Données et mesures du revenu

Conception et sélection de l'échantillon

Les échantillons intergénérationnels de l'ELIA et de la BDMIR diffèrent l'un de l'autre en raison de la façon dont ils sont conçus respectivement. Dans cette section, ces différences sont analysées, afin de déterminer ce qui peut entraîner des écarts entre les estimations de l'ELIA et celles de la BDMIR compris dans les résultats de la reproduction.

La version originale de la BDMIR présentée dans Corak et Heisz (1999) utilisait comme échantillon de base la population de tous les déclarants fiscaux âgés de 16 à 19 ans en 1982. Tous les hommes nés entre 1963 et 1966 qui avaient produit une déclaration de revenu des particuliers entre 1982 et 1986 ont été inclus dans l'échantillon. Un lien parent-enfant a ensuite été établi pour ceux qui ont vécu avec leur père au cours de cette période. Pour que l'enfant soit identifié comme vivant avec son père, l'enfant et le parent devaient avoir produit leur déclaration de revenu la même année au moins une fois. Ainsi, des liens père-fils ont été observés lorsque les enfants nés en 1963 étaient âgés entre 19 et 23 ans, et les enfants nés en 1966, entre 16 et 20 ans. Seul le premier parent observé a été retenu. Le même processus a par la suite été répété en utilisant les données du FFT1 de 1984 pour tirer des enfants de la cohorte de naissance de 1965 à 1968, et celles du FFT1 de 1986 pour tirer des enfants de la cohorte de naissance de 1967 à 1970 (voir Chen et coll., 2017; Corak, 2017). Enfin, l'échantillon a été élargi pour inclure les enfants des cohortes de naissance de 1971 à 1985 (Connolly et coll., 2019). La version actuelle de la BDMIR comprend des parents et des enfants des deux sexes.

À l'inverse, l'ELIA est un échantillon représentatif d'environ 24 000 Canadiens inclus en 2012 (environ 19 000 répondants de la vague 2, l'échantillon utilisé pour ce projet) et des liens parent-enfant ont été établis rétrospectivement. La première étape consiste à coupler les répondants de l'ELIA à leurs propres enregistrements du FFT1. Pour ce faire, un couplage entre les données de l'ELIA et celles des deux années précédant une vague donnée de l'ELIA est effectué. Par exemple, la vague 2 de l'ELIA, qui comprend les données d'enquête de 2014, est couplée aux enregistrements du FFT1 de 2012-2013. Deuxièmement, si au moins un couplage est établi, les répondants sont couplés rétrospectivement à leur FFT1 pour toutes les années où ils ont produit leur propre déclaration de revenu, à compter de 1982².

Dans la BDMIR et l'ELIA, un lien parent-enfant est établi si deux conditions sont remplies : (1) l'enfant et le parent ont tous deux produit leur déclaration de revenu au moins une fois la même année, et (2) au cours d'au moins une de ces années, ils résidaient à la même adresse³. La cohorte de naissance la plus ancienne qui a été incluse est née en 1963. Dans l'ELIA, cette cohorte a été couplée à un parent au plus tôt en 1982, à l'âge de 19 ans, ce qui s'apparente à la limite inférieure de la BDMIR. La plus jeune cohorte incluse est née en 1995.

Comme c'est le cas pour la BDMIR, les liens parent-enfant dans l'ELIA dépendent de la production par les enfants d'une déclaration de revenu au moins une année avant de quitter le foyer parental⁴. Toutefois, les chiffres de l'échantillon intergénérationnel de l'ELIA représentent une fraction des observations comprises dans la BDMIR. Par exemple, il y a plus de 2 millions d'observations pour les enfants nés entre 1963 et 1970 dans la BDMIR, comparativement à moins de 2 000 dans l'échantillon de l'ELIA. De plus, l'attrition peut avoir une incidence sur l'échantillon de l'ELIA, selon les vagues que les utilisateurs souhaitent utiliser pour leur analyse. L'échantillon de base est représentatif de la population canadienne en 2012, et 6 600 membres de l'échantillon ont été perdus par attrition après la première vague. Parmi les 32 100 membres de l'échantillon de la vague 1 (23 900 répondants), 24 300 (18 500 répondants) sont passés à la vague 2 (700 membres de l'échantillon temporaire ont également été intégrés à l'échantillon). Les poids d'enquête sont recalculés à chaque vague, en fonction des caractéristiques observées, afin d'assurer la représentativité de l'échantillon. Toutefois, l'attrition peut entraîner des biais dans les études sur la transmission intergénérationnelle du revenu si les caractéristiques non observées qui sont associées à l'attrition sont également associées à la mobilité intergénérationnelle⁵.

2. L'approche de couplage des enregistrements des répondants de l'ELIA et du FFT1 est décrite plus en détail dans Hemeon (2016). À noter que le FFT1 est un ensemble de données normalisées de Statistique Canada. Les utilisateurs de l'ELIA peuvent avoir accès à ces fichiers, ainsi qu'à certains fichiers traités qui ont été élaborés dans le cadre de ce projet, qui facilitent l'identification des parents.
3. L'approche de couplage des enregistrements intergénérationnels est décrite plus en détail dans Statistique Canada (2018b), accessible aux utilisateurs des centres de données de recherche.
4. Dans un autre document, nous documentons l'incidence de cette exigence sur la façon dont les échantillons sont sélectionnés dans des sources de données tirées des dossiers fiscaux (Simard-Duplain et St-Denis, 2019b).
5. La non-réponse à l'enquête et l'attrition sont prises en compte par les poids inclus dans les fichiers de données de l'ELIA. Dans la BDMIR, des poids fondés sur le recensement ont été élaborés pour tenir compte de la sélection attribuable à la non déclaration.

Enfin, les couplages rétroactifs parent-enfant dans l'ELIA laissent supposer que l'échantillon intergénérationnel n'est représentatif d'une cohorte donnée que dans la mesure où les membres de cette cohorte étaient toujours présents en 2012. Par exemple, les personnes nées en 1963 auraient eu 49 ans en 2012. Par conséquent, l'échantillon de cette cohorte peut sous-représenter les personnes qui sont nées avec des problèmes de santé ou dont les circonstances socioéconomiques sont associées à des taux de mortalité plus élevés, ou les personnes ayant une plus grande probabilité d'émigration permanente ou temporaire.

Mesures du revenu des parents

Il existe un nombre relativement élevé d'études publiées sur les limites des données intergénérationnelles qui ont servi à évaluer l'effet du moment de la mesure du revenu, tant pour les parents que pour les enfants. En particulier, les auteurs ont cerné deux problèmes qui ont entraîné une surévaluation de la mobilité intergénérationnelle dans des travaux antérieurs, à savoir le biais d'erreur sur la variable et les biais liés au cycle de vie (Atkinson, Maynard et Trinder, 1983; Solon, 1992; Zimmerman, 1992; Haider et Solon, 2006). La présente section passe en revue ces deux questions et examine la façon dont elles sont traitées dans le présent document, à la lumière de la recherche technique existant sur le sujet.

Le biais d'erreur sur la variable renvoie au biais qui résulte de l'utilisation du revenu annuel ou de la moyenne d'un petit nombre de valeurs de revenu annuel plutôt que du revenu permanent réel. Le biais lié au cycle de vie fait référence au biais introduit par la mesure du revenu trop tôt dans la carrière des parents ou des enfants. Cela est particulièrement problématique si les revenus des parents et des enfants sont mesurés à différents moments de leur cycle de vie respectif, ou si les enfants de parents à revenu élevé sont plus susceptibles d'avoir un profil de revenu selon l'âge (courbe âge-revenu) affichant une forte pente.

Le biais d'erreur sur la variable et les biais liés au cycle de vie entraînent des sous-estimations de la corrélation intergénérationnelle du revenu. Dans le contexte canadien, Chen et coll. (2017) ont démontré comment la mesure du revenu des parents et de l'enfant à des âges semblables, pendant une bonne partie de leurs années actives et en incluant au moins dix années de données pour les parents, produit des estimations de l'élasticité intergénérationnelle du revenu (EIR) d'environ 0,32, soit près de 50 % plus élevées que celles de Corak et Heisz (1999). Ces derniers avaient mesuré le revenu des parents sans égard à l'âge de ces derniers et avaient utilisé au plus cinq années de données pour le faire.

Afin de permettre des comparaisons avec les travaux précédents, cette étude mesure le revenu des parents en suivant l'approche généralement utilisée dans les études existantes (Corak et Heisz, 1999; Corak, 2017; Connolly et coll., 2019). La moyenne du revenu est calculée sur une période de cinq ans, lorsque l'enfant a entre 15 et 19 ans⁶, ce qui correspond approximativement à la période du premier lien parental⁷. Les parents peuvent n'avoir aucun revenu ou aucun dossier fiscal pour une année ou plus (codée comme comportant un revenu nul). Toutefois, les observations des parents peuvent être supprimées de l'échantillon si leur revenu de chaque année ou leur revenu moyen est inférieur à un certain seuil⁸. Aux fins de l'exercice de reproduction, cet article reproduit aussi la mesure adoptée dans Chen et coll. (2017), qui est décrite plus en détail ci-dessous. Cette mesure vise à mieux rendre compte du revenu permanent et à corriger le biais lié au cycle de vie lorsque le revenu des parents est mesuré à un âge différent de celui de l'enfant. Ci après, ces deux mesures du revenu des parents sont désignées comme COR et COP respectivement. Toutes les valeurs sont rajustées selon l'IPC en dollars canadiens constants de 2013.

6. Les données du FFT sur lesquelles les fichiers intergénérationnels de l'ELIA sont fondés remontent à 1982, plutôt qu'à 1978 pour la BDMIR. En 1982, les répondants nés en 1963 avaient déjà 19 ans. Par conséquent, la mesure du revenu des parents pour les répondants de la cohorte de naissance de 1963 est calculée en établissant la moyenne du revenu des parents sur trois ans lorsque l'enfant était âgé entre 19 et 21 ans, en diminuant la limite d'âge supérieure d'un an pour chaque cohorte de naissance subséquente jusqu'à l'âge de 19 ans pour la cohorte de naissance de 1966. La moyenne du revenu des parents d'enfants de la cohorte de naissance de 1963 à 1966 est établie sur trois ans (quatre ans pour les parents d'enfants de la cohorte de naissance de 1967). Cela entraîne des incohérences mineures avec les approches de Corak et Heisz (1999) et de Corak (2017).

7. Dans Corak et Heisz (1999), le revenu des parents est mesuré sur une période de cinq ans, de 1978 à 1982, pour les enfants âgés entre 16 et 19 ans en 1982. Par conséquent, les enfants nés en 1963 étaient âgés entre 15 et 19 ans de 1978 à 1982, et les enfants nés en 1966 étaient âgés entre 12 et 16 ans de 1978 à 1982.

8. Corak et Heisz (1999) ont fait l'expérience de différentes exclusions fondées sur des seuils de revenu annuel et ont constaté que l'exclusion de personnes sans revenu dans l'un ou l'autre des intervalles de cinq ans au cours desquels le revenu des parents est mesuré entraîne une forte augmentation des estimations de l'élasticité intergénérationnelle.

Mesures du revenu de l'enfant

Le choix des mesures du revenu de l'enfant peut aussi contribuer aux biais lié au cycle de vie et le biais d'erreur sur la variable. Corak et Heisz (1999) mesurent le revenu de l'enfant en 1995, alors que la cohorte de 1963 à 1966 était âgée entre 29 et 32 ans. À l'aide de modèles log-log similaires, Chen et coll. (2017) comparent les estimations de l'EIR lorsque le revenu de l'enfant est mesuré à 30 ans et à 40 ans et calculé en moyenne entre 38 et 42 ans (critère d'inclusion : trois ans ou plus avec un revenu d'au moins 500 \$). La plus grande différence dans les estimations apparaît entre les mesures du revenu à l'âge de 30 ans et à l'âge de 40 ans. Corak (2017) a établi la moyenne du revenu de l'enfant pour les cohortes de 31 à 32 ans et de 38 à 45 ans (critère d'inclusion : revenu moyen d'au moins 500 \$). Connolly et coll. (2019) adoptent une approche similaire fondée sur des intervalles de cinq ans, entre 25 et 39 ans. Les deux derniers documents utilisent des estimations rang rang, qui semblent moins sensibles aux biais lié au cycle de vie. Les différences entre ces modèles sont abordées ci après.

Le présent document reproduit les estimations log log et rang rang des documents mentionnés précédemment et présente les estimations rang rang originales lorsque les répondants sont âgés entre 25 et 29 ans, entre 29 et 31 ans et entre 30 et 34 ans. Il introduit également une mesure du revenu propre à l'ELIA, qui est fondée sur le revenu observé à proximité de la date de collecte des données de l'ELIA. Cette mesure est présentée comme une comparaison fondée sur l'hypothèse selon laquelle il s'agit de la mesure la plus appropriée du revenu de l'enfant pour les études fondées sur des variables tirées des données de l'ELIA. En effet, les caractéristiques des répondants, comme le niveau de scolarité, l'état matrimonial et les caractéristiques de l'emploi, sont mesurées au moment de la tenue de l'ELIA. L'utilisation d'une mesure du revenu qui précède de plusieurs années la collecte de données serait théoriquement incohérente, surtout si l'on tient compte du fait que ces caractéristiques peuvent varier considérablement au fil du temps, et même tard dans la vie.

Reproduction des estimés d'études canadiennes existantes

La complexité du phénomène de transmission intergénérationnelle a mené à la production de plusieurs indicateurs qui cherchent à le décrire, y compris des matrices de transition, des probabilités que les enfants se trouvent dans les quintiles de revenu inférieur et supérieur, sous réserve du classement de leurs parents, des régressions log log et des régressions rang rang. Les travaux de Becker et Tomes (1986) ont été les premiers à utiliser des régressions log log dans lesquelles la valeur logarithmique du revenu de l'enfant est régressée sur la valeur logarithmique du revenu du parent, ce qui produit une estimation qui correspond à l'élasticité du revenu de l'enfant par rapport à celui du parent. Dans ce contexte, le coefficient de la valeur logarithmique du revenu des parents reflète la mesure dans laquelle un écart positif ou négatif par rapport à la moyenne chez les parents se traduit par un écart par rapport à la moyenne chez les enfants. Suite aux travaux de Dahl et Deleire (2008), Chetty et coll. (2014a, b) ont également popularisé l'utilisation de régressions rang rang, qui régressent plutôt le rang centile du revenu de l'enfant sur le rang centile du revenu de son parent. Cette approche comporte deux avantages par rapport à la régression log log classique : elle n'exige pas de décisions arbitraires sur la façon de traiter les valeurs de revenu nulle et presque nulle, et Corak (2017) et Connolly et coll. (2019) l'ont trouvée beaucoup moins sensible à la façon dont le revenu est mesuré. Par exemple, Corak (2017) a comparé les estimations de la mobilité intergénérationnelle en utilisant la moyenne du revenu de l'enfant entre 29 et 32 ans et entre 38 et 45 ans et n'a relevé aucune différence significative. Bien que le niveau de revenu change au cours de la vie, le classement du revenu est plus stable.

Comme point de départ, cette étude reproduit les résultats présentés dans Corak et Heisz (1999), Chen, Ostrovsky et Piraino (2017), Corak (2017) et Connolly, Haeck et Lapierre (2019). La conception de ces études est décrite en détail en annexe. La reproduction de leurs résultats à l'aide des données de l'ELIA figure dans les tableaux 1 à 3. Toutes les estimations de l'ELIA sont obtenues à partir de modèles utilisant des poids d'échantillonnage qui tiennent compte de l'attrition et de la représentativité. Dans l'ensemble, les résultats de la reproduction laissent supposer que les données des fichiers intergénérationnels de la BDMIR et de l'ELIA ont des propriétés similaires, malgré les différences dans le plan d'échantillonnage et la taille de l'échantillon. Il existe des explications plausibles pour la plupart des différences entre nos estimations et celles que l'on trouve ailleurs dans les études publiées. Cela montre que l'ensemble de données de l'ELIA est représentatif du segment de la population canadienne inclus dans la BDMIR, et que des recherches plus poussées à l'aide de l'ensemble de données de l'ELIA peuvent être menées en toute confiance.

Corak et Heisz (1999)

Corak et Heisz (1999) ont été les premiers à utiliser les données fiscales pour obtenir des estimations de la mobilité intergénérationnelle au Canada. Ils se sont concentrés sur des paires père fils et ont constaté que la corrélation du revenu augmentait lorsqu'on utilisait seulement les années avec un revenu positif dans le calcul du revenu permanent pour les parents. Ils ont également observé que la mobilité du revenu était plus grande que la mobilité du revenu du marché et ont documenté d'importantes non linéarités dans l'expérience de la mobilité pour l'ensemble de la répartition du revenu des parents.

Une moyenne du revenu du père a été calculée entre 1978 et 1982, une période de cinq ans au cours de laquelle les fils nés entre 1963 et 1966 étaient âgés entre 12 et 19 ans (selon la cohorte de naissance). Cela correspond généralement à notre mesure, qui repose sur une moyenne du revenu des parents sur une période de cinq ans lorsqu'un enfant a entre 15 et 19 ans. Dans Corak et Heisz (1999), la mesure du revenu de l'enfant ne concerne qu'une année, 1995, alors que les fils étaient âgés entre 29 et 32 ans. Cette mesure est reproduite et les résultats sont présentés dans le tableau 1.

En ce qui a trait aux élasticités du revenu du travail, Corak et Heisz (1999) présentent des coefficients log log de 0,131 lorsque sont incluses uniquement les observations comportant un revenu moyen des parents positif (minimum de 1 \$), et de 0,228 lorsque cinq années de revenu des parents entre 1978 et 1982 ont une valeur positive (0,242 si le minimum pour toutes les années est établi à 3 000 \$)⁹. En ce qui a trait au revenu du marché, leurs coefficients varient de 0,194 à 0,236 (également 0,236 si le minimum pour toutes les années est fixé à 3 000 \$).

Comme l'indique le tableau 1, des coefficients de 0,143 ont été obtenus pour le revenu du travail et de 0,141 pour le revenu du marché pour la spécification, avec une restriction fondée sur le revenu moyen des parents, lorsque le revenu de l'enfant est mesuré en 1995. Nous obtenons des coefficients de 0,279 pour le revenu du travail et de 0,175 pour le revenu du marché lorsque nous limitons les parents à ceux qui ont un revenu positif pour toutes les années. Nos estimations de la mobilité du revenu du marché sont inférieures à celles de Corak et Heisz (1999). Par ailleurs, contrairement à leurs résultats, nous obtenons des coefficients plus faibles pour le revenu du marché que pour le revenu du travail. Lorsque nous mesurons le revenu de l'enfant à l'âge de 30 ou 31 ans, nous obtenons des coefficients plus élevés pour le revenu du marché que pour le revenu du travail (données non présentées).

Dans l'ensemble, les résultats pour les élasticités père-fils concordent avec ceux figurant dans Corak et Heisz (1999), la taille des coefficients étant relativement semblable et se situant dans les grands intervalles de confiance (niveau de 95 %) de nos estimations ponctuelles¹⁰. Les intervalles de confiance sont particulièrement importants et incluent les valeurs de zéro pour les modèles qui exigent un revenu positif pour toutes les années servant à calculer la moyenne du revenu des parents. Des différences peuvent apparaître en raison des petits échantillons d'environ 300 observations, mais aussi lorsqu'une condition d'inclusion plus restrictive est appliquée et lorsque les observations comportant un revenu des parents inférieur à 1 \$ par année sont exclues de l'échantillon. Cette restriction de l'échantillon entraîne la perte de 31,9 % des pères, comparativement à 19,4 % avec la condition d'inclusion moins restrictive pour le revenu du travail, et 17,0 % des pères, comparativement à 6,0 % avec la condition d'inclusion moins restrictive pour le revenu du marché (deux premières lignes du tableau A1)¹¹. Les résultats présentés dans le tableau A1 montrent que 32 % de tous les pères ont eu au moins une année sans rémunération du travail pendant la période où l'enfant avait entre 15 et 19 ans. C'était le cas pour 17,0 % des pères en ce qui concerne le revenu du marché. En revanche, 19,4 % des pères n'avaient aucun revenu d'emploi au cours de cette période, et 6,0 % n'avaient aucun revenu du marché. Il est possible que dans le contexte d'échantillons relativement petits, les estimations de l'ELIA soient particulièrement touchées par des conditions restrictives d'inclusion dans l'échantillon qui exigent une valeur positive pour le revenu des parents pour toutes les années.

9. Solon (1992) a démontré que le bruit dans les mesures du revenu permanent qui utilisent une ou quelques valeurs de revenu annuel entraîne un biais à la baisse dans l'estimation de la corrélation intergénérationnelle du revenu (surestimation de la mobilité). Les conclusions de Corak et Heisz (1999) vont dans le même sens. Lorsqu'on mesure une seule année de revenu des parents au lieu d'une moyenne sur cinq ans, les coefficients log log tombent aussi bas que 0,100 pour le revenu du travail et 0,119 pour le revenu du marché, selon l'année où le revenu des parents est mesuré (1978-1982).

10. La BDMIR comprend plusieurs centaines de milliers d'observations. Les intervalles de confiance pour l'élasticité du revenu ont tendance à être inférieurs à 0,01 point log.

11. Depuis 1993, le FFT1 regroupe environ 96 % des Canadiens (Frenette, Green et Milligan, 2007; Frenette, Green et Picot, 2004). Si différentes personnes n'ont pas d'observations du FFT1 d'une année à l'autre, l'exigence de cinq années de valeurs de revenu positives pourrait entraîner l'exclusion d'une proportion pouvant aller jusqu'à 20 % des Canadiens. Cela est particulièrement préoccupant si les personnes exclues sont celles qui ont une plus faible activité sur le marché du travail.

Chen, Ostrovsky et Piraino (2017)

Le présent document reproduit ensuite l'étude de Chen et coll. (2017), qui ont comparé les estimations log log obtenues à partir de spécifications où le revenu des parents est calculé en moyenne sur une période de cinq ans (la mesure COR) à celles où la moyenne est calculée sur une période de 21 ans (la mesure COP). La mesure élaborée par Chen et coll. (2017) vise à mieux saisir le revenu permanent réel, ou le revenu à vie, en établissant la moyenne du revenu annuel sur les 21 années pendant lesquelles le parent est âgé entre 35 et 55 ans. En établissant une moyenne sur un plus grand nombre d'années, l'approche réduit davantage le biais d'erreur sur la variable. L'accent explicite qui est mis sur l'âge auquel le revenu est mesuré chez les parents limite également le biais lié au cycle de vie. Les observations de parents comportant moins de 10 années de revenu égal ou supérieur à 500 \$ sont exclues. Le revenu de l'enfant est également mesuré à différents âges pour tenir compte du biais lié au cycle de vie.

Les restrictions imposées aux valeurs de l'âge des parents et du revenu annuel dans la mesure COP entraînent l'exclusion d'une proportion importante des observations pour la cohorte de 1963 à 1966 : l'échantillon tombe à environ 100 observations¹². Au moment de reproduire leurs estimations, le présent document utilise la cohorte de 1963 à 1970 pour surmonter les limites potentielles liées à la taille de l'échantillon. La condition d'inclusion des parents entraîne l'abandon de 60,1 % de tous les pères, environ la moitié des pères étant laissés de côté parce qu'ils n'appartiennent pas à une cohorte de naissance faisant en sorte que 10 années de leur vie se situaient dans la fourchette d'âge de 35 à 55 ans entre 1982 et 2013 (tableau A1). Parmi ceux qui se trouvent dans la fourchette d'âge appropriée, la proportion de pères laissés de côté se situe entre les deux proportions figurant dans les premières lignes du tableau A1, ce qui était prévisible compte tenu du fait que des valeurs positives sont requises pour environ la moitié de toutes les années au cours de la période de 11 ans sur laquelle la moyenne du revenu du père est calculée.

L'estimation de l'ELIA pour la mesure COR montre des écarts de diverses tailles et directions avec les estimations de la BDMIR. Néanmoins, les estimations ponctuelles de la BDMIR s'inscrivent dans les intervalles de confiance des estimations de l'ELIA dans tous les cas, ce qui laisse supposer que les différences ne sont pas statistiquement significatives. Malgré ces différences importantes, qui sont probablement attribuables à une combinaison de conditions d'inclusion restrictives et de petites tailles d'échantillon, nos résultats sont qualitativement cohérents avec ceux de Chen et coll. (2017). Les estimations COR de l'élasticité intergénérationnelle du revenu sont plus faibles lorsque les enfants ont 30 ans que lorsqu'ils ont 40 ans. Le calcul de la moyenne du revenu des pères sur une période de 21 ans (estimation COP) produit des estimations plus élevées dans la plupart des cas (en comparant les deux sections du bas du tableau 2)¹³. En somme, les chercheurs qui utilisent l'estimation COP avec les données de l'ELIA devraient évaluer soigneusement les répercussions de leur plan d'échantillonnage et envisager la possibilité de valeurs aberrantes, particulièrement dans le cas des analyses sur de petits échantillons ou sous groupes comportant un nombre limité de cellules.

Corak (2017)

Le présent document reproduit également les coefficients log log pour la cohorte de naissance de 1963 à 1970 de Corak (2017). Pour appliquer cette approche, tous les parents et enfants (hommes et femmes) sont regroupés dans le même échantillon, et le revenu familial total est utilisé comme mesure du revenu. Dans Corak (2017), la moyenne du revenu des parents est calculée sur la période de cinq ans pendant laquelle l'enfant avait entre 15 et 19 ans. On calcule la somme du revenu des deux conjoints lorsque les parents forment un couple (union libre ou mariage, selon les dossiers fiscaux) la première année où les parents sont observés, peu importe si le couple s'est dissous les années suivantes utilisées pour calculer le revenu (de même, aucun changement n'est apporté pour tenir compte de la formation du couple au cours de cette période). Le revenu de l'enfant est mesuré comme la moyenne du revenu familial total entre 38 et 45 ans, en suivant la même approche pour identifier les couples. Les observations sont exclues si elles comportent un revenu moyen inférieur à 500 \$¹⁴. Cette exclusion s'applique aux conjoints séparément avant le calcul du revenu familial. Enfin, la présente étude reproduit les estimations rang rang de Corak (2017).

12. Sans surprise, les estimations fondées sur cet échantillon (résultats disponibles sur demande) prennent des valeurs extrêmes et ont de grands intervalles de confiance.

13. Chen et coll. (2017) ont constaté des différences de 0,04 point log ou moins entre les résultats fondés sur les mesures COR et COP. Il est peu probable que ces valeurs apparaissent systématiquement dans des estimations de petits échantillons comportant de grands intervalles de confiance.

14. Comme le montre la dernière ligne du tableau A1, cette condition entraîne l'exclusion de seulement 7,8 % des parents.

Dans le tableau 3, l'estimation log log est de 25 % supérieure à celle de Corak, soit 0,255 comparativement à 0,201. Les estimations rang rang de l'ELIA, lorsque le revenu de l'enfant est mesuré à l'âge de 31 ou 32 ans, dépassent de 0,074 point celles de Corak reposant sur la BDMIR. La différence est de 0,035 point seulement lorsque le rang du revenu est mesuré de 38 à 45 ans. Encore une fois, les coefficients de la BDMIR se situent à l'intérieur des intervalles de confiance de 95 % des estimations de l'ELIA pour toutes les spécifications. Comme dans Corak (2017), les estimations présentées dans le tableau 3 sont relativement semblables peu importe l'âge auquel le revenu de l'enfant est mesuré, surtout comparativement aux estimations log log du tableau 2. Cela nous amène à conclure que le biais lié au cycle de vie semble être muet dans les modèles rang rang qui reposent sur des répondants de plus de 30 ans, une observation également faite par Chetty et coll. (2014a) et Connolly et coll. (2019).

Connolly, Haeck et Lapierre (2019)

Par la suite, cette étude reproduit les résultats de Connolly et coll. (2019) présentés dans le tableau 4. Connolly et coll. (2019) utilisent la version la plus récente de la BDMIR pour étudier la variation de la mobilité intergénérationnelle au fil du temps. Ils évaluent également la stabilité des estimations rang rang de la mobilité intergénérationnelle entre différents groupes d'âge. En d'autres termes, ils documentent le biais lié au cycle de vie dans les modèles rang rang de la transmission du revenu de la même façon que Corak (2017). Les principales différences sont l'inclusion des observations dans lesquelles le revenu est mesuré avant l'âge de 30 ans¹⁵ et l'utilisation d'un éventail plus large de cohortes de naissance. Les fourchettes d'âge utilisées dans Connolly et coll. (2019) sont des intervalles de cinq ans : 25 à 29 ans, 30 à 34 ans et 35 à 39 ans. Le revenu des parents est fondé sur le revenu familial total, non ajusté pour tenir compte des couples, et le revenu de l'enfant est mesuré comme revenu individuel.

Ils constatent une diminution de la mobilité intergénérationnelle au Canada entre les cohortes de naissance de 1963 et de 1985. À partir du revenu total des parents (y compris celui des conjoints) mesuré lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans et le revenu individuel de l'enfant mesuré lorsque celui-ci avait entre 25 et 29 ans, leurs estimations rang rang vont de 0,189 pour la cohorte de la BDMIR de 1963 à 1966 à environ 0,234 pour la cohorte de la BDMIR de 1982 à 1985 (Connolly et coll., 2019). Les résultats de l'étude sur le biais lié au cycle de vie concordent avec ceux de Corak (2017), car on a constaté peu de différences dans les estimations lorsque le revenu de l'enfant est calculé en moyenne entre 30 et 34 ans et entre 35 et 39 ans au cours des périodes de 1963 à 1966, de 1967 à 1970 et de 1972 à 1975 (les seules périodes où cette comparaison est possible). En outre, ils trouvent des preuves du biais lié au cycle de vie plus tôt dans ces cohortes, ce qui correspond aux constatations de Chetty et coll. (2014b), comme le montrent les estimations rang rang plus faibles pour la moyenne du revenu entre 25 et 29 ans, comparativement à d'autres fourchettes d'âge.

Le tableau 4 présente les résultats de l'exercice de reproduction mené dans le cadre de cette étude¹⁶. Les estimations rang rang qui reposent sur l'échantillon plus petit de l'ELIA sont semblables à celles de Connolly et coll. (2019) pour tous les groupes de cohortes, sur la base de grands intervalles de confiance (comme ceux indiqués entre parenthèses dans le tableau 4 à côté de chaque estimation ponctuelle rang rang). Il convient de souligner que les estimations de l'ELIA montrent aussi un biais lié au cycle de vie, les estimations étant plus faibles lorsque la moyenne du revenu de l'enfant est calculée sur l'intervalle de 25 à 29 ans que sur les intervalles de 30 à 34 ans et de 35 à 39 ans (s'ils sont disponibles), sauf dans le cas de la cohorte de l'ELIA de 1977 à 1979, pour laquelle les estimations ponctuelles de la moyenne du revenu de 30 à 34 ans sont plus faibles que les estimations ponctuelles de la moyenne du revenu de 25 à 29 ans. Contrairement à Connolly et coll. (2019) toutefois, les estimations pour la fourchette de 35 à 39 ans sont uniformément plus faibles que celles obtenues pour la fourchette de 30 à 34 ans pour les cohortes de naissance où cette comparaison est possible.

15. Cela est motivé par leur utilisation des cohortes de naissance de 1963 à 1985 pour étudier les tendances au fil du temps de la transmission intergénérationnelle du revenu. Pour les cohortes les plus jeunes, des mesures du revenu sont disponibles uniquement lorsque les enfants étaient au milieu ou à la fin de la vingtaine.

16. Comme les données du FFT1 de l'ELIA utilisées dans ce document s'arrêtent en 2013 plutôt qu'en 2014, certains groupes de cohortes excluent les jeunes répondants qui sont inclus dans les cohortes créées dans Connolly et coll. (2019). Les résultats de ces groupes de cohortes restreints sont indiqués entre parenthèses dans la première colonne du tableau 4.

Une deuxième différence importante entre les estimations de l'ELIA du tableau 4 et celles de la BDMIR figurant dans Connolly et coll. (2019) est l'absence d'une tendance au fil du temps dans la mobilité intergénérationnelle (lorsque l'on considère le revenu moyen des 25 à 29 ans, qui est disponible pour les cohortes de 1963 à 1984 dans l'ELIA). Les résultats montrent plutôt d'importantes fluctuations d'une année à l'autre dans les estimations et n'affichent aucune tendance claire au fil du temps. Cette absence de tendance et le niveau de volatilité dans les estimations rang rang peuvent être attribuables à la taille de l'échantillon (400 à 1000 pour chaque groupe de cohortes de naissance), ce qui se traduit par de grands intervalles de confiance. En outre, les estimations élevées pour les cohortes de référence (1963-1966) sont peut-être attribuables aux différences dans la mesure du revenu des parents pour ces cohortes (voir la note de bas de page 6) et au fait que dans les données de 1982, les liens parent-enfant ont pu être observés uniquement à partir de 19 ans pour la cohorte de 1963, de 18 ans pour la cohorte de 1964, de 17 ans pour la cohorte de 1965 et de 16 ans pour la cohorte de 1966. Ces liens peuvent être observés à partir de 15 ans pour toutes les cohortes subséquentes.

Dans le tableau 5, les cohortes de naissance de l'ELIA sont regroupées pour constituer des sous-échantillons plus grands, et les cohortes de 1963 à 1966 sont exclues pour assurer la comparabilité au fil du temps et atténuer la volatilité des estimations qui pourrait être attribuable aux petits échantillons. Les résultats montrent une diminution de la mobilité intergénérationnelle entre les groupes de cohortes de 1967 à 1976 et de 1977 à 1982 (ou de 1977 à 1984), même si les intervalles de confiance se chevauchent dans une large mesure. Ces résultats démontrent également que les estimations sont sensibles à l'inclusion de la cohorte de 1983 à 1984 dans l'échantillon¹⁷. Si l'on exclut la cohorte de 1983 à 1984, les estimations sont plus proches de celles de Connolly et coll. (2019) lorsque le revenu de l'enfant est mesuré entre 25 et 29 ans.

Les résultats en ce qui a trait aux tendances de la mobilité intergénérationnelle laissent supposer que les chercheurs qui tentent d'utiliser l'ELIA pour étudier les variations au fil du temps devraient se servir de groupes de cohortes agrégés qui comportent un échantillon suffisamment important pour atténuer toute volatilité à court terme dans les estimations, ainsi que vérifier la sensibilité de leurs estimations à l'inclusion de cohortes de naissance plus jeunes ou moins comparables. Les utilisateurs devraient être également conscients de la dynamique du biais lié au cycle de vie lorsqu'ils choisissent une mesure du revenu de l'enfant.

Mesures du revenu individuel et familial pour diverses sources de revenus

Par suite de l'exercice de reproduction, la section suivante présente de façon systématique les résultats de la régression rang rang en fonction d'une grande variété de spécifications. Ces spécifications de base visent à fournir un portrait de la sensibilité des estimations intergénérationnelles aux différentes décisions de modélisation. Parmi les décisions importantes figurent l'utilisation du revenu individuel ou familial, le choix de limiter l'échantillon aux hommes ou aux femmes, et la source de revenu à prendre en considération.

Les études ont adopté des approches différentes à l'égard de ces questions. Par exemple, Corak (2017) présente des estimations de la mobilité intergénérationnelle du revenu familial en utilisant les parents des deux sexes et en additionnant le revenu des conjoints pour les couples. Cela contraste avec les études antérieures qui portaient surtout sur les paires père-fils (mais qui ont aussi fourni certains résultats de base sur les paires père-fille, mère-fils et mère-fille). Par ailleurs, il existe plusieurs façons différentes de mesurer le revenu familial. Dans Corak (2017), le revenu familial total est divisé en deux si deux parents sont présents la première année où un parent est observé (mais on ne tient pas compte de la transformation de la famille par la suite). On procède ainsi pour faciliter la comparaison entre les ménages comportant des structures différentes, et on suppose un partage égal du revenu entre deux adultes dans une famille. Connolly et coll. (2019) utilisent le revenu total sans correction pour tenir compte des couples, afin de saisir le niveau de ressources dont disposent les enfants nés dans ces familles. Il s'agit d'une mesure plus directe du niveau de revenu global d'une famille, qui ne tient toutefois pas compte du fait que les familles biparentales dépensent en moyenne relativement moins pour répondre à leurs besoins de base en raison des économies d'échelle. Aucune de ces mesures ne tient compte de l'interaction entre l'offre de main-d'œuvre, l'état matrimonial et les décisions relatives à la fécondité. Connolly et coll. (2019) utilisent le revenu individuel de l'enfant dans la plupart de leurs spécifications et présentent certains de leurs résultats séparément pour les fils ou les filles, mais pas pour les pères et les mères. Une mesure du revenu individuel peut être utilisée

17. Les personnes nées en 1984 étaient âgées de 29 ans en 2013. Les cohortes de 1983 et 1984 sont donc exclues de l'échantillon qui utilise le revenu moyen de l'enfant de l'intervalle de 29 à 31 ans.

pour les parents sans limiter l'échantillon aux pères (ou aux mères) exclusivement. Dans ce cas, le parent ayant le revenu le plus élevé est choisi. Cela permet peut être de mieux saisir la différence dans le statut socioéconomique que les enfants peuvent atteindre par eux mêmes, tout en tenant compte des enfants de mères seules ou de parents pour lesquels la mère est le principal soutien économique.

Les résultats de la régression rang rang à partir des données intergénérationnelles de l'ELIA et suivant différentes configurations de mesures du revenu familial et individuel figurent dans le tableau 6 (les tailles d'échantillon sont indiquées à la ligne 1 du tableau A2 et montrent le nombre d'enfants dans l'échantillon de la cohorte ayant au moins un parent avec un revenu de 500 \$ ou plus). Le tableau présente des estimations pour les cohortes de naissance de 1963 à 1979, pour toutes les sources de revenus, soit le revenu total, le revenu du marché, le revenu d'emploi et le revenu du travail¹⁸.

Premièrement, les résultats montrent les différences entre les estimations rang rang pour les groupes des 25 à 29 ans et des 30 à 34 ans, peu importe la source de revenu et si le revenu du couple est additionné ou non lorsqu'un conjoint est présent. Deuxièmement, l'association entre le revenu des parents et le revenu de l'enfant est la plus forte pour le revenu total et la plus faible pour le revenu d'emploi et le revenu du travail. Troisièmement, lorsqu'on utilise la mesure du revenu des parents fondée sur le parent principal (parent ayant le revenu le plus élevé lorsqu'un couple est observé), les estimations sont inférieures à celles découlant de toutes les autres spécifications, à l'exception de la spécification fondée sur le revenu familial des parents ajusté pour tenir compte des couples et le rang du revenu individuel de l'enfant (lignes 7 à 9 du tableau 6).

Enfin, le tableau 6 montre que l'association entre le revenu des parents et le revenu de l'enfant est plus forte pour les mesures du revenu, lorsque les revenus des couples sont additionnés, sauf pour le groupe des 25 à 29 ans (plus grande probabilité d'être célibataires, mais aussi plus grande probabilité d'être célibataires pour les personnes plus scolarisées et ayant un revenu plus élevé). Cela est conforme aux études publiées sur l'appariement conjugal au Canada (Blanden, 2005). Il semble que les enfants nés de parents appartenant à un centile de revenu plus élevé sont plus susceptibles de former un couple dans la trentaine avec un conjoint qui gagne un revenu (probablement un revenu élevé) que les enfants nés de familles appartenant à un centile de revenu plus faible. Cela est vrai, peu importe si le revenu des couples est divisé par deux pour tenir compte de la mise en commun des ressources. Toutefois, la correction pour tenir compte des couples affaiblit l'association entre le revenu des parents et celui de l'enfant.

Le tableau 7 présente les résultats pour la même cohorte pour des paires parent-enfant comportant différentes configurations selon le sexe (les tailles d'échantillon figurent dans le tableau A2). Une constatation importante est que l'utilisation du parent principal, plutôt que la sélection de paires fondées sur le sexe du parent, produit des estimations plus élevées de la transmission intergénérationnelle pour toutes les sources de revenu. Cela est vrai pour les paires comportant des enfants de sexe masculin ou féminin. Deuxièmement, le rang du revenu des pères est plus fortement associé au rang du revenu des fils que des filles, une constatation qui va dans le sens des études existantes (Chen et coll., 2017). Troisièmement, le rang du revenu des mères n'est que faiblement corrélé avec le rang du revenu de leurs fils, mais il est fortement corrélé, en termes relatifs, avec le rang du revenu de leurs filles. Cette association semble être motivée par la corrélation mère fille entre le revenu d'emploi et le revenu du travail, ce qui laisse supposer qu'il y a peut être eu transmission intergénérationnelle de l'activité sur le marché du travail. Enfin, il ne semble pas y avoir d'incidence du biais lié au cycle de vie pour les filles (voir Chen et coll., 2017, pour des constatations semblables). Cela concorde avec le fait que la croissance du revenu des femmes est moins prononcée au cours de leur vie (Beach et Finnie, 2004).

18. Le revenu du marché est le revenu total avant impôt, à l'exclusion du revenu provenant de sources gouvernementales (transferts). Cela comprend le revenu d'emploi, les placements, les pensions de retraite, les rentes, ainsi que d'autres revenus monétaires. Le revenu d'emploi comprend le revenu du travail et le revenu d'un travail autonome. Le revenu du travail comprend le revenu d'un emploi rémunéré déclaré dans un feuillet T4.

Mesure du revenu de l'enfant dans des échantillons de cohortes de naissance regroupées pour l'analyse multivariée et l'analyse de sous groupes

Même si les estimations bivariées existantes découlant d'études antérieures pouvaient être répétées à l'aide d'échantillons comportant un très faible nombre d'observations, un échantillon de petite taille est mal adapté à l'analyse de sous groupes ou à l'analyse multivariée au moyen d'un grand nombre de covariables. Le regroupement des cohortes de naissance pourrait être intéressant pour les chercheurs, en vue d'obtenir un échantillon suffisamment important pour ce type d'analyse.

L'utilisation de covariables tirées des données de l'ELIA pour effectuer des analyses de sous groupes ou estimer des modèles multidimensionnels présente un défi supplémentaire. Les chercheurs pourraient préférer utiliser une mesure du revenu se rapprochant dans le temps de la mesure d'autres covariables. Cela est particulièrement vrai lorsque l'on utilise des variables qui varient dans le temps, comme la scolarité ou les caractéristiques de l'emploi. En pratique, l'analyse de sous groupes ou l'analyse multivariée à l'aide de données intergénérationnelles de l'ELIA peut par conséquent nécessiter le regroupement d'un grand nombre de cohortes de naissance et la mesure du revenu des enfants de différentes cohortes à différents âges. Par exemple, une analyse regroupant les cohortes de 1963 à 1979 produit un échantillon d'environ 3 000 observations. Toutefois, les enfants de la cohorte la plus jeune auront 34 ans, tandis que ceux de la cohorte la plus âgée auront 48 ans. Les répercussions de ce type de mesure n'ont pas été étudiées dans la recherche existant à ce sujet.

Par conséquent, cette étude présente les résultats d'une mesure du revenu de l'enfant effectuée près de la collecte des données de la vague 2, qui a eu lieu au début de 2014. Pour tenir compte de l'incidence du biais d'erreur sur la variable, nous utilisons une mesure du revenu de l'enfant qui repose sur une moyenne du revenu sur la période de 2009 à 2013. Ce type de mesure est utile si les chercheurs veulent utiliser les covariables disponibles à partir des données d'enquête de l'ELIA.

Les enfants de différentes cohortes de naissance ont des âges différents au cours de cette période; par exemple, les enfants nés en 1963 étaient âgés de 50 ans en 2013 et ceux nés en 1979 étaient âgés de 34 ans en 2013. Il s'agit de vastes fourchettes d'âge, qui peuvent mener à une source importante de biais si le rang centile est calculé en fonction de la répartition du revenu pour un échantillon regroupant toutes les cohortes de naissance sélectionnées pour l'analyse. Lorsqu'un grand nombre de cohortes sont regroupées et que la fourchette d'âge est vaste (par exemple, les résultats pour les cohortes de naissance de 1963 à 1979), il se peut que les personnes plus âgées ayant atteint le point maximal de leur courbe âge-revenu se classent plus haut en moyenne que les personnes plus jeunes situées au début de cette courbe. Dans ce cas, le rang de revenu sera corrélé à la cohorte de naissance des observations.

Une façon de limiter l'effet potentiel du biais lié au cycle de vie est de calculer le centile de revenu séparément pour chaque cohorte de naissance, ou pour des intervalles étroits de cohortes de naissance. Par ailleurs, on peut le faire en résidualisant le revenu sur un variable d'âge quadratique avant de calculer les centiles¹⁹. Il convient de noter que ces deux corrections ne tiendront pas compte du biais lié au cycle de vie qui émerge des grands écarts dans les profils de revenu selon l'âge chez les enfants nés de parents avec différents rangs de revenu lorsque les personnes sont dans la trentaine ou la quarantaine (voir aussi Haider et Solon, 2006). Les corrections visent plutôt à tenir compte de la corrélation entre le rang et la cohorte de naissance qui pourrait découler du regroupement de plusieurs cohortes d'enfants à différents points de leur courbe de revenu selon l'âge.

19. Dans ce contexte, la résidualisation signifie l'extraction des résidus d'une régression du revenu permanent de l'enfant sur l'âge de l'enfant, au carré. La composante résiduelle extraite de cette façon est la composante du revenu permanent de l'enfant qui n'est pas corrélée à l'âge de l'enfant.

Les résultats pour les cohortes de 1963 à 1974, 1963 à 1979 et 1963 à 1984 sont présentés dans le tableau 8²⁰. Les corrections suivantes sont appliquées et comparées aux résultats d'un modèle où le centile de revenu de l'enfant est calculé en fonction de la répartition du revenu de la cohorte regroupée, sans tenir compte des effets potentiels du cycle de vie :

1. les rangs centiles sont calculés séparément par cohorte de naissance d'un an;
2. les rangs centiles sont calculés séparément pour chaque cohorte de naissance à l'aide de la répartition du revenu d'un échantillon regroupé sur trois ans. Cet échantillon comprend la cohorte née l'année précédente et l'année suivante pour chaque cohorte donnée. Cela permet un plus grand nombre d'observations lors du calcul des seuils de centile;
3. les rangs centiles sont calculés sur les résidus d'une régression du revenu de l'enfant sur l'âge de l'enfant, au carré.

La première et la deuxième correction fournissent le rang d'une observation par rapport à d'autres observations de la même cohorte de naissance à l'âge que ces personnes avaient en 2013. La méthode des résidus classe les observations par rapport à la répartition du revenu, net des différences d'âge, pour l'échantillon complet des cohortes regroupées en 2013.

Tout d'abord, le tableau 8 montre que les échantillons regroupant les cohortes de 1963 à 1984 ont presque doublé de taille par rapport à ceux limités aux cohortes de 1963 à 1974, passant de 2 473 à 4 043 observations lorsque l'on utilise le revenu total. Le tableau 8 montre également peu de différences dans les résultats selon les diverses spécifications pour les estimations de 1963 à 1974 et de 1963 à 1979 (la méthode de la résidualisation peut produire des estimations légèrement plus élevées). On arrive à cette conclusion en comparant les estimations de la première colonne r aux autres estimations de la même ligne. Une différence de 0,02 à 0,04 point peut systématiquement être observée pour l'échantillon regroupé de 1963 à 1984 entre les méthodes de calcul des rangs centiles non ajustées et ajustées. Cela laisse supposer des courbes âge-revenu relativement stables au cours de l'intervalle de 34 à 50 ans, mais des effets du biais lié au cycle de vie importants lorsque les cohortes plus jeunes sont incluses.

Plus généralement, on peut conclure à partir des résultats du tableau 8 que les différences d'âge, lorsque l'on utilise une mesure du revenu de l'enfant proche de la date de collecte des données de la vague 2 (2014), n'entraînent pas de biais dans les estimations pour les cohortes nées avant 1980, dans la mesure où ce biais peut être attribuable à une corrélation entre l'âge et le revenu. Lorsque l'on utilise des cohortes plus jeunes pour l'analyse combinée, les corrections semblent résoudre une partie de ce biais.

Toutefois, il est peu probable que ces corrections tiennent compte de l'effet des écarts dans les pentes des courbes âge-revenu pour les enfants dont les parents ont différents niveaux de revenu. Cela pourrait expliquer la plus faible ampleur des estimations de la mobilité intergénérationnelle pour les cohortes regroupées qui incluent les personnes nées après 1980, même une fois les méthodes de correction appliquées. En effet, si les enfants nés de parents à revenu élevé sont plus susceptibles de poursuivre des études plus poussées, il se peut qu'une proportion importante des jeunes de 24 à 29 ans viennent tout juste de faire leur entrée sur le marché du travail ou soient encore aux études à temps plein. Une croissance initiale plus prononcée du revenu pour compenser ces différences serait à l'origine de l'écart de revenu entre ce groupe et celui des enfants nés de parents à faible revenu, plus susceptibles de poursuivre des études moins longues et d'entrer rapidement sur le marché du travail, ce qui donnerait lieu à une rémunération plus élevée²¹. Dans ce cas, il ne suffit pas d'effectuer un ajustement pour la différence d'âge entre les cohortes plus jeunes et plus âgées dans les échantillons de cohortes regroupées²².

20. Les enfants nés en 1963 avaient 46 ans en 2009 et 50 ans en 2013. Les enfants nés en 1974 étaient âgés de 35 ans en 2009 et de 39 ans en 2013, ceux nés en 1979 étaient âgés de 30 ans en 2009 et de 34 ans en 2013, et ceux nés en 1984 étaient âgés de 25 ans en 2009 et de 29 ans en 2013.

21. Il y a une sélection importante selon le statut socioéconomique des parents dans les domaines d'études selon leur rendement sur le marché du travail (Zarifa, 2012a) et dans les études supérieures ou professionnelles (Zarifa, 2012b).

22. Les résultats pour les cohortes de naissance de 1980 à 1989 (24 à 33 ans en 2013) montrent une estimation rang rang de 0,11 pour le revenu total et de 0,07 pour le revenu d'emploi, lorsque l'on utilise une mesure du revenu familial des parents, non ajustée, et une mesure du revenu individuel de l'enfant en 2013. Lorsqu'on limite l'échantillon à la cohorte de 1985 à 1989, les résultats ne montrent aucune association entre le revenu des parents et celui de l'enfant (résultats disponibles sur demande).

Dans l'ensemble, les résultats présentés dans cette section montrent que les utilisateurs de l'ELIA qui effectuent des analyses fondées sur le revenu de l'enfant mesuré près de la date de collecte des données devraient être particulièrement prudents lorsqu'ils utilisent des échantillons de cohortes regroupées lorsqu'un nombre important de ces cohortes se situent dans la vingtaine ou dans le début de la trentaine au moment où le revenu de l'enfant est mesuré. Il est peu probable que les diverses corrections tiennent compte des écarts dans la courbe âge-revenu des enfants nés de parents de différents rangs de revenu. Les résultats sont uniformes peu importe les sources de revenu et les définitions du revenu utilisées²³.

Non linéarités dans l'association entre le revenu des parents et celui de l'enfant

Des études publiées au Canada (Corak et Heisz, 1999; Corak, 2017; Connolly et coll., 2019) ont déterminé des non linéarités dans l'association entre le revenu des parents et celui de l'enfant. La non linéarité signifierait qu'il y a différents niveaux de mobilité à différents points de la répartition du revenu des parents. On peut l'exprimer en utilisant des matrices de transition ou en calculant le centile moyen des enfants nés dans des déciles, des vintiles ou des centiles de revenu des parents différents.

Le tableau 9 présente les matrices de transition par quintile pour différentes mesures du revenu pour la cohorte de 1963 à 1979²⁴. Les lignes représentent les quintiles d'origine (quintile de revenu des parents) et les colonnes, les quintiles de destination (quintile de revenu de l'enfant). Les valeurs d'une ligne totalisent 100 % et montrent la répartition du quintile de revenu de l'enfant pour les enfants nés dans un quintile de revenu des parents donné. Dans une matrice de transition par quintile, une mobilité intergénérationnelle parfaite se traduirait par une valeur de 20 % dans chaque cellule.

Les résultats montrent que les enfants nés de parents appartenant au quintile inférieur ou supérieur sont plus susceptibles de demeurer dans ce quintile de revenu à l'âge adulte que ceux nés de parents appartenant à d'autres quintiles de revenu des parents. Dans les matrices de transition fondées sur différentes définitions du revenu, la probabilité d'être dans le quintile inférieur conditionnelle au fait d'être né dans le quintile inférieur est d'environ 30 %, et la probabilité conditionnelle d'appartenir aux deux quintiles inférieurs pour ce groupe se situe uniformément autour de 55 %. L'inverse est vrai pour les personnes nées dans le quintile supérieur de revenu des parents. Leur probabilité conditionnelle d'appartenir au quintile de revenu le plus élevé est supérieure à 33 %, et leur probabilité conditionnelle d'appartenir aux deux quintiles de revenu les plus élevés est d'environ 55 %, avec une certaine variation selon la définition du revenu. Les estimations concordent avec celles de Corak (2017, p. 18)²⁵.

Ces résultats montrent qu'il y a un niveau relativement élevé de mobilité chez les enfants nés dans les trois quintiles intermédiaires, bien que les personnes nées dans les deuxième et troisième quintiles aient une probabilité conditionnelle plus faible d'appartenir au quintile supérieur à l'âge adulte. De même, les personnes nées dans le quatrième quintile de revenu des parents ont une probabilité conditionnelle plus faible d'appartenir aux deux quintiles inférieurs du revenu total. Dans l'ensemble, les résultats montrent des non-linéarités dans l'association entre le revenu des parents et celui de l'enfant, l'association étant plus forte aux extrémités de la répartition. Toutefois, les résultats démontrent également qu'une proportion importante d'enfants affiche un certain degré de mobilité intergénérationnelle.

23. Les résultats pour le revenu du travail et le revenu du marché, pour les modèles comportant une seule année de revenu de l'enfant (2013), ainsi que pour le revenu familial ajusté, sont disponibles sur demande.

24. Les résultats pour toutes les mesures du revenu des parents et de l'enfant et pour toutes les sources de revenu, pour les paires parent-enfant de tous les sexes, sont disponibles sur demande.

25. D'après une mesure de la moyenne du revenu de l'enfant entre 38 et 45 ans pour les cohortes de 1963 à 1970, Corak (2017) constate que la probabilité conditionnelle d'appartenir au quintile supérieur est de 32,3 % pour les enfants nés de parents du quintile supérieur et de 11,4 % pour ceux nés de parents du quintile inférieur. La probabilité conditionnelle d'appartenir au quintile inférieur pour les enfants nés dans le quintile inférieur est de 30,1 %. Enfin, la probabilité conditionnelle d'appartenir au troisième quintile pour les enfants nés de parents du troisième quintile est de 21,9 %.

La deuxième manière de représenter les non-linéarités est de calculer le centile du revenu moyen de l'enfant par quintiles de revenu des parents. Dans la graphique 1, ces données sont rapportées pour la cohorte de 1963 à 1979 en utilisant le revenu total et le revenu d'emploi, y compris le revenu du conjoint, le cas échéant. Les résultats montrent une pente plus prononcée aux extrémités de la répartition du revenu des parents. Les différences dans le centile du revenu moyen de l'enfant sont faibles entre les enfants nés dans des quintiles de revenu des parents intermédiaires, bien qu'il y ait une certaine volatilité idiosyncrasique à certains points de la répartition du revenu des parents. Cela laisse supposer qu'il y a peu de différence dans la mobilité intergénérationnelle chez les enfants nés de parents se situant au milieu de la répartition du revenu.

Dans l'ensemble, les données présentées dans cette section montrent des non-linéarités importantes dans l'association entre le revenu des parents et celui de l'enfant, une caractéristique des données intergénérationnelles de l'ELIA qui concorde avec les données de la BDMIR.

Conclusion

Le présent document s'adresse aux utilisateurs potentiels des fichiers intergénérationnels de l'ELIA, sur la base d'un couplage entre les données de la vague 2 (2014) de l'ELIA et celles du FFT1 concernant les répondants et leurs parents, de 1982 à 2013. Les chercheurs pourraient utiliser cette source de données pour étudier la manière dont le revenu des parents est associé à différents débouchés chez leurs enfants au cours de leur vie et quelles caractéristiques mesurées par les variables d'enquête pourraient expliquer la transmission intergénérationnelle du revenu ou la dynamique de la mobilité intergénérationnelle. Le présent document comprend une évaluation détaillée des données de l'ELIA découlant de la reproduction des études existantes sur la mobilité intergénérationnelle à l'aide de la BDMIR, un ensemble de données administratives contenant un nombre beaucoup plus grand d'observations et explorant la sensibilité des estimations de la mobilité intergénérationnelle à différentes décisions de spécification.

Les résultats montrent que les estimations obtenues à partir de l'ELIA sont généralement conformes à celles présentées dans les études utilisant la BDMIR. Dans l'ensemble, les données de l'ELIA sont bien adaptées à l'étude de la mobilité intergénérationnelle, et la répartition conjointe pondérée du revenu des parents et de celui de l'enfant est semblable à la BDMIR, malgré une taille d'échantillon beaucoup plus petite. Toutefois, les estimations varient grandement d'une spécification à l'autre, lorsque l'on utilise un nombre limité de cohortes de naissance qui produisent un petit nombre d'observations (p. ex. paires père-fils de 1963 à 1970).

En outre, les résultats laissent supposer que les utilisateurs devraient être conscients du biais lié au cycle de vie et de la variabilité possible des estimations au cours du cycle de vie, même après 30 ans, et qu'ils utiliser les données de l'ELIA avec prudence pour l'analyse de transformation des dynamiques de mobilité intergénérationnelle à travers le temps.

Enfin, cette étude examine différentes approches utilisées pour mesurer le revenu de l'enfant près de la date de la collecte des données. Cela est pertinent pour les chercheurs qui souhaitent effectuer une analyse de sous groupes ou estimer des modèles multivariés qui combinent les variables du revenu de l'enfant découlant des données du FFT1 et les caractéristiques de l'enfant à partir des variables d'enquête de l'ELIA. Dans ce cas, il pourrait être important que les mesures du revenu et des caractéristiques des répondants soit rapprochées dans le temps. Les chercheurs pourraient également regrouper un grand nombre de cohortes de naissance, afin d'obtenir un échantillon suffisamment important pour effectuer leur analyse. Les résultats présentés dans cette étude suggèrent que la mesure du revenu de l'enfant près de la date de la collecte des données n'entraîne pas de biais en raison des différences d'âge entre les enfants de différentes cohortes de naissance lorsque le revenu est mesuré sur une année donnée ou un intervalle d'une année. Une exception se produit lorsque l'on inclut la cohorte de 1982 à 1984. Cette cohorte était dans la vingtaine pour toute la période de 2009 à 2013, y compris les cinq années les plus récentes de données du FFT1, avant la collecte des données de la vague 2 (2014) de l'ELIA qui sont utilisées dans le présent article. Ce biais est évident lorsque l'on calcule les centiles de revenu de l'enfant au moyen de l'échantillon regroupé de répondants. Le présent document présente une approche pour corriger partiellement cette source de biais. Cette approche repose sur le calcul des centiles séparément, par cohorte de naissance d'un an, ou sur l'utilisation d'une variable de revenu résidualisée sur l'âge, afin de supprimer l'effet du regroupement de répondant se retrouvant à différents points de la courbe âge-revenu. Toutefois, cela ne tient pas compte de la variation des pentes des courbes âge-revenu des enfants nés de parents appartenant à des centiles de revenu différents.

De nouvelles analyses intégrant les variables d'enquête de l'ELIA permettraient d'évaluer si certains des défis mentionnés dans le présent document ont des répercussions sur les études axées sur les variables associées à la transmission intergénérationnelle du revenu. Cette question est examinée dans une étude supplémentaire portant sur le rôle de la scolarité et des autres résultats des enfants dans la transmission intergénérationnelle du revenu (Simard-Duplain et St Denis, 2019a). De plus, une étude complémentaire à celle-ci met l'accent sur une source potentiellement importante de biais, soit la sélection des répondants en fonction de la capacité de déterminer un couplage parent-enfant dans les données du FFT1 (Simard-Duplain et St-Denis, 2019b). Il s'agit d'une évaluation complémentaire de la pertinence des données de l'ELIA pour l'analyse de la mobilité intergénérationnelle et des caractéristiques des données. La disponibilité d'un grand nombre de variables d'enquête concernant les caractéristiques des répondants permet également d'explorer les caractéristiques de certaines observations dans des bases de données intergénérationnelles, y compris la BDMIR.

Tableaux et graphique

Tableau 1
Reproduction des élasticités (log-log) du revenu intergénérationnel père-fils dans Corak et Heisz (1999), cohortes de 1963 à 1966

Mesure du revenu des parents	Critère d'inclusion	Estimations de la BDMIR	Estimations de l'ELIAs	(I.C. de 95 %)	Écart (BDMIR-ELIAs)	Nombre
Revenu du travail, moyenne sur cinq ans	Moyenne ≥ 1	0,131	0,143	(0,014, 0,272)	-0,012	297
Revenu du marché, moyenne sur cinq ans	Moyenne ≥ 1	0,194	0,141	(0,025, 0,257)	0,053	365
Revenu du travail, moyenne sur cinq ans	Toutes les années ≥ 1	0,228	0,279	(-0,079, 0,637)	-0,051	252
Revenu du marché, moyenne sur cinq ans	Toutes les années ≥ 1	0,236	0,175	(-0,014, 0,364)	0,061	324

Note : Les estimations de la BDMIR sont tirées de Corak et Heisz (1999). La mesure du revenu des parents dans la BDMIR correspond au revenu moyen entre 1978 et 1982. La mesure dans l'ELIA représente le revenu moyen des parents lorsque l'enfant avait entre de 15 et 19 ans (et des fourchettes d'âge plus courtes pour les cohortes de naissance de 1963 à 1966 - voir le texte). Selon Corak et Heisz (1999), le revenu de l'enfant est mesuré en 1995. Les intervalles de confiance des estimations de l'ELIA sont calculés au niveau de 95 % au moyen de poids d'enquête bootstrap (approximation normale).

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013. Pour les estimations de la BDMIR : Corak et Heisz (1999).

Tableau 2
Reproduction des élasticités (log-log) du revenu intergénérationnel père-fils dans Chen et coll. (2017)

Mesure du revenu des parents	Critère d'inclusion	Âge de l'enfant	BDMIR	ELIA	(I.C. de 95 %)	Écart
Mesure COR, cohortes de naissance de 1963 à 1966						
Revenu du travail, moyenne sur cinq ans	Toutes les années ≥ 500	30	0,227	0,098	(-0,105, 0,302)	0,129
		40	0,287	0,203	(0,040, 0,366)	0,084
Revenu du marché, moyenne sur cinq ans	Toutes les années ≥ 500	30	0,230	0,072	(-0,173, 0,316)	0,158
		40	0,301	0,315	(0,130, 0,500)	-0,014
Revenu total, moyenne sur cinq ans	Toutes les années ≥ 500	30	0,222	0,302	(0,028, 0,576)	-0,080
		40	0,317	0,461	(0,221, 0,702)	-0,144
Mesure COR, cohortes de naissance de 1963 à 1970						
Revenu du travail, moyenne sur cinq ans	Toutes les années ≥ 500	30	0,227	0,227	(0,079, 0,374)	0,000
		40	0,287	0,352	(0,213, 0,490)	-0,065
Revenu du marché, moyenne sur cinq ans	Toutes les années ≥ 500	30	0,230	0,199	(0,027, 0,370)	0,031
		40	0,301	0,423	(0,261, 0,585)	-0,122
Revenu total, moyenne sur cinq ans	Toutes les années ≥ 500	30	0,222	0,323	(0,125, 0,520)	-0,101
		40	0,317	0,532	(0,366, 0,698)	-0,215
Mesure COP, cohortes de naissance de 1963 à 1970						
Revenu du travail, moyenne de 35 à 55 ans	10 ans ≥ 500	40	0,321	0,216	(0,099, 0,334)	0,105
		38 à 42	0,318	0,530	(0,201, 0,860)	-0,212
Revenu du marché, moyenne de 35 à 55 ans	10 ans ≥ 500	40	0,349	0,304	(0,164, 0,444)	0,045
		38 à 42	0,343	0,378	(0,198, 0,558)	-0,035
Revenu total, moyenne de 35 à 55 ans	10 ans ≥ 500	40	0,359	0,460	(0,309, 0,612)	-0,101
		38 à 42	0,359	0,389	(0,252, 0,525)	-0,030

Note : Toutes les estimations de la BDMIR sont tirées de Chen et coll. (2017). Elles sont fondées sur un échantillon d'observations des cohortes de naissance de 1963 à 1966. Comme il est indiqué dans le tableau, certaines estimations de l'ELIA sont fondées sur un échantillon de répondants des cohortes de naissance de 1963 à 1970, afin d'obtenir un échantillon suffisamment important. La colonne « Écart » montre l'écart entre les estimations de la BDMIR et celles de l'ELIA. La mesure COR du revenu des parents dans la BDMIR représente le revenu moyen entre 1978 et 1982. La mesure COR dans l'ELIA représente le revenu moyen des parents lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans (et des fourchettes d'âge plus courtes pour les cohortes de naissance de 1963 à 1966 - voir le texte). Les parents sont exclus si leur revenu est inférieur à 500 \$ pour l'une ou l'autre des cinq années ayant servi au calcul de la moyenne du revenu. Lorsque le revenu de l'enfant est calculé en moyenne entre 38 et 42 ans, les enfants sont exclus si leur revenu est inférieur à 500 \$ pour trois années ou plus. Les intervalles de confiance des estimations de l'ELIA sont calculés au niveau de 95 % au moyen de poids d'enquête bootstrap (approximation normale).

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013. Pour les estimations de la BDMIR : Chen, Ostrovsky et Piraino (2017).

Tableau 3
Reproduction des estimations de la mobilité intergénérationnelle de Corak (2017)

Mesure du revenu des parents	Critère d'inclusion	Âge de l'enfant	BDMIR	ELIA	(I.C. 95 %)	Écart	Nombre
Élasticité intergénérationnelle du revenu (log-log)							
Revenu familial total, moyenne sur cinq ans	Moyenne ≥ 500	Moyenne entre 38 et 45 ans	0,201	0,255	(0,184, 0,326)	-0,054	1 724,00
Mobilité relative (rang-rang)							
Revenu familial total, moyenne sur cinq ans	Moyenne ≥ 500	Moyenne de 31 à 32 ans	0,240	0,314	(0,226, 0,402)	-0,074	775,00
		Moyenne entre 38 et 45 ans	0,242	0,277	(0,210, 0,343)	-0,035	1 724,00

Note : Toutes les estimations utilisent le revenu moyen des parents lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans (et des fourchettes d'âge plus courtes pour les cohortes de naissance de 1963 à 1966 dans les données de l'ELIA - voir le texte). La colonne « Écart » montre l'écart entre les estimations de la BDMIR et celles de l'ELIA. Les estimations qui utilisent une mesure du revenu de l'enfant fondée sur une moyenne du revenu de 38 à 45 ans s'appliquent aux cohortes de naissance de 1963 à 1970. Les estimations qui utilisent une mesure du revenu de l'enfant fondée sur une moyenne de 31 à 32 ans s'appliquent aux cohortes de naissance de 1967 à 1970. Le revenu familial total est divisé par deux s'il y a un conjoint. Les deux membres d'un couple doivent se situer au-dessus du seuil d'inclusion pour que chacun d'eux puisse être inclus. Voir Corak (2017) pour les détails. Les intervalles de confiance des estimations de l'ELIA sont calculés au niveau de 95 % au moyen de poids d'enquête bootstrap (approximation normale).

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013. Pour les estimations de la BDMIR : Corak (2017).

Tableau 4
Reproduction des estimations de la mobilité intergénérationnelle de Connolly et coll. (2019)

Source	25 à 29 ans		30 à 34 ans		35 à 39 ans	
	Estimations	(I.C. de 95 %)	Estimations	(I.C. de 95 %)	Estimations	(I.C. de 95 %)
	1963 à 1966					
BDMIR	0,189	..	0,210	..	0,210	..
ELIA	0,215	(0,111, 0,319)	0,255	(0,159, 0,351)	0,237	(0,137, 0,336)
	1967 à 1970					
BDMIR	0,188	..	0,214	..	0,214	..
ELIA	0,192	(0,103, 0,281)	0,222	(0,135, 0,309)	0,207	(0,123, 0,292)
	1972 à 1975					
BDMIR	0,216	..	0,232	..	0,230	..
ELIA	0,208	(0,109, 0,307)	0,210	(0,109, 0,311)
ELIA (1972 à 1974)	0,184	(0,080, 0,288)	0,232	(0,127, 0,338)	0,190	(0,085, 0,295)
	1977 à 1980					
BDMIR	0,215	..	0,235
ELIA	0,271	(0,164, 0,377)
ELIA (1977 à 1979)	0,232	(0,112, 0,351)	0,196	(0,078, 0,314)
	1982 à 1985					
BDMIR	0,234
ELIA (1982 à 1984)	0,182	(0,068, 0,296)

.. indisponible pour une période de référence précise

Note : Toutes les estimations utilisent le revenu familial total moyen des parents (somme des deux parents pour les couples) lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans. Les observations sont incluses si le revenu moyen est de 500 \$ ou plus. Les deux membres d'un couple doivent se situer au-dessus du seuil d'inclusion pour que chacun d'eux puisse être inclus. Les estimations de la BDMIR sont des estimations rang-rang figurant dans Connolly et coll. (2019), tableau 3. Les cohortes de naissance correspondent à celles utilisées dans Connolly et coll. (2019), à moins d'indications contraires entre parenthèses dans la colonne Source. Les intervalles de confiance ne sont pas fournis; leurs erreurs types sont toutes de 0,001 ou moins. Les intervalles de confiance pour les estimations de l'ELIA (figurant entre parenthèses) sont calculés au niveau de 95 % au moyen de poids d'enquête bootstrap (approximation normale).

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013; estimations de la BDMIR de Connolly et coll. (2019).

Tableau 5
Tendance de la mobilité intergénérationnelle selon la définition du revenu, groupes de cohortes de naissance agrégées, 1967 à 1984

Mesure du revenu des parents	Mesure du revenu de l'enfant	1967 à 1976		1977 à 1982		1977 à 1984	
		Estimations	(I.C. de 95 %)	Estimations	(I.C. de 95 %)	Estimations	(I.C. de 95 %)
25 à 29 ans							
Revenu familial des parents, non ajusté	Revenu individuel de l'enfant	0,191	(0,132, 0,250)	0,221	(0,134, 0,309)	0,212	(0,138, 0,286)
Revenu familial des parents, non ajusté	Revenu de l'enfant et du conjoint, non ajusté	0,172	(0,115, 0,230)	0,244	(0,159, 0,328)	0,207	(0,133, 0,280)
Revenu familial des parents, ajusté	Revenu individuel de l'enfant	0,123	(0,060, 0,186)	0,155	(0,066, 0,245)	0,146	(0,070, 0,221)
Revenu familial des parents, ajusté	Revenu de l'enfant et du conjoint, ajusté	0,135	(0,070, 0,200)	0,174	(0,084, 0,263)	0,148	(0,070, 0,225)
Revenu individuel du principal parent	Revenu individuel de l'enfant	0,150	(0,090, 0,210)	0,179	(0,089, 0,268)	0,162	(0,088, 0,236)
29 à 31 ans							
Revenu familial des parents, non ajusté	Revenu individuel de l'enfant	0,195	(0,138, 0,252)	0,212	(0,124, 0,299)
Revenu familial des parents, non ajusté	Revenu de l'enfant et du conjoint, non ajusté	0,208	(0,150, 0,266)	0,267	(0,184, 0,350)
Revenu familial des parents, ajusté	Revenu individuel de l'enfant	0,159	(0,101, 0,218)	0,173	(0,081, 0,264)
Revenu familial des parents, ajusté	Revenu de l'enfant et du conjoint, ajusté	0,195	(0,133, 0,258)	0,211	(0,121, 0,301)
Revenu individuel du principal parent	Revenu individuel de l'enfant	0,169	(0,111, 0,227)	0,175	(0,084, 0,265)

.. indisponible pour une période de référence précise

Note : Toutes les estimations utilisent le revenu moyen des parents (somme des deux parents pour les couples) lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans. Le revenu familial non ajusté représente la somme du revenu des deux conjoints, le cas échéant. Le revenu familial ajusté divise la somme du revenu des deux conjoints par deux, dans le cas des couples. Les observations sont incluses si le revenu moyen est positif (500 \$ ou plus). Les rangs centiles sont calculés séparément pour chaque groupe de cohortes. Les intervalles de confiance pour les estimations de l'ELIA (figurant entre parenthèses) sont calculés au niveau de 95 % au moyen de poids d'enquête bootstrap (approximation normale).

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013.

Tableau 6
Mobilité intergénérationnelle selon la source du revenu et l'âge de l'enfant, cohortes de naissance de 1963 à 1979

Définition du revenu des parents	Définition du revenu de l'enfant	Âge de l'enfant	Revenu total		Revenu du marché		Revenu d'emploi		Revenu du travail	
			moyen	l'écart type	moyen	l'écart type	moyen	l'écart type	moyen	l'écart type
Rang du revenu familial des parents, non ajusté	Rang du revenu individuel de l'enfant	25 à 29	40,18	0,204	40,54	0,197	41,75	0,173	42,24	0,163
		29 à 31	39,46	0,218	41,13	0,185	41,78	0,172	42,06	0,167
		30 à 34	39,24	0,223	40,30	0,201	41,05	0,187	41,64	0,175
Rang du revenu familial des parents, non ajusté	Rang du revenu familial de l'enfant, non ajusté	25 à 29	40,49	0,197	40,66	0,194	41,75	0,173	42,28	0,162
		29 à 31	38,17	0,244	39,26	0,222	40,18	0,204	40,60	0,196
		30 à 34	37,17	0,264	38,11	0,245	39,09	0,225	39,98	0,208
Rang du revenu familial des parents, ajusté	Rang du revenu individuel de l'enfant	25 à 29	42,60	0,156	43,29	0,142	44,63	0,116	44,99	0,108
		29 à 31	40,76	0,192	42,99	0,148	43,64	0,135	43,77	0,133
		30 à 34	39,91	0,209	41,60	0,176	42,80	0,152	43,38	0,140
Rang du revenu familial des parents, ajusté	Rang du revenu familial de l'enfant, ajusté	25 à 29	41,60	0,176	41,97	0,168	43,61	0,136	43,90	0,130
		29 à 31	38,73	0,233	40,46	0,198	41,73	0,173	42,15	0,165
		30 à 34	37,79	0,251	39,25	0,222	40,51	0,197	41,04	0,187
Rang du revenu individuel du parent (principal)	Rang du revenu individuel de l'enfant	25 à 29	41,47	0,178	41,55	0,176	42,81	0,152	43,51	0,138
		29 à 31	40,40	0,200	41,89	0,170	42,52	0,157	42,64	0,155
		30 à 34	39,63	0,215	40,66	0,194	41,57	0,176	41,98	0,168

Note : Toutes les estimations utilisent le revenu moyen des parents (somme des deux parents pour les couples) lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans. Le revenu familial non ajusté représente la somme du revenu des deux conjoints, le cas échéant. Le revenu familial ajusté divise la somme du revenu des deux conjoints par deux, dans le cas des couples. Les résultats qui utilisent le rang du revenu individuel du parent principal utilisent le revenu du parent ayant le revenu le plus élevé, si deux parents sont observés. Les observations sont incluses si le revenu moyen a une valeur de 500 \$ ou plus. Les deux membres d'un couple doivent se situer au-dessus du seuil d'inclusion pour que chacun d'entre eux puisse être inclus.

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013.

Tableau 7

Mobilité intergénérationnelle selon le sexe du parent et de l'enfant et l'âge de l'enfant, cohortes de naissance de 1963 à 1979

Définition du revenu des parents	Définition du revenu de l'enfant	Âge de l'enfant	Revenu total		Revenu du marché		Revenu d'emploi		Revenu du travail	
			moyen	l'écart type	moyen	l'écart type	moyen	l'écart type	moyen	l'écart type
Parent principal	Fils	25 à 29	40,92	0,19	42,21	0,16	43,80	0,13	44,00	0,13
		29 à 31	38,03	0,25	39,85	0,21	40,37	0,20	40,16	0,20
		30 à 34	39,50	0,22	41,58	0,18	42,40	0,16	42,20	0,16
Parent principal	Fille	25 à 29	40,61	0,19	39,14	0,22	40,08	0,21	41,58	0,18
		29 à 31	39,51	0,22	39,03	0,23	40,39	0,20	42,14	0,16
		30 à 34	39,46	0,22	39,68	0,21	40,36	0,20	41,33	0,18
Father	Fils	25 à 29	42,38	0,16	42,69	0,15	44,17	0,12	44,24	0,12
		29 à 31	39,67	0,21	39,73	0,21	40,81	0,19	41,43	0,18
		30 à 34	41,53	0,18	42,32	0,16	43,44	0,14	43,16	0,14
Father	Fille	25 à 29	44,02	0,13	42,33	0,16	43,58	0,14	45,59	0,10
		29 à 31	42,96	0,15	42,41	0,16	43,62	0,13	45,68	0,09
		30 à 34	42,98	0,15	43,13	0,14	44,36	0,12	45,87	0,09
Mother	Fils	25 à 29	46,77	0,07	47,42	0,06	49,43	0,02	49,00	0,03
		29 à 31	44,02	0,13	46,28	0,08	47,85	0,05	48,23	0,04
		30 à 34	43,24	0,14	45,42	0,10	47,00	0,07	47,42	0,06
Mother	Fille	25 à 29	41,15	0,18	40,86	0,19	41,43	0,18	41,43	0,18
		29 à 31	40,87	0,19	40,18	0,20	41,02	0,19	41,55	0,18
		30 à 34	41,36	0,18	41,08	0,19	40,56	0,20	41,10	0,18

Note : Toutes les estimations utilisent le revenu moyen des parents lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans. Les résultats qui utilisent le rang du revenu individuel du parent principal utilisent le revenu du parent ayant le revenu le plus élevé, si deux parents sont observés. Les observations sont incluses si le revenu moyen a une valeur de 500 \$ ou plus.

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013.

Tableau 8

Estimations de la mobilité intergénérationnelle dans des échantillons de cohortes de naissance regroupées lorsque le revenu de l'enfant est mesuré à la date de collecte des données de l'ELIA, selon la méthode de calcul du centile

	Cohortes regroupées		Par année de naissance		Par cohorte, groupes de 3 ans		Résidualisé sur l'âge		Nombre
	moyen	l'écart type	moyen	l'écart type	moyen	l'écart type	moyen	l'écart type	
Cohortes de naissance de 1963 à 1974									
(39 à 50 ans en 2013)									
Revenu d'emploi									
Revenu individuel de l'enfant	40,99	0,19	40,58	0,19	40,60	0,19	40,46	0,20	2 272,00
Revenu de l'enfant et du conjoint, non ajusté	39,85	0,21	39,20	0,21	39,31	0,22	39,37	0,22	...
Revenu total									
Revenu individuel de l'enfant	38,62	0,23	38,59	0,23	38,55	0,23	38,07	0,25	2 473,00
Revenu de l'enfant et du conjoint, non ajusté	36,75	0,27	36,54	0,27	36,54	0,27	36,38	0,28	...
Cohortes de naissance de 1963 à 1979									
(34 à 50 ans en 2013)									
Revenu d'emploi									
Revenu individuel de l'enfant	41,23	0,18	40,45	0,19	40,69	0,19	40,71	0,19	2 995,00
Revenu de l'enfant et du conjoint, non ajusté	39,25	0,22	37,98	0,23	38,41	0,23	38,63	0,23	...
Revenu total									
Revenu individuel de l'enfant	39,73	0,21	39,38	0,21	39,44	0,21	39,07	0,23	3 244,00
Revenu de l'enfant et du conjoint, non ajusté	37,33	0,26	36,63	0,26	36,80	0,27	36,74	0,27	...
Cohortes de naissance de 1963 à 1984									
(29 à 50 ans en 2013)									
Revenu d'emploi									
Revenu individuel de l'enfant	42,46	0,16	40,85	0,18	41,11	0,18	40,90	0,19	3 753,00
Revenu de l'enfant et du conjoint, non ajusté	40,82	0,19	38,48	0,22	38,96	0,22	38,98	0,23	...
Revenu total									
Revenu individuel de l'enfant	40,74	0,19	39,53	0,21	39,70	0,21	39,27	0,22	4 043,00
Revenu de l'enfant et du conjoint, non ajusté	39,01	0,23	37,29	0,25	37,60	0,25	37,44	0,26	...

... n'ayant pas lieu de figurer

Note : Toutes les estimations utilisent le revenu familial moyen des parents lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans, non ajusté pour tenir compte de la taille de la famille et de la moyenne sur cinq ans du revenu de l'enfant entre 2009 et 2013. Le revenu familial non ajusté représente la somme du revenu des deux conjoints, le cas échéant. Les observations sont incluses si le revenu moyen est positif (1 \$ ou plus), avant le calcul du revenu familial.

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013.

Tableau 9
Matrices de transition de quintile, cohortes de naissance de 1963 à 1979

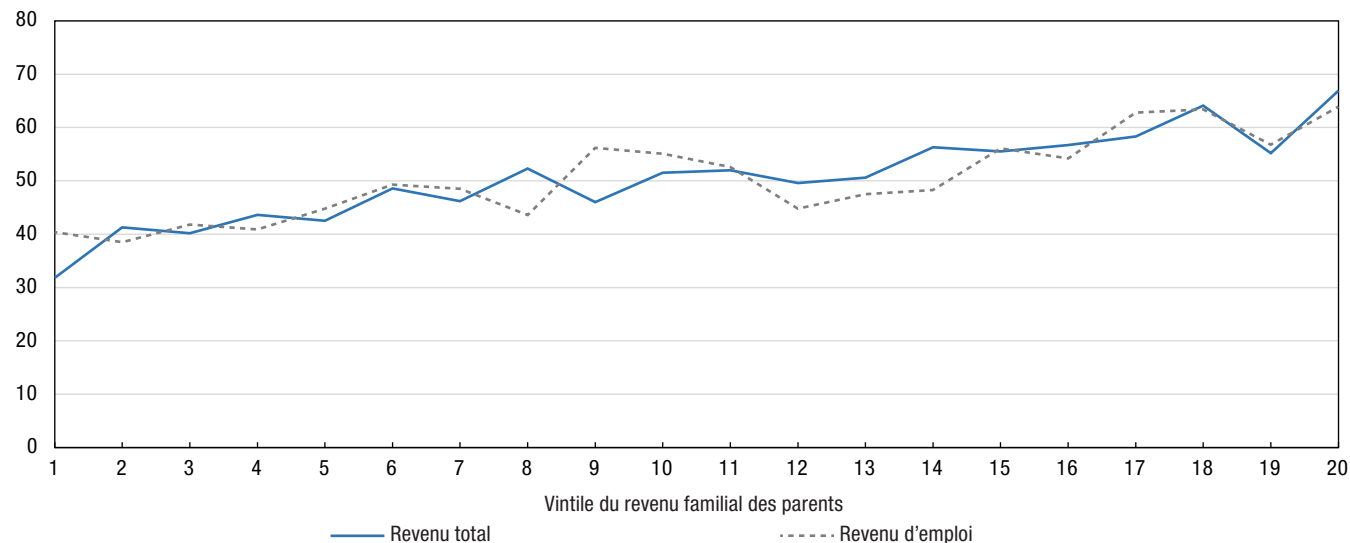
Quintile de revenu des parents	Quintile de revenu de l'enfant (revenu moyen de l'enfant de 30 à 34 ans)					
	Inférieur	2 ^e	3 ^e	4 ^e	Supérieur	Total
Revenu familial des parents et revenu de l'enfant et du conjoint, revenu total						
Inférieur	31,9	24,0	20,1	14,0	10,0	100,0
2 ^e	20,4	24,8	18,3	22,6	13,9	100,0
3 ^e	19,7	20,7	20,3	22,4	16,9	100,0
4 ^e	15,2	15,9	24,3	21,0	23,6	100,0
Supérieur	12,8	14,5	17,2	19,9	35,5	99,9
Revenu familial des parents et revenu individuel de l'enfant, revenu total						
Inférieur	31,8	23,7	19,8	14,3	10,5	100,1
2 ^e	18,7	23,0	18,7	22,3	17,3	100,0
3 ^e	17,8	20,8	24,9	19,3	17,2	100,0
4 ^e	15,6	17,5	21,7	23,3	21,9	100,0
Supérieur	16,2	15,0	14,9	20,9	33,0	100,0
Revenu familial des parents et revenu de l'enfant et du conjoint, revenu d'emploi						
Inférieur	30,9	23,3	20,9	15,4	9,6	100,1
2 ^e	21,4	25,2	20,0	17,5	15,9	100,0
3 ^e	17,3	20,2	18,1	24,5	19,9	100,0
4 ^e	15,8	20,6	23,3	22,6	17,7	100,0
Supérieur	14,9	10,5	17,7	20,0	36,9	100,0
Revenu familial des parents et revenu individuel de l'enfant, revenu d'emploi						
Inférieur	28,9	27,4	18,2	13,8	11,6	99,9
2 ^e	18,3	22,3	20,2	23,1	16,1	100,0
3 ^e	18,9	19,7	22,4	20,3	18,7	100,0
4 ^e	19,2	14,8	22,3	24,0	19,7	100,0
Supérieur	14,7	16,0	16,7	19,0	33,6	100,0

Note : Toutes les estimations utilisent le revenu moyen des parents (somme des deux parents pour les couples) lorsque l'enfant avait entre 15 et 19 ans. Le revenu familial non ajusté représente la somme du revenu des deux conjoints, le cas échéant. Le revenu familial ajusté divise la somme du revenu des deux conjoints par deux, dans le cas des couples. Les observations sont incluses si le revenu moyen a une valeur de 500 \$ ou plus. Les deux membres d'un couple doivent se situer au-dessus du seuil d'inclusion pour que chacun d'entre eux puisse être inclus.

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013.

Graphique 1
Non-linéarité de l'association entre le rang du revenu des parents et du revenu de l'enfant selon la source du revenu, cohortes de naissance de 1963 à 1979

centile du revenu individuel moyen de l'enfant (30 à 34 ans)



Note : Rang du revenu individuel moyen de l'enfant entre 30 et 34 ans selon la source de revenu, cohortes de naissance de 1963 à 1979.

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013.

Tableau A1**Proportion de paires parent-enfant exclues, selon la condition d'inclusion du revenu des parents**

Condition	Revenu du travail	Revenu du marché	Revenu total
Corak et Heisz (1999), cohortes de naissance de 1963 à 1966 (paires père-fils)			
Toutes les années ≥ 1	31,9	17,0	...
Moyenne ≥ 1	19,4	6,0	...
Chen et coll. (2017), cohortes de naissance de 1963 à 1970 (paires père-fils)			
Parents dans la fourchette d'âge appropriée (10+ années dans l'ensemble de données)	47,3	47,3	...
Parmi ceux dans la fourchette d'âge, 10+ années avec revenu ≥ 500	24,3	10,0	...
Deux conditions d'inclusion (10+ années dans l'ensemble de données avec revenu ≥ 500)	60,1	52,6	...
Corak (2017), cohortes de naissance de 1963 à 1970 (toutes les paires parent-enfant)			
Moyenne individuelle ≥ 500	7,8

.. n'ayant pas lieu de figurer

Note : Les spécifications sont les mêmes que dans les tableaux 1 à 3. Les paires parent-enfant avec enfants sans revenu sont incluses. L'exclusion des enfants sans revenu produit des résultats très similaires.

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013.

Tableau A2**Taille de l'échantillon des modèles de mobilité de revenu intergénérationnel selon le sexe de l'enfant (moyenne du revenu de l'enfant entre 30 et 34 ans), cohortes de naissance de 1963 à 1979**

Enfant	Revenu du travail	Revenu d'emploi	Revenu du marché	Revenu total
Les deux sexes	2 729,00	2 945,00	3 016,00	3 207,00
Fille	1 400,00	1 503,00	1 544,00	1 658,00
Fils	1 329,00	1 442,00	1 472,00	1 549,00

Note : Comprend toutes les observations appariées avec au moins un parent, peu importe le sexe. Les observations sont incluses si le revenu moyen a une valeur de 500 \$ ou plus.

Source : Étude longitudinale et internationale des adultes, 2014, et FFT1, 1982 à 2013.

Annexe

Immigrants qui sont arrivés au Canada à l'âge de 15 ans et plus

Pour la plupart des cohortes d'intérêt, le premier lien enfant-parent est observé entre 15 et 21 ans. Par conséquent, les répondants de l'ELIA nés à l'étranger qui sont arrivés au Canada après l'âge de 15 ans sont moins susceptibles d'être couplés à un parent. Le nombre de répondants exclus dans l'échantillon intergénérationnel est très faible, compte tenu de la faible probabilité qu'ils respectent les conditions nécessaires pour figurer dans l'échantillon (le parent et l'enfant produisant leur déclaration de revenu la même année alors qu'ils résident à la même adresse), compte tenu particulièrement du fait que les immigrants qui sont arrivés au Canada à l'âge adulte peuvent l'avoir fait sans leurs parents ou n'avoir jamais partagé d'adresse avec eux. Toutefois, dans les études axées sur l'immigration, on devrait envisager d'exclure tous les immigrants qui sont arrivés au Canada après l'âge de 15 ans, afin de tenir compte du taux de couplage beaucoup plus faible pour ce groupe de répondants. Contrairement aux données des études précédentes, les données de l'ELIA comprennent des renseignements sur l'année d'arrivée au Canada pour les répondants nés à l'étranger, qui peuvent être utilisés pour procéder à cette exclusion.

Résumé des études existantes

Nous résumons ici systématiquement le plan d'échantillonnage, la façon dont les parents sont identifiés et la façon dont les mesures du revenu des parents et du revenu permanent de l'enfant sont opérationnalisées dans chacune des quatre études que nous tentons de reproduire.

Corak et Heisz (1999)

Sélection de l'enfant

- Enfants de sexe masculin des cohortes de naissance de 1963 à 1966.

Sélection du parent

- Père observé avec ses fils en 1982-1986 (parmi les fils âgés entre 16 et 19 ans en 1982). Seul le premier père observé est conservé, si plus d'un père est lié à un enfant pour la période de 1982 à 1986.

Revenu des parents

- Moyenne du revenu d'emploi et du revenu du marché en 1978-1982.
- Exclusion, option 1 : Père exclu si le revenu moyen (1978-1982) est inférieur à 1 \$.
- Exclusion, option 2 : Père exclu si le revenu est inférieur à 1 \$, 100 \$, 1 000 \$ ou 3 000 \$ pour l'une ou l'autre des cinq années ayant servi au calcul du revenu moyen (1978-1982).

Revenu de l'enfant

- Revenu d'emploi et revenu du marché en 1995.

Chen, Ostrovsky et Piraino (2017)

Sélection de l'enfant

- Enfants de sexe masculin des cohortes de naissance de 1963 à 1966 (les enfants de sexe féminin figurent dans des résultats distincts).

Sélection du parent

- Père observé avec ses enfants en 1982-1986 (parmi les fils âgés de 16 à 19 ans en 1982). Seul le premier père observé est conservé si plus d'un père est lié à un enfant pour la période de 1982 à 1986.

Revenu des parents

- Mesure 1 :

Moyenne du revenu d'emploi, du revenu du marché et du revenu total en 1978-1982.

Père exclu si le revenu est inférieur à 500 \$ pour l'une ou l'autre des cinq années servant au calcul de la moyenne du revenu (1978-1982).

- Mesure 2 :

Moyenne du revenu d'emploi, du revenu du marché et du revenu total lorsque le père a entre 35 et 55 ans.

Père exclu si moins de dix années de revenu supérieur à 500 \$ au cours des 21 années (possibles) ayant servi au calcul de la moyenne du revenu (35 à 55 ans). Les pères qui ne sont pas observés à certains âges, en raison des tronctions à gauche ou à droite, sont inclus dans l'échantillon (un père observé entre 45 et 55 ans, avec 10 ans de revenu supérieur à 500 \$, est inclus dans l'échantillon).

Revenu de l'enfant

- Mesure 1 :

Revenu d'emploi et revenu du marché à 30 ou 40 ans.

- Mesure 2 :

Moyenne du revenu d'emploi et du revenu du marché entre 38 et 42 ans.

Enfant exclu si le revenu est inférieur à 500 \$ au cours de trois années ou plus des cinq ans ayant servi au calcul de la moyenne du revenu (38 à 42 ans).

Corak (2017)

Sélection de l'enfant

- Enfants de n'importe quel sexe des cohortes de naissance de 1963 à 1966 et de 1967 à 1970.

Sélection du parent

- Cohortes de naissances de 1963 à 1966 : parent(s) observé(s) avec leurs enfants en 1982-1986 (parmi les enfants qui avaient entre 16 et 19 ans en 1982).
- Cohortes de naissance de 1967 à 1970 : parent(s) observé(s) avec leurs enfants en 1986-1990 (parmi les enfants qui avaient entre 16 et 19 ans en 1986). Seul le premier parent observé (ou les parents si plus d'un est observé la même année) est retenu.
- Si deux parents sont observés la même année, ils sont considérés comme un couple pour l'ensemble de la période servant au calcul du revenu des parents. Les changements d'état matrimonial ne sont pas pris en compte.

Revenu des parents

- Moyenne du revenu familial total lorsque les enfants avaient entre 15 et 19 ans.
- Pour les parents en couple, les revenus sont additionnés et le total est divisé par deux.
- Les parents sont exclus si le revenu moyen (lorsque l'enfant est âgé entre 15 et 19 ans) est inférieur à 500 \$. Les exclusions s'appliquent aux parents séparément avant le calcul de la somme.

Revenu de l'enfant

- Revenu familial total lorsque les enfants avaient entre 38 et 45 ans (cohortes de naissance de 1963 à 1970) ou de 31 à 32 ans (cohortes de naissance de 1966 à 1970).
- Pour les enfants d'un couple, les revenus des parents sont additionnés et le total est divisé par deux.
- Les enfants ou leurs conjoints sont exclus si le revenu moyen (entre 38 et 45 ans ou de 31 à 32 ans) est inférieur à 500 \$. Les exclusions s'appliquent aux enfants et à leurs conjoints séparément avant le calcul de la somme.
- Si un enfant est observé pour la première fois avec un conjoint, il est considéré comme un couple pour toute la période pendant laquelle le revenu de l'enfant est calculé. Les changements dans l'état matrimonial ne sont pas pris en compte.

Connolly, Haeck et Lapierre (2019)

Sélection de l'enfant

- Enfants de n'importe quel sexe des cohortes de naissance de 1963 à 1985 séparées en groupes limités par des intervalles de trois ans (1963 1966, 1967 1970, 1972 1975, 1977 1980, 1982 1985).

Sélection du parent

- Parent(s) de n'importe quel sexe observé(s) lorsque les enfants avaient entre 16 et 19 ans les années suivantes : 1982, 1984, 1986, 1991, 1996, 2001.

Revenu des parents

- Moyenne du revenu familial total lorsque les enfants avaient entre 15 et 19 ans.
- Pour les parents en couple, les revenus des deux sont additionnés.
- Les parents sont exclus si le revenu moyen (lorsque l'enfant est âgé entre 15 et 19 ans) est inférieur à 500 \$. Les exclusions s'appliquent aux parents séparément avant le calcul de la somme.

Revenu de l'enfant

- Moyenne du revenu familial ou individuel total lorsque les enfants avaient entre 25 et 29 ans (l'analyse de la cohorte de naissance de 1972 à 1975 comprend aussi les résultats lorsque les enfants ont entre 30 et 34 ans et 35 et 39 ans).
- Dans le calcul du revenu familial des enfants d'un couple, les revenus des deux conjoints sont additionnés.
- Les enfants ou leurs conjoints sont exclus si le revenu moyen sur cinq ans est inférieur à 500 \$. Les exclusions s'appliquent aux enfants et à leurs conjoints séparément avant le calcul de la somme.

Bibliographie

Atkinson, A. B., Maynard, A. K., et Trinder, C. G. (1983). *Parents and Children: Incomes in Two Generations*. London: Heineman Educational Books.

Beach, C. M. et Finnie, R. (2004). Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada. Direction des études analytiques : documents de recherche. Produit n° 11F0019MIE au catalogue, n° 227.

Becker, G. S., et Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labour Economics*, vol. 4, n° 3, partie 2, ch. 1 à 39.

Blanden, J. (2005). Amour et argent : mobilité intergénérationnelle et appariement conjugal d'après le revenu des parents. Direction des études analytiques : documents de recherche, Division des études sur la famille et le travail, Ottawa.

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

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

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

Connolly, Marie, Catherine Haeck et David Lapierre (2019), « Social mobility trends in Canada: Going up the Great Gatsby Curve ». Série de cahiers de recherche, Groupe de recherche sur le capital humain, n° 19 03.

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

Corak, M. (2017). « Divided Landscapes of Economic Opportunity: The Canadian Geography of Intergenerational Income Mobility », *Human Capital and Economic Opportunity*. Document de travail n° 2017-043.

Dahl, M. W., et DeLeire, T. (2008). The association between children's earnings and father's lifetime earnings: estimates using administrative data. University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty.

Haider, S., et Solon, G. (2006). « Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings », *American Economic Review*, vol. 96, n° 4, p. 1308 à 1320.

Hemeon, J. (2016). Qualité du couplage rétrospectif des données : l'Étude longitudinale et internationale des adultes et les données fiscales sur les gains et le revenu. Ottawa. Produit n° 89 648-X au catalogue de Statistique Canada.

Simard-Duplain, Gaëlle et Xavier St-Denis (2019a). « An exploration of the role of education in intergenerational income mobility in Canada: Evidence from the Longitudinal and International Study of Adults ». Document de travail.

Simard-Duplain, Gaëlle et Xavier St-Denis (2019b). « Sample selection in tax data sets of intergenerational links: Evidence from the Longitudinal and International Study of Adults ». Document de travail.

Solon, Gary (1992). Intergenerational income mobility in the United States. *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, p. 393 à 408.

Statistique Canada (2018a). Dictionnaire, Recensement de la population, 2016. Ottawa. Produit n° 98-301-X2016001 au catalogue de Statistique Canada.

Statistique Canada (2018b). Étude longitudinale et internationale des adultes 2016 (vague 3), guide de l'utilisateur. Ottawa. Statistique Canada.

Zarifa, D. (2012a). Choosing fields in an expansionary era: Comparing two cohorts of baccalaureate degree-holders in the United States and Canada. *Social Stratification and Mobility*, vol. 30 (2012), p. 328 à 351.

Zarifa, D. (2012b). Persistent Inequality or Liberation from Social Origins? Determining Who Attends Graduate and Professional Schools in Canada's Expanded Postsecondary System. *Canadian Review of Sociology*, vol. 49, n° 2, p. 109 à 137.

Zimmerman, D. J. (1992). Regression toward mediocrity in economic stature. *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, p. 409 à 429.