

# RAPPORT DE RECHERCHE SUR L'HABITATION

## Étude du lien entre la mobilité intergénérationnelle du revenu et le marché du logement au Canada

## La SCHL aide les Canadiens à répondre à leurs besoins en matière de logement.

La Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL) aide les Canadiens à répondre à leurs besoins en matière de logement depuis plus de 70 ans. En tant qu'autorité en matière d'habitation au Canada, elle contribue à la stabilité du marché de l'habitation et du système financier, elle vient en aide aux Canadiens dans le besoin et elle fournit des résultats de recherches et des conseils impartiaux aux gouvernements, aux consommateurs et au secteur de l'habitation du pays. La SCHL exerce ses activités en s'appuyant sur trois principes fondamentaux : gestion prudente des risques, solide gouvernance d'entreprise et transparence.

Pour obtenir des renseignements supplémentaires, veuillez consulter le site Web de la SCHL à [www.schl.ca](http://www.schl.ca) ou suivez-nous sur **Twitter**, **LinkedIn**, **Facebook**, **Instagram** et **YouTube**.

Vous pouvez aussi communiquer avec nous par téléphone, au 1-800-668-2642, ou par télécopieur, au 1-800-245-9274. De l'extérieur du Canada : 613-748-2003 (téléphone); 613-748-2016 (télécopieur).

La Société canadienne d'hypothèques et de logement souscrit à la politique du gouvernement fédéral sur l'accès des personnes handicapées à l'information. Si vous désirez obtenir la présente publication sur des supports de substitution, composez le 1-800-668-2642.

# Étude du lien entre la mobilité intergénérationnelle du revenu et le marché du logement au Canada

---

*Rapport préparé pour la Société canadienne d'hypothèques et de logement*

par

**Marie Connolly\* et Catherine Haeck**

Université du Québec à Montréal

Groupe de recherche sur le capital humain, ESG UQAM

Rapport final : 28 octobre 2019

---

\* Auteure de correspondance. Courriel : [connolly.marie@uqam.ca](mailto:connolly.marie@uqam.ca), téléphone : +1 514 987-3000, poste 0277. Les auteures sont reconnaissantes envers la Société canadienne d'hypothèques et de logement pour avoir financé la réalisation de cette étude. Les auteures remercient également Jocelyn Lefebvre, Marc-Antoine Dionne et Lucie Raymond-Brousseau pour leur assistance de recherche. Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), du Fonds de recherche du Québec - Santé (FRQS) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteures et non celles des partenaires financiers.

## Résumé

Dans ce projet de recherche, nous cherchons à décrire et comprendre la relation entre la mobilité socioéconomique de cinq cohortes successives de jeunes Canadiens et des indicateurs portant sur le marché du logement au Canada. Plus précisément, nous dressons un portrait détaillé de la situation canadienne en termes d'association entre la mobilité socioéconomique, mesurée par la transmission intergénérationnelle du revenu, et divers indicateurs du marché du logement, dont l'accès à la propriété et le gradient socioéconomique de celui-ci. Le gradient est défini comme la différence entre le taux de propriétaires parmi les ménages du quintile supérieur de revenu et celui parmi les ménages du quintile inférieur. Plus ce gradient est élevé, plus les inégalités en termes d'accès à la propriété sont grandes. Nous montrons que, parallèlement à la baisse de mobilité intergénérationnelle, une hausse du gradient est observée, en plus d'une hausse des inégalités en termes de revenu. Nous montrons également que les endroits où la hausse du gradient a été la plus forte sont aussi ceux où la transmission intergénérationnelle du revenu a le plus augmenté et que le gradient est une variable clé dans l'explication de la baisse de la mobilité intergénérationnelle du revenu.

## Abstract

This project seeks to describe and investigate the relationship between the socioeconomic mobility of five successive birth cohorts of young Canadians and housing in Canada. More precisely, we measure social mobility with markers of intergenerational transmission of income using intergenerationally linked tax data, and housing market indicators such as ownership rates and the socioeconomic gradient of ownership rates. The gradient is defined as the difference between home ownership rates among households of the top income quintile and that of the households of the bottom income quintile. The higher the gradient, the greater the inequalities in terms of home ownership. We show that, parallel to a decline in intergenerational mobility, an increase in the gradient is observed, as well as an increase in income inequality. Moreover, we show that communities where the gradient increase was the strongest are also those where the intergenerational transmission of

income increased the most, and that the home ownership gradient is a key variable in the explanation of the decrease in intergenerational income mobility.

## **Mots-clés**

Mobilité sociale, transmission intergénérationnelle du revenu, marché du logement, accès à la propriété, inégalités, Canada

## **Sommaire**

Dans un contexte d'accroissement des inégalités socioéconomiques, la question de la transmission intergénérationnelle de la position socioéconomique devient d'autant plus importante. Un jeune ayant grandi dans un ménage à faibles revenus aura-t-il une chance raisonnable de monter dans l'échelle sociale une fois adulte ? Bien que le Canada soit considéré comme relativement plus égalitaire à cet égard que les États-Unis, la tendance pointe vers un effritement des opportunités pour les jeunes des générations plus récentes. Les facteurs liés à la mobilité sociale sont peu connus, car la recherche sur le sujet jusqu'à tout récemment était limitée par la qualité des données et l'accès à celles-ci. La littérature a toutefois relevé certains facteurs corrélés avec la transmission intergénérationnelle du revenu. Ainsi, les facteurs suivants sont généralement associés à des endroits où la mobilité socioéconomique est plus faible : de fortes inégalités au niveau de la distribution des revenus, des hauts taux de familles monoparentales, de minorités ethniques ou raciales, de population autochtone, de décrocheurs scolaires et d'emplois dans le secteur manufacturier. Existe-t-il également un lien avec des facteurs liés au marché du logement ?

Dans ce projet de recherche, nous cherchons à décrire et comprendre la relation entre la mobilité socioéconomique de cinq cohortes successives de jeunes Canadiens et des indicateurs portant sur le marché du logement au Canada. Plus précisément, nous dressons un portrait détaillé de la situation canadienne en termes d'association entre la mobilité socioéconomique, mesurée par la transmission intergénérationnelle du revenu, et divers indicateurs du marché du logement, dont l'accès à la propriété et le gradient

socioéconomique de celui-ci. Nous proposons de fournir ces descriptions aux niveaux national et local, ce dernier étant représenté par les divisions de recensement. Ce travail permet aussi, de manière indirecte, d'aborder le rôle de la richesse dans la mobilité socioéconomique, en s'attardant à la valeur du capital accumulé dans l'immobilier. En effet, la richesse, probablement plus que les revenus, est une dimension pertinente lorsque l'on considère la position d'un individu dans l'échelle socioéconomique. Malheureusement, la richesse est largement absente des bases de données disponibles au Canada. Or les propriétés immobilières constituent une part importante de la richesse. Il devient donc intéressant de se pencher sur la question du lien entre la mobilité et l'accès à la propriété.

Ce projet se base sur des microdonnées de Statistique Canada, soit la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (BDMIR) et le Recensement de la population. Une mesure de transmission intergénérationnelle, la corrélation entre le rang des parents dans la distribution des revenus et le rang des enfants, est calculée au niveau des divisions de recensement pour des jeunes nés entre 1963 et 1985. Cette mesure est ensuite expliquée à l'aide de différents facteurs provenant du Recensement de la population, dont des facteurs liés à la propriété et au logement. Nous trouvons que le gradient revenu/taux de propriétaires est une variable clé dans l'explication de la transmission intergénérationnelle du revenu. En effet, plus l'écart entre le taux de propriétaires parmi les ménages à haut revenu et celui pour les ménages à faible revenu s'agrandit, plus la mobilité intergénérationnelle diminue. Cet effet demeure même quand l'on tient compte des inégalités en termes de revenus mesurées par le Gini. Ainsi, les inégalités en termes de taux de propriétaires ne sont pas uniquement le reflet des inégalités en termes de revenus; le gradient d'accès à la propriété a donc un lien avec la transmission intergénérationnelle. Il se peut que ce gradient vienne capter l'effet de la transmission de la richesse d'une génération à l'autre, dimension qui n'est pas mesurée dans nos données et donc pas prise en compte directement dans l'analyse. Il se peut aussi que cette relation capte des différences dans la qualité du logement qui varie entre les logements locatifs et habités par le propriétaire. La qualité du logement peut elle-même être associée avec la santé des individus et autres caractéristiques non observables telles que l'éducation des parents.

Que veulent dire nos résultats, qui montrent un lien entre les inégalités en termes d'accès à la propriété et la mobilité intergénérationnelle ? Le fait que ce lien ne soit pas nécessairement causal implique qu'on ne pourra pas nécessairement améliorer l'égalité des opportunités en favorisant l'accès à la propriété parmi les ménages à faible revenu. Par contre, il faut se demander si la propriété ne constituerait pas un moyen d'épargne et d'accumulation de richesse unique pour ces ménages. Un ménage à haut revenu aura probablement plusieurs véhicules d'épargne : propriété(s), mais aussi placements, régimes d'épargne, assurances. Un ménage à faible revenu a typiquement peu ou pas d'épargne, mais doit quand même se loger. Si le logement constitue donc une dépense de consommation, il peut aussi s'avérer une bonne façon de forcer l'épargne et, par le fait même, l'accumulation de richesse. Cette richesse pourra être en partie transmise à la prochaine génération, que ce soit directement, sous forme d'héritage ou de legs, ou indirectement, à travers une enfance plus stable, moins marquée par les déménagements fréquents des personnes locataires.

## Liste des figures

Figure 1 : Densité du coefficient rang-rang par cohorte .....	27
Figure 2 : Évolution du taux de propriétaires par quintile de revenu parental .....	28
Figure 3 : Densité du gradient du taux de propriétaires par cohorte .....	29
Figure 4 : Évolution du coefficient rang-rang, des mesures d'inégalité des revenus et du gradient de taux de propriétaires.....	30
Figure 5 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de gradient du taux de propriétaires .....	33
Figure 6 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du quintile inférieur de revenus .....	34
Figure 7 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du quintile supérieur de revenus .....	35
Figure A1 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement du rapport entre les frais de logement et le revenu .....	48
Figure A2 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement du coefficient de Gini pour la distribution du revenu parental .....	49
Figure A3 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de fraction de ménages monoparentaux .....	50
Figure A4 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de fraction de ménages avec diplôme universitaire .....	51
Figure A5 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires.....	52
Figure A6 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du deuxième quintile de revenus .....	53
Figure A7 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du troisième quintile de revenus.....	54
Figure A8 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du quatrième quintile de revenus .....	55
Figure A9 : Corrélacion entre le changement de bêta et le changement de fraction de ménages en situation de besoins impérieux.....	56

## Liste des tableaux

Tableau 1 : Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu.....	17
Tableau 2 : Arrimage entre la BDMIR et le Recensement .....	23
Tableau 3 : Corrélations entre changements de bêta et changements de variables explicatives, 1963 à 1982.....	32
Tableau 4 : Modèles de régression sur les différences 1963-1982.....	37
Tableau 5 : Modèles en panel.....	39
Tableau A1 : Modèles de régression sur les différences 1972-1982.....	57
Tableau A2 : Modèles de régression sur les différences 1963-1982, spécifications alternatives .....	58

CMHC will have the document translated upon request.

To get a translation of this document, please [email](#) or complete the portion below and return it to the following address:

Housing Knowledge Centre  
Canada Mortgage and Housing Corporation  
700 Montreal Road  
Ottawa, Ontario K1A 0P7

Report title: \_\_\_\_\_  
\_\_\_\_\_

**I request that this report be made available in English.**

Name: \_\_\_\_\_

\*Email address: \_\_\_\_\_

\*Telephone number: \_\_\_\_\_

Address: \_\_\_\_\_  
Street Apt.

\_\_\_\_\_ City Province Postal code

\*Mandatory field

## Table des matières

Résumé .....	i
Abstract.....	i
Mots-clés.....	ii
Sommaire .....	ii
Liste des figures.....	v
Liste des tableaux .....	vi
1. Introduction.....	1
2. Revue de la littérature .....	5
2.1. Mobilité sociale.....	5
2.2. Marché du logement.....	8
2.3. Lien entre mobilité sociale et marché du logement .....	13
3. Données.....	16
3.1. Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu .....	16
3.2. Recensement de la population.....	20
4. Méthodologie .....	22
4.1. Unité d'observation et harmonisation de la géographie .....	22
4.2. Arrimage des deux sources de données .....	23
4.3. Mesure de transmission intergénérationnelle .....	23
4.4. Mesures du Recensement .....	24
4.5. Modèles économétriques .....	24
5. Résultats.....	26
5.1. Statistiques descriptives.....	26
5.2. Corrélations .....	30

5.3. Modèles.....	35
6. Conclusion.....	41
Bibliographie.....	44
ANNEXE.....	48
A. Figures.....	48
B. Tableaux.....	57

## 1. Introduction

Dans un contexte d'accroissement des inégalités socioéconomiques, la question de la transmission intergénérationnelle de la position socioéconomique devient d'autant plus importante. Si l'on peut débattre à propos de ce qui constitue un niveau d'inégalités acceptable, il est plus difficile de justifier une situation où les opportunités sont inégales pour des jeunes ayant des compétences égales, même si leur revenu familial est différent. Un jeune ayant grandi dans un ménage à faibles revenus aura-t-il une chance raisonnable de monter dans l'échelle sociale une fois adulte ? Bien que le Canada soit considéré comme relativement plus égalitaire à cet égard que les États-Unis (Connolly, Corak et Haeck 2019), la tendance pointe vers un effritement des opportunités pour les jeunes des générations plus récentes (Connolly, Haeck et Lapierre 2019). En effet, 33 % des jeunes nés au milieu des années quatre-vingt et dont les parents se trouvaient dans le quintile inférieur de revenus restent eux-mêmes dans ce quintile inférieur dans la fin vingtaine, comparativement à 27 % pour ceux nés au milieu des années soixante. Ainsi, il est de plus en plus difficile pour un enfant de sortir de la pauvreté et l'avantage conféré aux enfants de milieux favorisés est de plus en plus grand.

Les facteurs liés à la mobilité sociale sont peu connus, car la recherche sur le sujet jusqu'à tout récemment était limitée par la qualité des données et l'accès à celles-ci. Connolly, Haeck et Lapierre (2019) exploitent des microdonnées administratives longitudinales de l'impôt nouvellement disponibles. Ils montrent que non seulement la mobilité économique a diminué, mais les inégalités de revenus ont augmenté dans le temps : le coefficient de Gini calculé pour la distribution de revenus des parents dans leurs données augmente à travers le temps. Il existe donc une corrélation entre le niveau d'inégalité pour une génération et la transmission de ces inégalités vers la génération suivante. Corak (2017), Connolly, Corak et Haeck (2019) et Chetty et al. (2014) présentent des séries de corrélations entre certains facteurs et la transmission intergénérationnelle du revenu, mais sans s'engager dans une identification des liens de cause à effet. En plus de l'inégalité des revenus, les facteurs suivants sont généralement associés à des endroits où la mobilité socioéconomique est plus

faible : des hauts taux de familles monoparentales, de minorités ethniques ou raciales, de population autochtone, de décrocheurs scolaires et d'emplois dans le secteur manufacturier.

Qu'en est-il pour le marché du logement ? Hou (2010) documente, malgré des taux d'accession à la propriété relativement stables en moyenne, des baisses importantes d'accès à la propriété pour ceux ayant de faibles revenus, particulièrement chez les jeunes. Ces baisses sont accompagnées de hausses de taux de propriétaires pour ceux à revenus plus élevés. Il en résulte donc une hausse du gradient d'accès à la propriété, soit la différence entre le taux de propriétaires pour les gens à hauts revenus et ceux à bas revenus. Une propriété est un investissement considérable et un conduit important pour l'accumulation de la richesse. La hausse importante du coût des propriétés relativement au revenu peut peut-être en partie expliquer ce phénomène chez les jeunes. Il est également possible que suite à la hausse des coûts de propriété, cet investissement soit de moins en moins intéressant, par exemple en comparaison avec les marchés financiers—bien qu'il soit difficile de réconcilier cette explication avec le fait que le taux de propriétaires ait augmenté parmi les ménages à hauts revenus, lesquels sont plus susceptibles d'avoir accès à une meilleure planification financière. Les différences de rendement à travers le temps pourraient donc aussi expliquer une partie des différences entre les générations. Notons que plusieurs dimensions entrent en ligne de compte dans les opportunités qu'ont les jeunes pour développer leur capital humain. Un logement abordable et de qualité, que ce soit à travers la propriété ou le marché locatif, aide les enfants à grandir en santé et à réussir à l'école. Ceci s'ajoute à de nombreux facteurs, tels que l'importance accordée à l'éducation et au tissu social du milieu dans lequel un jeune grandit. Il est donc important de comprendre les liens existants entre la propriété et la mobilité sociale afin de pouvoir éclairer les décideurs publics par rapport aux politiques sur le logement et leurs effets sur la mobilité.

Dans ce projet de recherche, nous cherchons à décrire et comprendre la relation entre la mobilité socioéconomique de cinq cohortes successives de jeunes Canadiens et des indicateurs portant sur le marché du logement au Canada. Plus précisément, nous dressons un portrait détaillé de la situation canadienne en termes d'association entre la mobilité socioéconomique, mesurée par la transmission intergénérationnelle du revenu, et divers indicateurs du marché du logement, dont l'accès à la propriété et le gradient

socioéconomique de celui-ci. Nous proposons de fournir ces descriptions aux niveaux national et local, ce dernier étant représenté par les divisions de recensement. Ce travail permet aussi, de manière indirecte, d'aborder le rôle de la richesse dans la mobilité socioéconomique, en s'attardant à la valeur du capital accumulé dans l'immobilier. En effet, la richesse, probablement plus que les revenus, est une dimension pertinente lorsque l'on considère la position d'un individu dans l'échelle socioéconomique. Malheureusement, la richesse est largement absente des bases de données disponibles au Canada. Or les propriétés immobilières constituent une part importante de la richesse. Il devient donc intéressant de se pencher sur la question du lien entre la mobilité et l'accès à la propriété, comme l'ont récemment fait Blanden et Machin (2017) pour le Royaume-Uni.

Ce projet se base sur des microdonnées de Statistique Canada, soit la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (BDMIR) et le Recensement de la population. Une mesure de transmission intergénérationnelle, la corrélation entre le rang des parents dans la distribution des revenus et le rang des enfants, est calculée au niveau des divisions de recensement pour des jeunes nés entre 1963 et 1985. Cette mesure est ensuite expliquée à l'aide de différents facteurs provenant du Recensement de la population, dont des facteurs liés à la propriété et au logement. Nous trouvons que le gradient revenu/taux de propriétaires est une variable clé dans l'explication de la transmission intergénérationnelle du revenu. En effet, plus l'écart entre le taux de propriétaires parmi les ménages à haut revenu et celui pour les ménages à faible revenu s'agrandit, plus la mobilité intergénérationnelle diminue. Cet effet demeure même quand l'on tient compte des inégalités en termes de revenus mesurées par le Gini. Ainsi, les inégalités en termes de taux de propriétaires ne sont pas uniquement le reflet des inégalités en termes de revenus; le gradient d'accès à la propriété a donc un lien avec la transmission intergénérationnelle. Il se peut que ce gradient vienne capter l'effet de la transmission de la richesse d'une génération à l'autre, dimension qui n'est pas mesurée dans nos données et donc pas prise en compte directement dans l'analyse. Il se peut aussi que cette relation capte des différences dans la qualité du logement qui varie entre les logements locatifs et habités par le propriétaire. La qualité du logement peut elle-même être associée avec la santé des individus et autres caractéristiques non observables telles que l'éducation des parents.

Le reste du rapport est divisé comme suit. La prochaine section offre une revue de la littérature. Les sections 3 et 4 présentent les données ainsi que la méthodologie utilisée. Les résultats sont présentés à la section 5. Une dernière section conclut.

## **2. Revue de la littérature**

Pour la plupart des personnes, l'achat d'une maison est le plus important investissement au cours de leur vie. Pour un propriétaire, cet actif est une réserve de richesse qui peut, de plus est, être transmise au fil des générations. Nous nous intéressons particulièrement à cet investissement pour comprendre si l'accession à la propriété est liée à la mobilité intergénérationnelle. Nous présentons ici une brève revue de la littérature économique portant sur la mobilité intergénérationnelle du revenu, le marché du logement et le lien entre les deux.

### **2.1. Mobilité sociale**

La mobilité sociale peut être définie de façon large comme étant le déplacement des individus dans l'échelle socioéconomique. Ce déplacement peut se faire pour une même personne à travers le temps, mais aussi en considérant l'aspect intergénérationnel : dans quelle mesure la position socioéconomique d'une génération influence celle de la suivante ? Il existe une grande littérature sur la question, particulièrement en sociologie. Les sociologues se sont effectivement depuis longtemps attardés à la question des classes sociales et de leur reproduction d'une génération à l'autre (Duncan 1961, Blau et Duncan 1967, Goldthorpe 1980). Les études sur la question se sont souvent basées sur la profession comme indicateur de statut social (Treiman 1977, Goodman 1979, Hodge 1981, Ganzeboom et al. 1989, Ganzeboom et al. 1992, Hauser et Warren 1997). Plus récemment, la littérature en sciences économiques s'est penchée sur la transmission intergénérationnelle du revenu. Les modèles théoriques de Becker et Tomes (1979, 1986), ainsi que ceux de Loury (1981) et Solon (1999), articulent comment un lien peut se faire entre les générations : à travers la transmission d'une dotation en capital humain, mais aussi grâce aux investissements des parents dans la formation du capital humain de leurs enfants. Ces investissements peuvent être financiers, donc alloués à partir du capital financier disponible des parents, lequel est provient de leurs revenus et est fonction de leur capital humain. Les investissements peuvent aussi se compter en temps, en effort ou en valeurs, des notions moins tangibles que les dollars mais dont la transmission vise en fin de compte à développer les aptitudes de leurs enfants.

La littérature empirique sur la question s'est développée en se basant sur des données d'enquête fournissant des données sur les revenus de deux générations : c'est le cas par exemple du *Panel Study of Income Dynamics* aux États-Unis (Solon 1992, Levine et Mazumder 2002, Mayer et Lopoo 2005, Lee et Solon 2009; voir survol de la littérature dans Mazumder 2018). Une exception notable est le Canada, qui a développé des données administratives basées sur des fichiers fiscaux dès le milieu des années quatre-vingt-dix (Corak et Heisz 1999, Oreopoulos 2003, Grawe 2004, Oreopoulos et al. 2008, Chen et al. 2017, Corak 2017). Il a fallu attendre une quinzaine d'années pour que des données similaires soient exploitées aux États-Unis et que la littérature sur la question prenne de l'ampleur (Chetty et al. 2014, Chetty et Hendren 2018, Connolly, Corak et Haeck 2019).

Un des instruments typiquement utilisés pour calculer les inégalités est l'élasticité intergénérationnelle du revenu, qui a été largement utilisée dans plusieurs études comme une mesure de mobilité (voir survols de la littérature dans Solon (1999) et Black et Devereux (2011)). L'élasticité, un concept souvent utilisé en économie, mesure de combien varie en pourcentage une variable expliquée (ici, le revenu de l'enfant) lorsqu'une variable explicative (le revenu des parents) augmente d'un pour cent. Cette mesure provient généralement d'un modèle de régression où le logarithme naturel du revenu d'une personne est expliqué par le logarithme naturel du revenu de ses parents (voir par exemple Corak et Heisz 1999). Une autre mesure est celle de la corrélation rang-rang : celle-ci estime le lien entre le rang d'une personne dans la distribution des revenus de personnes du même âge et le rang de ses parents dans leur distribution de revenus (Chetty et al. 2014). La corrélation est typiquement estimée à partir d'un modèle similaire à celui de l'élasticité intergénérationnelle, la différence étant que les variables de revenus, tant du côté des parents que des enfants, sont exprimées en rang centile. Les mesures d'élasticité et de mobilité de rang sont des mesures de transmission d'une génération à l'autre : plus elles sont élevées, plus la transmission est élevée, et moins grande est la mobilité intergénérationnelle.

Selon ces mesures, le Canada est généralement considéré comme une société plus mobile que les États-Unis (Corak 2004, 2006). Connolly, Corak et Haeck (2019) offrent un portrait détaillé de la mobilité de rang au Canada et aux États-Unis pour des jeunes nés au début des années quatre-vingt. Ils trouvent que bien que l'étendue des valeurs de corrélation

rang-rang trouvées pour les différentes communautés canadiennes et américaines soit similaire dans les deux pays et que l'on retrouve des endroits à faible mobilité et à haute mobilité des deux bords de la frontière, les endroits moins mobiles sont plus densément peuplés aux États-Unis. Il en ressort donc qu'au niveau national, il y a en moyenne moins de transmission intergénérationnelle du revenu au Canada, donc plus de mobilité socioéconomique.

Connolly, Haeck et Lapierre (2019) fournissent quant à eux une analyse de l'évolution récente de la transmission intergénérationnelle du revenu au Canada, en exploitant l'ensemble des cohortes de naissance disponibles dans la BDMIR, la même source de données que celle utilisée dans le présent rapport. Les auteurs documentent ainsi une baisse de la mobilité entre la cohorte née au milieu des années soixante et celle du milieu des années quatre-vingt. Toutes les mesures pointent dans la même direction : il y a eu une hausse de la corrélation rang-rang, de l'élasticité intergénérationnelle du revenu et de la probabilité de demeurer dans le quintile inférieur du revenu à travers les cohortes. Ces tendances sont non seulement visibles pour le pays au complet, mais également à travers les provinces et territoires—le Yukon faisant figure d'exception, mais les résultats pour les territoires sont à prendre avec un grain de sel étant donné la plus faible population qui y réside. Connolly, Haeck et Lapierre (2019) s'attardent aussi à l'inégalité des revenus dans la distribution des parents et à la relation entre cette inégalité et la transmission intergénérationnelle du revenu. Cette relation peut être représentée par la courbe de Gatsby le Magnifique (Corak 2013), une représentation du lien inégalités et mobilité. Cette relation ne prétend pas être causale et les mécanismes théoriques pouvant l'expliquer sont encore peu connus, mais la robustesse de la relation mérite que l'on s'y attarde plus. Alors que les versions précédentes de cette relation offraient surtout une comparaison entre différents pays à un moment dans le temps, Connolly, Haeck et Lapierre (2019) en donnent une version pour un pays, à travers le temps, ainsi qu'à l'intérieur d'un pays—au niveau des provinces et territoires—tant en coupe transversale qu'à travers les cohortes de naissances.

Corak (2017) et Connolly, Corak et Haeck (2019) présentent tous deux des estimations de la mobilité de rang au niveau des divisions de recensement canadiennes, le premier pour des gens nés dans les années soixante et les derniers pour des jeunes nés au début des années

quatre-vingt. Cette représentation à l'échelle locale de mesures de mobilité est similaire à ce qui est utilisé dans le présent projet, dans lequel la corrélation rang-rang est estimée au niveau des divisions de recensement. Les différences sont que l'ensemble des années de naissance disponible dans la BDMIR sont ici exploitées et que la géographie des divisions de recensement est harmonisée afin d'assurer la comparabilité des unités géographiques à travers le temps (plus de détails sur cette harmonisation sont fournis dans la section sur la méthodologie).

## **2.2. Marché du logement**

Depuis les années 2000, il y a eu une hausse des prix importante dans le marché du logement au Canada. Bien que l'augmentation du prix des maisons soit un phénomène courant, ces augmentations varient habituellement en fonction des fondamentaux, c'est-à-dire en fonction du taux de croissance de la population, des taux d'hypothèque et du revenu des ménages. Les fondamentaux servent à prédire les prix de long terme des logements. Cependant, les prix réels ne suivent pas toujours les fondamentaux. Une déviation du modèle tend à une surévaluation ou une sous-évaluation des prix des maisons (Head et Lloyd-Ellis 2016). Par exemple, Head et Lloyd-Ellis (2016) trouvent qu'à Edmonton les prix en 2014 sont 12 % au-dessous de la moyenne de 1987 à 1996, alors qu'à Toronto et à Vancouver les surévaluations par rapport à la moyenne sont de l'ordre de 12 % et 31 %, respectivement. Entre 2010 et 2016, les facteurs fondamentaux peuvent expliquer de 48 % à 75 % de la hausse du prix des maisons à Vancouver et 40 % de la hausse du prix des maisons à Toronto (Société canadienne d'hypothèques et de logement 2018). Il reste toutefois une part inexplicée par un modèle ne comprenant que ces facteurs. Durant cette période, l'offre de logements neufs dans les grandes villes comme Vancouver et Toronto était insuffisante pour absorber la hausse de la demande. Ceci a eu pour effet d'accélérer l'augmentation des prix moyens des maisons dans ces deux régions. Les emplois mieux rémunérés ont d'ailleurs tendance à se situer dans ces régions, où l'on y retrouve principalement les secteurs financiers, de la santé et de la technologie. La présence d'emplois dans ces secteurs entraîne une hausse de la demande de logement ainsi que des prix. Les ménages qui ont accès à ces emplois se situeront donc de manière disproportionnée dans ces villes. Une autre explication

soulevée par les auteurs concernant cette hausse importante des prix moyens sur le marché du logement proviendrait d'une augmentation des ventes de maisons individuelles de haut de gamme, donc plus dispendieuses. Les ménages se situant dans l'échelon de revenu plus élevé accèdent à un meilleur financement hypothécaire, ce qui leur permet de se payer des maisons de plus grande valeur (Société canadienne d'hypothèques et de logement 2018).

De plus, lorsque l'économie est en croissance et qu'il y a une bonne croissance démographique, l'offre de maisons individuelles tend à diminuer en partie à cause de l'augmentation du prix des terrains. En effet, dans certaines régions où ceux-ci se font plutôt rares, les promoteurs immobiliers privilégient la construction de logements à plus haute densité ou simplement des propriétés plus dispendieuses (Société canadienne d'hypothèques et de logement 2018). Une des conclusions à laquelle la Société canadienne d'hypothèques et de logement arrive est que plusieurs Canadiens s'achètent une propriété pour augmenter leurs revenus locatifs. Ces Canadiens ont probablement joué un rôle dans l'accroissement de l'offre de propriétés neuves. Toutefois, les auteurs affirment que des mesures pouvant restreindre l'intérêt de ces Canadiens à investir dans la construction de propriétés seraient susceptibles de nuire à l'offre de long terme. De même, la réactivité plus faible de l'offre viendrait poser un problème lors d'un accroissement de la demande, ce qui se solderait par une hausse de prix. Ainsi, les auteurs rapportent qu'il y a une corrélation élevée entre la réaction de l'offre observée et l'accroissement des prix, ce qui indique la présence de spéculation sur le marché du logement.

L'accès à la propriété est influencé par différents facteurs, tels que le taux d'intérêt, le taux de chômage et le prix des maisons neuves. Les ménages décident de leur mode d'occupation, tout comme leurs autres besoins en consommation, selon leur situation économique. Subséquemment, ils réagissent en fonction de l'environnement dans lequel ils sont et des chocs macroéconomiques externes (Alegre et Pou 2009, Engelhardt 2008, Myers 1999). Selon Hou (2010), le profil de l'âge auquel un Canadien acquiert sa maison est plutôt stable à travers les années. Hou utilise des données de huit Recensements de la population consécutifs de 1971 à 2006, regroupées en cohortes nées entre les années 1910 et 1970, afin de suivre les taux d'accession à la propriété, des jeunes jusqu'aux aînés. Il prend également en compte le quintile de revenu des ménages et établit que les taux d'accession à la propriété

par quintile de la distribution du revenu changent à travers les années. Il observe une diminution du taux de propriétaires chez les plus jeunes et chez les ménages à faible revenu. En effet, pour les Canadiens âgés de 20 à 34 ans en 1981, il existait un écart des taux d'accession à la propriété entre les jeunes du quintile inférieur vis-à-vis ceux du quintile supérieur de sept points de pourcentage. Cependant, 25 ans plus tard, en 2006, cet écart passe à 58 points de pourcentage : le taux de propriétaires parmi les jeunes du quintile inférieur est à 19 %, comparativement à 76,7 % pour ceux du quintile supérieur en 2006, alors qu'en 1981 ces taux étaient de 30,8 % et 37,9 %, respectivement. Le gradient dans le taux de propriétaires s'est donc fortement accentué. On retrouve la même tendance dans les autres tranches d'âge, bien que le gradient y soit moins prononcé : en 2006, l'écart entre le quintile inférieur et le quintile supérieur est de 44,5 points de pourcentage chez les 35 à 54 ans, et entre 36 et 39 points de pourcentage pour les groupes plus âgés. Hou (2010) observe également que le taux d'accession est beaucoup plus élevé lorsqu'il y a présence d'enfants et que les individus sont en couple, en comparaison avec les individus vivant seuls. Par ailleurs, les mères monoparentales à faibles revenus ont des taux d'accession à la propriété bien inférieurs à ceux des couples sans enfant. Selon Hou (2010), les mères célibataires se retrouvent principalement dans le quintile inférieur. Ainsi, le taux d'accès à la propriété est plus faible pour ce groupe. Ce résultat fait écho à ce que Connolly, Haeck et Corak (2019) trouvent par rapport au lien entre la fraction de ménages composés de mères monoparentales dans une communauté et la transmission intergénérationnelle du revenu. Les auteurs observent en effet que plus une communauté a un taux élevé de tel ménages, moins la mobilité sera grande.

Néanmoins, toujours selon la Société canadienne d'hypothèques et de logement (2018), bien que les ménages à faible revenu aient un taux d'accession à la propriété moins élevé, les auteurs préviennent les décideurs de politiques publiques en matière de lois encourageant l'accès à la propriété quant aux risques financiers possibles d'endettement plus élevé des moins nantis. Le rapport propose d'axer les politiques gouvernementales sur l'offre de maisons, plutôt que sur les prix, considérant que l'offre réagit moins vite.

Le prix des maisons et l'accession à la propriété ne sont pas les seuls facteurs pour comprendre la situation sur le marché du logement. La Société canadienne d'hypothèques et

de logement et Statistique Canada ont créé un indicateur qui indique si les ménages ont des besoins impérieux en matière de logement. Cet indicateur se base sur trois composantes : l'abordabilité, l'adéquation et la taille de logement convenable pour le ménage. Un ménage est identifié comme ayant des besoins impérieux en logement si son logement est inabordable (le ménage dépense plus de 30 % de son revenu pour se loger), inadéquat (son logement a un besoin criant de réparation) ou d'une taille non convenable (la grandeur de celui-ci n'est pas adéquate pour la taille du ménage) et si le coût des logements acceptables (conformes aux trois conditions) sur le marché local correspond à 30 % ou plus de son revenu avant impôt.

En 2016, 12,7 % des ménages canadiens avait des besoins impérieux en matière de logement (Statistique Canada 2017a). Ces chiffres sont plutôt stables depuis 10 ans, mais varient grandement entre les territoires et les provinces. Des taux de besoins impérieux plus élevés que la moyenne canadienne sont constatés dans les régions métropolitaines de recensements, tel qu'à Toronto (19,1 %) et Vancouver (17,6 %). Sur le nombre total de ménages ayant des besoins impérieux en matière de logement, environ 34 % d'entre eux sont des propriétaires et 66 % sont locataires. De plus, sur les ménages ayant des besoins impérieux, 76 % d'entre eux n'échouent que la norme d'abordabilité, contrairement à 4,5 % qui ne rencontrent pas la norme d'inadéquation et 4,3 % qui ont une taille non convenable. Ces chiffres varient quelque peu si l'on considère séparément les ménages propriétaires des ménages locataires. Parmi les propriétaires en besoins impérieux, 88 % le sont car ils ne rencontrent pas une des normes seulement, comparativement à 83 % pour les locataires. Le critère d'abordabilité et les besoins de réparations sont plus un problème chez les propriétaires, alors que la taille du logement est relativement plus problématique pour les locataires.

Sachant que la demande sur le marché du logement est plutôt inélastique et qu'il n'y a aucun bien intermédiaire, il n'est pas surprenant qu'il existe des problèmes d'abordabilité. Le revenu est un fort prédicteur de la probabilité d'échec des normes de besoins impérieux de logement (Bramley 2016). Comparativement à des ménages avec des revenus plus élevés, il est plus difficile pour les ménages à faible revenu de déménager et d'échapper au problème d'abordabilité. Toutefois ces problèmes sont souvent temporaires, ou transitoires, et non

nécessairement permanents, et les conséquences des problèmes d'abordabilité dépendent du caractère transitoire ou permanent de ces problèmes (Bramley 2012). Dans les situations où les ménages sont exposés à des problèmes d'abordabilité à plus long terme, cela peut causer une pression sur les ménages, créer une multitude de problèmes et ainsi, changer leur comportement afin de s'adapter. Dans son étude portant sur le Royaume-Uni, Bramley (2012) conclut que les ménages qui subissent des insécurités financières ont plutôt tendance à déménager dans des logements sociaux ou dans des logements avec des tailles plus petites. Cette dernière stratégie revient à repousser le problème d'abordabilité en se plaçant dans un logement de taille inadéquate, ce qui ne sort pas le ménage d'une situation de besoins impérieux. Ces adaptations peuvent avoir des conséquences problématiques pour le ménage. Elles sont parfois liées avec des problèmes de santé mentale dus au stress occasionné par la persistance du manque de logement abordable, l'absence au travail, des problèmes de santé physique et bien plus. Les insécurités attachées au logement sont associées avec des problèmes de santé, des problèmes de développement mentaux et des poids plus faibles pour les plus jeunes enfants vivant dans des logements inappropriés (Cutts et al. 2011). Ces associations peuvent résulter de changements de comportements des parents ou des jeunes ainsi que de la dégradation de l'environnement social du jeune et de la difficulté d'accès à des ressources telles que des services de garde et des soins de santé. Borrowman et al. (2017) documentent qu'en Australie, comme Bramley (2012) le fait pour le Royaume-Uni, la plupart des épisodes de problèmes d'abordabilité de logement sont courts. Toutefois, lorsqu'un ménage ne parvient à sortir de cette situation d'inabordabilité en trois ans, la probabilité que le problème devienne chronique augmente significativement. Si la persistance du manque de logement abordable dure plus de trois ans, cela vient créer un stress chronique au sein du ménage, ce qui est positivement corrélé avec des problèmes de santé (Borrowman et al. 2017, Rowley et Ong 2012). De plus, les déménagements qui sont plus fréquents pour les ménages ayant de jeunes enfants viennent affecter directement le développement éducatif et social de l'enfant (Sandstrom et Huerta 2013). Il est à noter qu'aucune des études citées au dernier paragraphe ne porte sur le Canada; il serait intéressant de valider les résultats provenant de données américaines, britanniques ou australiennes avec des données canadiennes.

### **2.3. Lien entre mobilité sociale et marché du logement**

En plus de fournir des estimations de la mobilité sociale et un portrait détaillé à des niveaux géographiques de plus en plus fins (Chetty et al. 2014, Corak 2017), la littérature récente se penche sur les facteurs pouvant expliquer les différences observées en coupe transversale et à travers le temps. Plusieurs établissent des séries de corrélations, mais la question de l'identification du lien de cause à effet est, bien évidemment, plus difficile à cerner. Ainsi Chetty et al. (2014), Corak (2017) et Connolly, Corak et Haeck (2019) présentent des séries de corrélations entre des mesures de mobilité, par exemple la corrélation rang-rang, et une panoplie d'autres variables sociodémographiques au niveau de la communauté. Chetty et al. (2014) nous montre par exemple que les endroits où il y a beaucoup de mères monoparentales, de personnes d'origine afro-américaine et de décrocheurs du secondaire sont ceux où il est plus difficile de bouger dans l'échelle sociale. En contrepartie, les communautés où le capital social est élevé, où les gens ont de plus courtes distances entre leur résidence et leur lieu de travail et où les résultats des élèves à des tests standardisés sont élevés sont généralement des endroits faisant preuve de plus de mobilité. Chetty et Hendren (2018) nous apprennent également que les enfants qui déménagent vers des quartiers où les opportunités sont meilleures ont eux aussi de plus hauts revenus à l'âge adulte, et que cet effet est d'autant plus grand que les enfants déménagent à un jeune âge. Oreopoulos (2003), quant à lui, utilise les données de la BDMIR pour les jeunes nés dans les années soixante à Toronto, couplées avec des informations sur si le jeune habitait dans un logement subventionné. Étant donné que l'allocation à un projet de logement social plutôt qu'un autre est aléatoire, l'auteur peut, en se concentrant sur les jeunes ayant grandi dans un de ces projets, évaluer l'effet de caractéristiques au niveau du quartier. Oreopoulos (2003) trouve que ces caractéristiques ont somme toute peu d'impacts sur la réussite future des jeunes; ce qui semble avoir un plus gros effet est plutôt lié à la famille en tant que telle. Peu d'études se penchent directement sur la question du mode d'occupation du logement et de la mobilité sociale.

Une propriété est un bien de consommation, mais elle représente aussi un véhicule d'investissement et un moyen de transmettre la richesse. Blanden et Machin (2017) se

penchent sur la mobilité sociale en étudiant la transmission de richesse passant par l'accès à la propriété. Ils utilisent tout d'abord des données du *Survey of English Housing* pour les années 1993-1994 à 2007-2008 et son successeur le *English Housing Survey* pour 2008-2009 à 2013-2014, afin de comprendre si la mobilité s'est améliorée ou détériorée à travers les années au Royaume-Uni. Les résultats concluent que le taux d'accession à la propriété du groupe d'âge le plus jeune, les 20 à 29 ans, a drastiquement diminué entre 1993 et 2013, passant de 50 % à 20 %. Ces mêmes tendances sont observées dans les autres groupes d'âge, toutefois la diminution y est moins importante. Puis, pour étudier la transmission intergénérationnelle d'accès à la propriété, Blanden et Machin (2017) utilisent les données de la *National Child Development Study*, portant sur une cohorte née en 1958, et de la *British Cohort Study*, laquelle couvre une cohorte née en 1970. L'étude de Blanden et Machin est particulièrement intéressante car elle se base sur des données contenant des informations sur le mode d'occupation du logement pour deux générations, ce qui, à notre connaissance, n'est pas disponible pour le Canada. Les auteurs trouvent qu'il existe une corrélation positive entre le fait d'être propriétaire et d'avoir eu des parents propriétaires, et ce, même en neutralisant l'effet du genre, de l'âge des parents ou de scores de compétences en mathématiques et en lecture. Cette corrélation s'est de plus accentuée entre les deux cohortes de naissances étudiées, particulièrement pour les jeunes dont les parents étaient de classe sociale plus élevée. Les auteurs établissent un parallèle entre la transmission de la propriété et la transmission de la richesse. Bien qu'ils n'aient pas de données sur la richesse directement (outre le fait de savoir, par exemple, si l'individu a des revenus de placements), ils conjecturent que la hausse de la transmission dans la propriété est un reflet de la hausse de la transmission de la richesse d'une génération à l'autre. Ils ne peuvent pas par contre distinguer les différents mécanismes qui pourraient expliquer ce qui est à l'origine de la transmission intergénérationnelle de la richesse, et par le fait d'être propriétaire : les investissements dans le capital humain des enfants, les transferts vers les enfants en soutien à l'achat d'une propriété ou encore une transmission des goûts et valeurs par rapport à la propriété.

Bien qu'à notre connaissance aucune étude ne se soit penchée sur la transmission intergénérationnelle de la richesse au Canada, faute de données pertinentes, il existe

plusieurs études sur la question portant sur d'autres pays : par exemple Charles et Hurst (2003) et Pfeffer et Killewald (2017) pour les États-Unis, Arrondel (2013) pour la France, Boserup et al. (2014) pour le Danemark et Adermon et al. (2018) et Black et al. (2019) pour la Suède. Charles et Hurst (2003) exploitent les données du *Panel Study of Income Dynamics* pour estimer la transmission intergénérationnelle de la richesse aux États-Unis. Ils trouvent une élasticité intergénérationnelle de 0,37, laquelle peut être expliquée aux deux tiers par le revenu et les actifs. De manière intéressante pour notre présente étude, ils considèrent aussi séparément différentes classes d'actifs : les placements, le fait de posséder une entreprise et le fait d'être propriétaire. Lorsque l'effet de l'éducation et du revenu des parents et des enfants est pris en compte, le lien parent-enfant le plus fort entre ces trois catégories d'actifs est celui pour la propriété. Il semblerait donc que la transmission intergénérationnelle dans la propriété soit une partie importante de la transmission de patrimoine. Étant donné l'importance de la question de la transmission des inégalités en termes de richesse et le manque de données à ce sujet sur le Canada, il nous semble d'autant plus pertinent d'essayer de comprendre le lien entre les inégalités en termes d'accès à la propriété et la mobilité intergénérationnelle.

### 3. Données

Deux principales sources de données sont exploitées dans ce projet. Ces sources, ainsi que la façon dont les principales variables utilisées dans l'analyse sont construites, sont ici décrites à tour de rôle.

#### 3.1. Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu

Les données sur la transmission intergénérationnelle du revenu proviennent de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (BDMIR) de Statistique Canada. Cette base de données consiste en un ensemble de fichiers fiscaux longitudinaux provenant de l'Agence de revenu du Canada, agencés de manière à pouvoir étudier la transmission du revenu d'une génération à l'autre. À l'origine, ces fichiers couvraient la population des jeunes Canadiens âgés de 16 à 19 ans en 1982, 1984 ou 1986, soit des jeunes nés de 1963 à 1970 (Corak et Heisz 1999). Plus récemment, les cohortes de jeunes âgés de 16 à 19 ans en 1991, 1996 et 2001 ont été ajoutées à la BDMIR (Connolly, Haeck et Lapierre 2019). Les cohortes de la BDMIR sont conçues de façon à permettre l'identification du lien parents-enfant. La procédure pour obtenir ce lien, détaillée dans Corak et Heisz (1999), est la suivante : les jeunes âgés de 16 à 19 ans dans le Fichier de familles T1 (FFT1) de Statistique Canada pour l'année de référence sont sélectionnés. Le FFT1 pour une année donnée comprend l'ensemble des déclarations de revenus au Canada, agencées de manière à identifier les individus formant des familles. Si le FFT1 contient une ou deux personnes identifiées comme étant les parents du jeune, alors cette ou ces personnes sont réputées être les parents du jeune en question. Si aucun parent n'est identifié cette année-là, la procédure est répétée pour ce même jeune pour les quatre années suivantes. Par exemple, en prenant le FFT1 de 2001, on commence par sélectionner les jeunes âgés de 16 à 19 ans, donc nés de 1982 à 1985, inclusivement. Puis on identifie les parents comme ceux étant présents dans ce FFT1 de 2001. Si aucun parent n'est identifié, on répète la procédure en 2002, puis 2003, jusqu'à 2005. Dès que des parents sont trouvés, on arrête la procédure pour cet enfant. Il est important de noter que le lien entre l'enfant et le(s) parent(s) n'est donc pas nécessairement un lien biologique. Il se peut que le « parent » identifié de cette façon soit un beau-parent, mais il reste qu'il s'agit

d'un adulte avec lequel le jeune habitait pendant son adolescence, une période déterminante de la vie d'une personne. Les revenus captés par ces parents (biologiques ou pas) sont donc effectivement représentatifs des ressources financières qui étaient disponibles pour la famille de ce jeune durant son adolescence.

**Tableau 1 : Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu**

Cohorte BDMIR	Année de naissance	Observations	Observations pondérées
1982-84	1963 à 1966	1 219 470	1 566 240
1984-86	1967 à 1970	1 158 900	1 555 280
1991	1972 à 1975	1 095 160	1 474 140
1996	1977 à 1980	1 166 435	1 557 800
2001	1982 à 1985	1 349 195	1 633 270

Source : Calculs des auteurs à partir des données de la BDMIR de Statistique Canada

Note : La dernière colonne présente les observations pondérées avec les poids fournis par Statistique Canada.

L'identification des cohortes de la BDMIR est faite selon l'année du jumelage avec les parents : dans notre exemple ci-dessus où le FFT1 de 2001 est utilisé, il s'agit donc de la cohorte BDMIR de 2001. Les trois premières cohortes de la BDMIR, soit celles de 1982, 1984 et 1986, ont des populations cibles chevauchantes : les années de naissance de la cohorte de 1984 chevauchent à la fois celles de la cohorte de 1982 et celles de 1986. Pour n'utiliser chaque personne qu'une seule fois dans notre calcul de la mobilité intergénérationnelle, ces trois premières cohortes sont divisées en deux cohortes non chevauchantes basées sur les années de naissance, soit la cohorte de naissance de 1963 à 1966 et celle de 1967 à 1970. Le Tableau 1 résume la structure des données de la BDMIR : les cohortes telles que nommées dans les données sources, les années de naissance de ces cohortes, le nombre d'observations et le nombre d'observations pondérées. La pondération permet de rendre les données représentatives des populations cibles, car bien qu'il n'y ait pas d'échantillonnage qui soit fait, la méthodologie utilisée pour construire la base de données fait en sorte qu'elle ne contient pas tous les jeunes ciblés (Statistique Canada 2017b). En effet, si un jeune ne remplit pas au moins une déclaration de revenus entre 16 et 23 ans, il ne peut être inclus dans les données. Les poids prennent en compte les facteurs du sexe, de l'âge, d'un certain niveau géographique (correspondant aux deux premiers caractères du code postal) et du décile de revenu parental.

La mesure de revenu qui est utilisée pour calculer le rang des enfants et des parents est basée sur la variable de revenu total dans les fichiers fiscaux. Cette variable correspond à la définition de revenu total selon l'Agence du revenu du Canada et comprend les revenus de toutes les sources avant impôt, soit les revenus d'emploi, les intérêts et revenus de placements, le revenu net de travail autonome, les gains ou pertes en capitaux taxables, les dividendes et les prestations. Tous les montants sont convertis en dollars de 2016 en utilisant l'Indice des prix à la consommation de Statistique Canada (Tableau 18-10-0005-01). Des moyennes sur cinq ans du revenu total sont utilisées afin de réduire les potentiels biais d'atténuation et ainsi se rapprocher d'une mesure de revenu permanent (Corak et Heisz 1999, Chen et al. 2017). Pour les parents, la moyenne sur cinq ans est prise lorsque le jeune est âgé de 15 à 19 ans et fait la somme du revenu total de la mère et de celui du père. Cette mesure reflète donc les ressources disponibles pour le jeune à un moment charnière de sa vie, soit la fin de l'adolescence et la transition vers le postsecondaire ou le marché du travail. Cette mesure est aussi jugée adéquate, car étant donné que le lien parents-enfant est effectué à l'âge de 16 à 19 ans dans les fichiers fiscaux, nous pouvons être relativement certains que le revenu parental autour de ces âges-là s'applique effectivement à la situation du jeune. Étant donné que la BDMIR n'identifie pas les liens biologiques, il se pourrait que les parents identifiés entre 16 et 19 ans ne soient pas ceux avec qui le jeune habitait plus tôt dans sa vie. Par contre, le revenu de ces parents, biologiques ou non, reflète réellement la situation économique de la famille avec laquelle le jeune vit entre 16 et 19 ans. Une autre raison pour utiliser une moyenne de 15 à 19 ans est que pour les jeunes nés en 1963, 15 ans est le premier âge auquel le revenu parental est observable, car les fichiers T1 ne sont disponibles qu'à partir de 1978. Il n'est donc pas possible de remonter plus loin dans le temps. Choisir une autre période de référence impliquerait donc de ne pas pouvoir faire une comparaison directe entre les cohortes plus âgées et les cohortes plus jeunes dans la BDMIR.

Pour les jeunes, la moyenne sur cinq ans est prise lorsque le jeune est âgé de 25 à 29 ans. Ce choix est dicté par la considération de vouloir comparer les cinq cohortes de naissance de la BDMIR : les plus jeunes étant nés en 1985 et les fichiers T1 n'étant disponibles que jusqu'en 2014, 29 ans est donc l'âge le plus élevé que l'on peut utiliser. Connolly, Haeck et Lapierre (2019) comparent les mesures de mobilité obtenues en se basant sur une moyenne

de 25 à 29 ans à celles obtenues en utilisant les tranches d'âge de 30 à 34 ans et de 35 à 39 ans et trouvent des chiffres légèrement plus élevés pour les tranches d'âge supérieures, mais des tendances similaires. Ces résultats justifient donc l'utilisation de mesures rang-rang basées sur le revenu de l'enfant entre 25 et 29 ans.

Si une personne ne se retrouve pas dans un fichier T1 pour une année donnée, une valeur de revenu total de 0 \$ lui est imputée<sup>1</sup>. Une fois les moyennes sur cinq ans prises pour les revenus des parents et des enfants, l'échantillon est restreint aux parents et enfants pour lesquels ces moyennes sur cinq ans sont d'au moins 500 \$. Ce traitement permet d'éliminer le petit nombre d'observations qui sont jugées comme étant probablement des erreurs, étant donné le filet social relativement généreux du Canada (Corak 2017). Les observations pour lesquelles le jeune n'est pas du tout observé sur la période de 25 à 29 ans sont aussi exclues de l'échantillon.

Le rang centile des enfants est généré en considérant la distribution nationale de chaque cohorte de jeunes. Le rang des parents est calculé de manière similaire. Donc dans les estimations des modèles rang-rang par division de recensement, les rangs proviennent des distributions nationales et non locales. La division de recensement correspond au lieu de résidence de la famille au moment du lien parents-enfant, donc entre 16 et 19 ans. La mesure de corrélation rang-rang d'une division de recensement reflète donc la mobilité économique du lieu où le jeune habitait à l'adolescence, peu importe s'il y résidait encore à l'âge adulte. Ce traitement des données est similaire à ce qui est effectué dans la littérature (Chetty et al. 2014; Corak 2017; Connolly, Corak et Haeck 2019; Connolly, Haeck et Lapierre 2019).

En plus des mesures de rang utilisées pour estimer les corrélations rang-rang, une mesure d'inégalité des revenus des parents, le coefficient de Gini, est calculée à partir de la BDMIR pour chaque division de recensement. Si tous les individus ont le même revenu, le Gini est égal à zéro (égalité parfaite) alors que si un seul individu gagne l'ensemble des

---

<sup>1</sup> Connolly, Haeck et Lapierre (2019) utilisent la même méthodologie. Dans une analyse de robustesse, ils restreignent l'échantillon aux parents et enfants observés toutes les années sur les cinq ans de la moyenne, donc pour lesquels aucune imputation n'est faite, et trouvent des résultats similaires.

revenus le Gini est égal à un (inégalité parfaite). Donc plus le Gini est élevé, plus la distribution des revenus est inégale.

### 3.2. Recensement de la population

Les fichiers de microdonnées confidentielles du Recensement de la population portant sur le « questionnaire long », administré à un individu sur cinq, sont utilisés pour calculer plusieurs mesures au niveau des divisions de recensement. Les plus pertinentes sont celles liées au logement, et particulièrement au taux de propriétaires. Afin de cibler le plus possible une population similaire à celle de la BDMIR dans le Recensement, l'ensemble des mesures est calculé uniquement pour les familles dont les parents ont des enfants de 16 à 19 ans au moment du Recensement. L'échantillon est également restreint aux ménages privés qui ne sont pas situés sur une ferme, ni ne sont des logements de bande ou situés sur une réserve, dont le revenu total du ménage est supérieur à 0 \$ et dont le ratio des dépenses pour le logement sur le revenu total n'excède pas 100 %. Ces restrictions sont faites pour être cohérentes avec la littérature, dont les analyses faites par la Société canadienne d'hypothèques et de logement (par exemple, 2014).

Une première variable correspondant au **taux de propriétaires** est calculée comme le nombre de ménages se déclarant propriétaires de leur logement divisé par le nombre total de ménages. Une seconde série de variables est définie de la même façon, mais séparément pour chaque quintile de la distribution des revenus. Plus précisément, pour chaque division de recensement<sup>2</sup>, les ménages sont tout d'abord séparés en cinq quintiles selon le niveau de leurs revenus totaux, puis le taux de propriétaires est calculé séparément pour chaque quintile. Ceci nous permet ensuite de calculer ce que l'on nommera le **gradient du taux de propriétaires**, soit la différence entre le taux de propriétaires pour le quintile supérieur de revenus et le taux pour le quintile inférieur de revenus.

---

<sup>2</sup> Les quintiles sont calculés au niveau de la division de recensement afin de permettre la diffusion des résultats pour toutes les divisions de recensement tout en respectant les règles de confidentialité de Statistique Canada.

Une autre variable qui est calculée porte sur les coûts liés au logement, soit le **rapport des frais de logement sur le revenu**. Le coût mensuel moyen des dépenses de logement est calculé à partir des informations disponibles dans le Recensement. La méthodologie est différente pour les propriétaires et les locataires. Pour les propriétaires, ces coûts représentent la somme des paiements d'hypothèque, des frais de condo, d'électricité, de chauffage, des taxes et des autres frais. Pour les locataires, il s'agit du loyer, de l'électricité, du chauffage et des autres frais. Par la suite, ce coût moyen est divisé par le revenu mensuel moyen tel que mesuré dans la BDMIR. Ce ratio est donc le rapport entre les frais de logement et le revenu.

Les données du Recensement à partir de 1991 permettent aussi de calculer un **indicateur de besoins impérieux** de logement. Tel que mentionné dans la revue de la littérature, cet indicateur est basé sur trois critères. Pour être considéré comme ayant des besoins impérieux en matière de logement, un ménage doit habiter un logement considéré comme inadéquat, non convenable, ou inabordable, et ne pourrait pas trouver un logement acceptable (conforme aux trois conditions) sur le marché local sans déboursier plus de 30 % de son revenu avant impôt. Un ménage peut se trouver en situation de besoins impérieux si son revenu est considéré comme trop peu élevé pour payer le loyer d'un logement qui serait adéquat et convenable dans sa communauté (Société canadienne d'hypothèques et de logement 2014). Ensuite, la proportion de ménages en situation de besoins impérieux est calculée au niveau des divisions de recensement. Notons que cette variable n'est donc disponible que pour les cohortes de 1972-75, 1977-80 et 1982-85. Nous traiterons donc cette variable séparément dans les analyses, car nous ne pouvons l'utiliser pour les deux premières cohortes de naissance que nous suivons dans le reste de l'analyse.

Enfin, d'autres variables de type sociodémographiques sont également calculées, soit la fraction de parents monoparentaux ainsi que la fraction de parents ayant un diplôme d'études postsecondaires.

## **4. Méthodologie**

Dans ce projet de recherche, nous évaluons le lien entre la transmission intergénérationnelle du revenu et certaines des caractéristiques du marché du logement, dont l'accès à la propriété. Cette section détaille la méthodologie qui est utilisée pour ce faire.

### **4.1. Unité d'observation et harmonisation de la géographie**

Il n'existe malheureusement pas de base de données permettant d'observer le revenu des individus sur deux générations qui contienne également des informations sur la propriété et le logement. Il n'y a pas non plus au Canada de source de données sur la richesse des individus de deux générations, ni donc sur différentes composantes de la richesse comme les actifs immobiliers. Nous effectuons donc notre analyse en utilisant des mesures au niveau des divisions de recensement. Notre unité d'observation est conséquemment la division de recensement. À chaque année de recensement, soit tous les cinq ans, Statistique Canada classe officiellement toutes les régions géographiques qui seront utilisées dans le Recensement; il s'agit de la Classification géographique type (CGT) (Statistique Canada 2002). La division de recensement est une unité intermédiaire entre la province ou le territoire et la municipalité, composée de plusieurs subdivisions de recensement. Les divisions couvrent l'ensemble du territoire canadien. À titre d'exemple, il y avait 288 divisions de recensement dans la CGT de 2001. Leurs frontières correspondent le plus souvent à des entités administratives sous-provinciales, lesquelles peuvent changer dans le temps afin de mieux refléter la réalité contemporaine du pays, mais restent relativement stables. Lorsqu'on désire effectuer des comparaisons à travers le temps, il faut s'assurer de la comparabilité des unités géographiques dans le temps et de la stabilité de leurs frontières. Dans notre cas, les données du Recensement sont issues de cinq années de recensement : 1981, 1986, 1991, 1996 et 2001, correspondant aux cohortes de la BDMIR et au moment de l'adolescence du jeune, chacune ayant sa propre CGT.

Un travail d'harmonisation des divisions de recensement est donc effectué afin de comparer les mêmes unités géographiques entre les recensements de 1981 à 2001. Cette

harmonisation est basée sur celle de Marchand (2017), qui crée 284<sup>3</sup> divisions de recensement aux frontières stables en retournant au niveau des subdivisions de recensement. En pratique, la grande majorité des divisions ont des frontières stables durant notre période d’observation. Les divisions qui changent se voient fusionnées ou alors séparées en deux, alors que d’autres encore annexent une ou plusieurs subdivisions de recensement d’une autre division. La liste complète des réassignations de divisions et subdivisions de recensement pour parvenir à cette harmonisation est disponible en consultant Connolly et Haeck (2019).

#### 4.2. Arrimage des deux sources de données

Les chiffres calculés à partir de la BDMIR portent sur cinq cohortes de naissances successives. Ces chiffres sont arrimés aux mesures provenant des Recensements selon l’année de l’établissement du lien parents-enfant, soit l’année de la cohorte BDMIR, quand le jeune a entre 16 et 19 ans. Le Tableau 2 illustre avec quelles cohortes de la BDMIR sont arrimées les données des divers Recensements.

**Tableau 2 : Arrimage entre la BDMIR et le Recensement**

Cohorte BDMIR	Année de naissance	Recensement
1982-84	1963 à 1966	1981
1984-86	1967 à 1970	1986
1991	1972 à 1975	1991
1996	1977 à 1980	1996
2001	1982 à 1985	2001

#### 4.3. Mesure de transmission intergénérationnelle

La première mesure dont nous avons besoin est celle qui se rapporte à la transmission intergénérationnelle du revenu. Suivant Chetty et al. (2014), Connolly, Corak et Haeck (2019) et Connolly, Haeck et Lapierre (2019), nous utilisons la corrélation entre le rang du revenu des parents dans leur distribution et le rang des enfants dans la leur. Cette corrélation est estimée comme étant la pente ( $\beta_c$ ) de l’équation suivante :

<sup>3</sup> Nous avons 282 divisions de recensement harmonisées dans notre étude car deux ont trop peu d’habitants pour répondre aux critères de divulgation. En restreignant aux divisions dans les dix provinces (et non les territoires), il y a donc 277 divisions.

$$R_{ic}^{enfant} = \alpha_c + \beta_c R_{ic}^{parent} + \varepsilon_{ic}. \quad (1)$$

Dans l'équation (1),  $R_{ic}^{enfant}$  est le rang du revenu de l'enfant  $i$  dans la division de recensement  $c$ ,  $R_{ic}^{parent}$  est le rang de ses parents et  $\varepsilon_{ic}$  est un terme d'erreur aléatoire. La pente de l'équation (1),  $\beta_c$ , peut être interprétée comme une mesure relative de mobilité intergénérationnelle. Plus cette pente est élevée, plus la position dans la distribution du revenu d'un enfant est expliquée par le rang de ses parents, et donc moins grande est la mobilité sociale. L'équation (1) est estimée à partir des données de la BDMIR par moindres carrés ordinaires, séparément pour chaque division de recensement et pour chaque cohorte étudiée, en utilisant la pondération fournie par Statistique Canada.

#### 4.4. Mesures du Recensement

Tel que décrit dans la section sur les données, plusieurs mesures provenant du Recensement de la population sont calculées au niveau de la division de recensement. Ces mesures sont par la suite arrimées avec la corrélation rang-rang estimée selon l'équation (1), ce qui permet d'estimer les modèles ci-dessous.

#### 4.5. Modèles économétriques

Nous commençons par présenter des résultats portant uniquement sur la différence entre la première et la dernière cohorte, soit celles de 1963-66 et celle de 1982-85. Les différences sont calculées selon l'équation (2) :

$$\Delta Y_c = Y_{c1982} - Y_{c1963}, \quad (2)$$

où  $Y_{ct}$  est la valeur d'une mesure pour la division de recensement  $c$  et la cohorte  $t$ . Nous présentons donc la corrélation entre la différence de la transmission intergénérationnelle entre les cohortes ( $\Delta \hat{\beta}_c$ ) et la différence de mesures tirées du Recensement. Nous estimons ensuite des modèles de régression basés sur ces mêmes variables, soit les différences entre les valeurs pour la cohorte de 1963-66 et celle de 1982-85, ce qu'on appelle en économétrie des longues différences. Ceci nous permet de mieux visualiser et comprendre les relations que nous cherchons à identifier. L'utilisation de différences, et non de niveaux, est une façon

facile et rapide de contrôler pour les caractéristiques propres à une division de recensement donnée qui ne changent pas dans le temps. Les modèles estimés sont donc de la forme suivante :

$$\Delta\hat{\beta}_c = a + \mathbf{b}\Delta\mathbf{X}_c + u_c, \quad (3)$$

où  $\Delta\mathbf{X}_c$  représente un vecteur de variables explicatives exprimées en longues différences.

Nous passons ensuite aux estimations en panel. Les mesures provenant de la BDMIR et du Recensement peuvent être organisées en panel ayant une observation par division de recensement et par cohorte. Pour identifier quels facteurs peuvent expliquer la variation dans la transmission intergénérationnelle du revenu ( $\hat{\beta}_{ct}$ ), nous exploitons la nature longitudinale des données afin d'estimer des variantes du modèle suivant :

$$\hat{\beta}_{ct} = \mathbf{b}\mathbf{X}_{ct} + a_c + u_{ct}, \quad (4)$$

où  $\mathbf{X}_{ct}$  représente un vecteur de variables qui varient dans le temps et à travers les divisions de recensement. Le modèle en (4) est un modèle à effet fixes au niveau de la division de recensement ( $a_c$ ). Ce type de modèle permet de prendre en compte l'effet de facteurs qui sont constants à travers le temps, mais propres à chaque division de recensement<sup>4</sup>. Cette prise en compte implicite par le modèle vient réduire considérablement le potentiel de biais de variable omise. Finalement, nous nous concentrons sur les divisions de recensement dans les dix provinces canadiennes, la situation dans les territoires reflétant des problématiques différentes. L'estimation de l'équation (4) se fait en utilisant le nombre d'enfants par cohorte dans la division de recensement comme pondération, afin de mieux refléter l'expérience d'une personne au Canada, et non celle d'une communauté. Les écarts-types sont ajustés pour tenir compte de la corrélation à l'intérieur d'une division de recensement (*clustered*).

---

<sup>4</sup> Nous n'incluons pas d'effets fixes au niveau de la cohorte de naissance (donc prenant en compte les facteurs qui varient d'une période de temps à l'autre, mais qui sont communs à toutes les divisions de recensement pour une période donnée), car il ne reste pas assez de variation pour estimer les relations qui nous intéressent lorsque les deux types d'effets fixes sont inclus.

## 5. Résultats

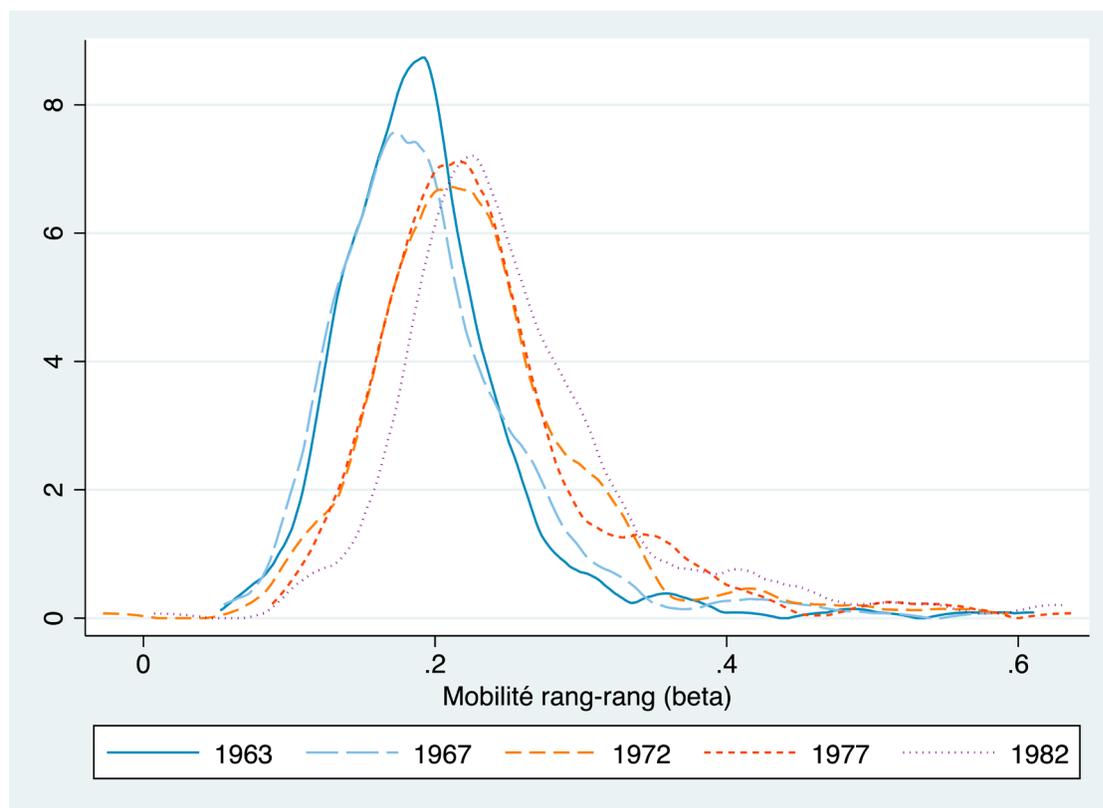
Les résultats de notre étude sont présentés dans cette section. Nous commençons par des statistiques descriptives puis enchaînons avec des corrélations et ensuite les modèles économétriques.

### 5.1. Statistiques descriptives

L'estimation de l'équation (1) par division de recensement et cohorte nous donne les valeurs de  $\hat{\beta}_{ct}$ , soit un coefficient de mobilité rang-rang par division de recensement et cohorte, pour un total de  $277 \times 5 = 1\,385$  valeurs. Les densités de ces valeurs sont tracées à la Figure 1, laquelle présente les densités de noyau de  $\hat{\beta}_{ct}$  séparément pour chaque cohorte. Les cohortes sont identifiées par des couleurs et traits variés, allant d'un trait plein bleu foncé à un pointillé rouge, de la cohorte la plus ancienne (1963-66) à la plus récente (1982-85).

On voit clairement sur la Figure 1 un déplacement vers la droite le long de l'axe des  $X$ , donc vers des valeurs plus élevées de  $\hat{\beta}_{ct}$ . Ceci implique que le rang parental est de plus en plus fortement lié au rang de l'enfant : la mobilité intergénérationnelle diminue à travers le temps. C'est l'évolution de  $\hat{\beta}_{ct}$  à travers les cohortes de naissance que nous essayons d'expliquer avec nos variables liées à la propriété.

On voit aussi à la Figure 1 qu'il semble y avoir une plus grande dispersion des valeurs de la corrélation rang-rang chez les cohortes plus récentes : le pic de densité est moins élevé pour les jeunes nés en 1982-85 qu'il ne l'est pour ceux nés en 1963-66. Ce résultat nous montre que les différentes communautés canadiennes étaient plus proches l'une de l'autre en termes de mobilité intergénérationnelle pour les jeunes nés au début des années soixante qu'elles ne l'étaient pour la cohorte du début des années quatre-vingt. Il semble donc y avoir eu une augmentation des inégalités de mobilité au niveau des communautés.

**Figure 1 : Densité du coefficient rang-rang par cohorte**

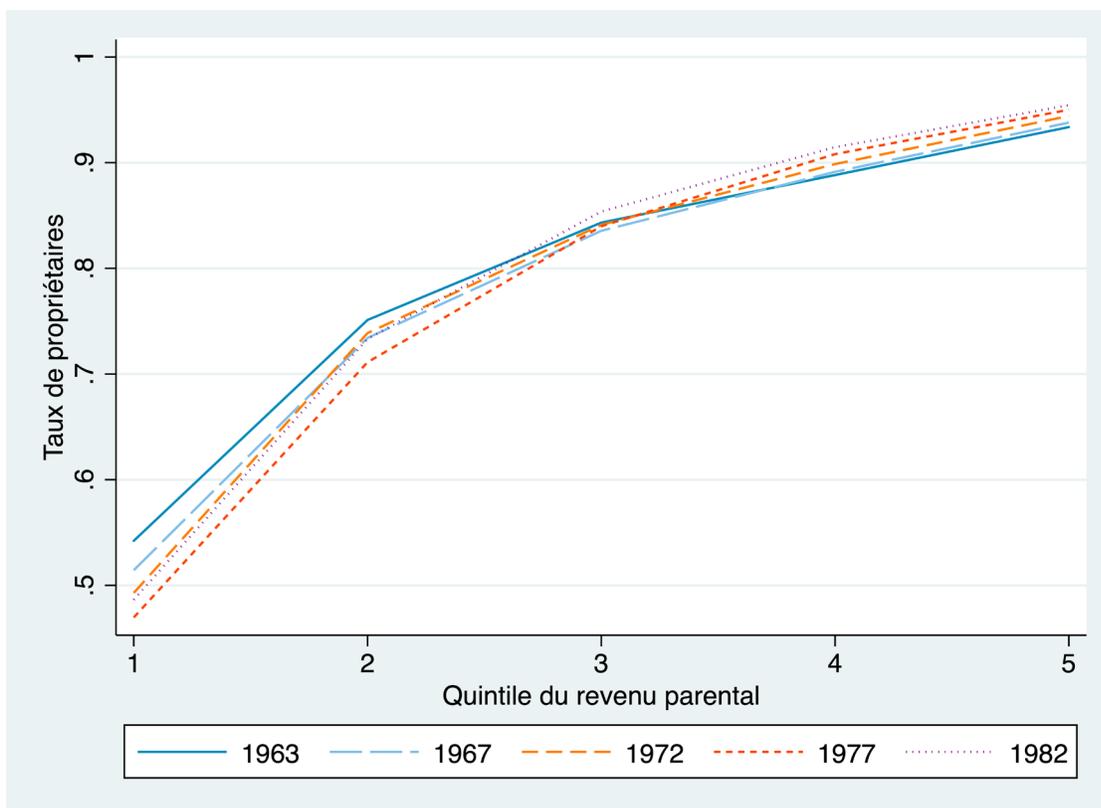
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR

Note : L'unité d'observation est une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  $N = 277$  pour chaque cohorte

La Figure 2 présente quant à elle le taux de propriétaires moyen (à travers les divisions de recensement, mais à l'exclusion des territoires, donc pour l'ensemble des provinces canadiennes) par quintile de revenus des parents et par cohorte de naissance. Encore une fois, la courbe plus foncée se rapporte à la cohorte de 1963-66 et la plus pâle à celle de 1982-85. Nous constatons d'emblée ce que la littérature nous avait déjà montré, soit que le taux de propriétaires augmente à travers les quintiles de revenus (Hou 2010, Blanden et Machin 2017). En effet, alors que les taux de propriété oscillent autour de 50 % pour les ménages du quintile inférieur, ces taux se situent au-dessus de la barre des 90 % pour le quintile de revenu supérieur. Si ces taux ne s'alignent pas exactement avec d'autres, présentés dans la littérature, il faut se rappeler qu'ils se rapportent non pas à l'ensemble des ménages dans le Recensement, mais bien aux ménages ayant des enfants dans la population cible de la BDMIR.

La seconde constatation est que la différence entre le taux moyen pour le quintile supérieur et celui pour le quintile inférieur, soit le gradient, a augmenté à travers les cohortes de naissance. Pour les jeunes nés de 1963 à 1966, ce gradient avait une valeur de 39 points de pourcentage : les parents du quintile supérieur avaient une probabilité d’être propriétaire de 39 points de pourcentage plus élevée que ceux du quintile inférieur. Pour les jeunes de la cohorte de 1982 à 1985, le gradient est passé à 46,8 points de pourcentage. Le gradient s’est donc accentué au fil du temps. Sur la Figure 2, le gradient est la différence entre le taux pour le quintile supérieur (complètement à droite) et le quintile inférieur (complètement à gauche) pour une même cohorte (donc sur une même ligne). Cette figure montre clairement une rotation dans le sens antihoraire de la pente de 1963 à 1982, ce qui confirme l’accentuation progressive du gradient à travers le temps.

**Figure 2 : Évolution du taux de propriétaires par quintile de revenu parental**

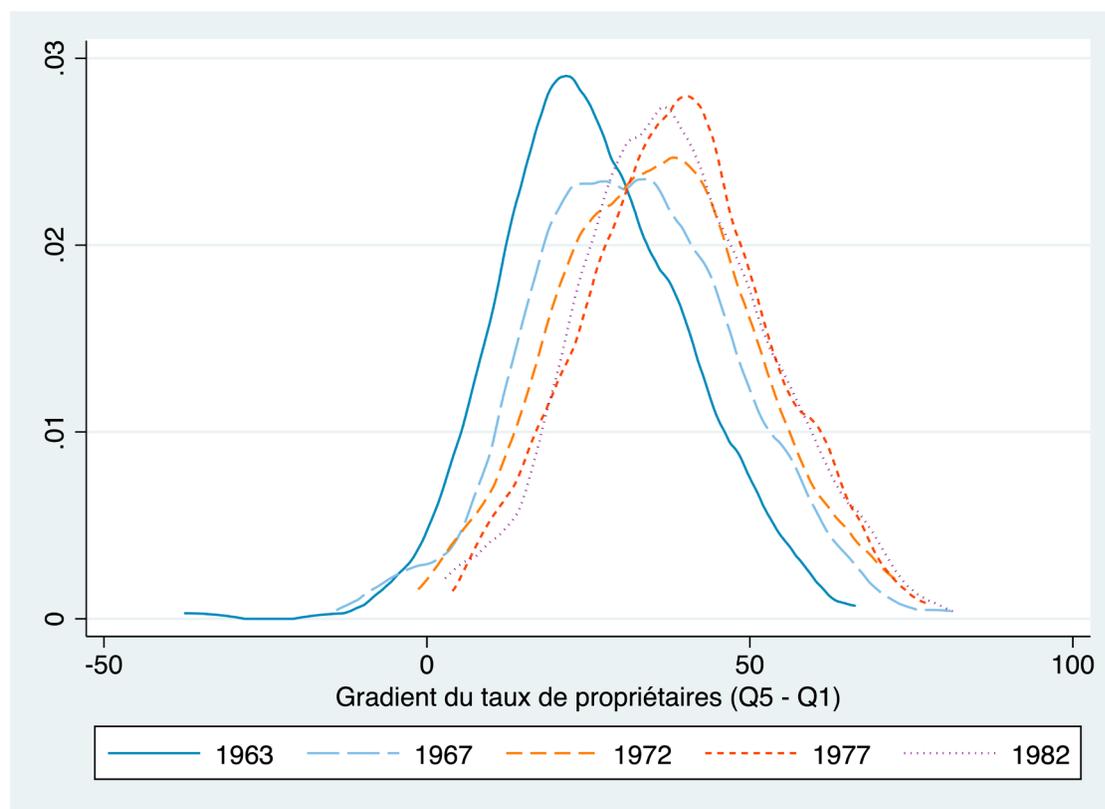


Source : Calcul des auteures à partir des données du Recensement

Note : Moyennes pour les dix provinces canadiennes

Une autre façon de visualiser l'évolution du gradient du taux de propriétaires est de regarder à la Figure 3 les densités de ces gradients pour les 277 divisions de recensement, séparément pour chacune des cinq cohortes. Tout comme pour la corrélation rang-rang illustrée à la Figure 1, nous voyons clairement un déplacement vers la droite, le long de l'axe des X, à travers les cohortes. Les gradients sont donc plus élevés pour les cohortes plus récentes. Ceci équivaut à une hausse des inégalités en termes d'accès à la propriété pour les parents des jeunes de la BDMIR.

**Figure 3 : Densité du gradient du taux de propriétaires par cohorte**



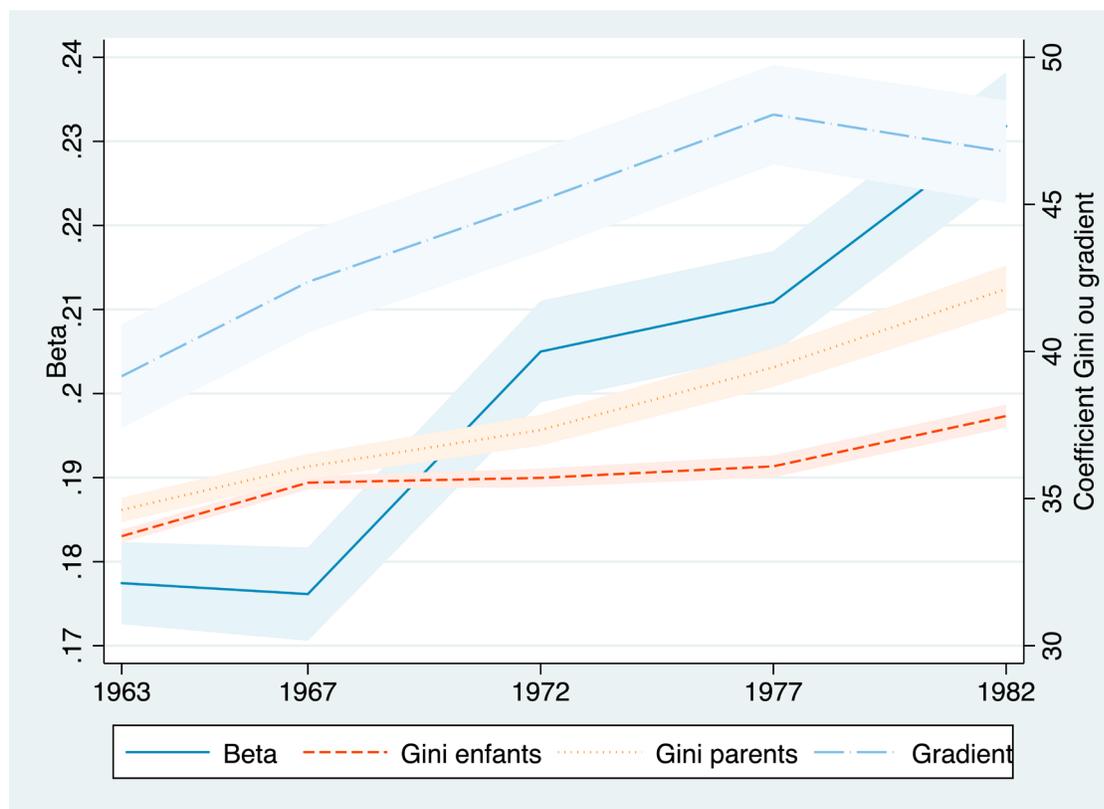
Source : Calcul des auteures à partir des données du Recensement

Note : L'unité d'observation est une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
 $N = 277$  pour chaque cohorte

Nous terminons les statistiques descriptives en présentant à la Figure 4 les valeurs moyennes de la mobilité de rang, des coefficients de Gini pour la distribution de revenus des parents et de celle des enfants, ainsi que du gradient dans le taux de propriétaires pour chacune des cohortes de la BDMIR. Les tendances sont clairement vers une hausse des inégalités et une hausse dans la reproduction de ces inégalités à travers les cohortes. La

valeur de la corrélation rang-rang est indiquée sur l'axe des Y de gauche, alors que celle des trois autres valeurs est sur l'axe des Y de droite. Les quatre séries montrent une tendance à la hausse :  $\hat{\beta}_{ct}$  passe de moins de 0,18 à plus de 0,23; le Gini avant impôt pour les enfants va de 33,7 à 37,8; celui pour les parents de 34,6 à 42,1; et le gradient du taux de propriété passe de 39,2 à 46,8. Nous allons maintenant tenter de voir si ces tendances observées au niveau national sont aussi présentes au niveau des divisions de recensement, et dans quelle mesure.

**Figure 4 : Évolution du coefficient rang-rang, des mesures d'inégalité des revenus et du gradient de taux de propriétaires**



Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Moyennes pour les dix provinces canadiennes. Les zones ombragées donnent les intervalles de confiance à 95 % (à travers les divisions de recensement).

## 5.2. Corrélations

La première analyse que nous faisons se base sur les changements entre la cohorte de 1963-66 et celle de 1982-85. Nous voulons regarder quels facteurs sont liés aux endroits où la corrélation rang-rang a augmenté. Nous commençons donc par calculer, pour chaque

division de recensement, la différence entre la valeur pour la cohorte de 1982-85 et celle de 1963-66 pour différentes variables. Le Tableau 3 présente une série de corrélations entre  $\Delta\hat{\beta}_c$ , la différence de mobilité de rang et les différences dans nos variables explicatives. Une corrélation positive veut dire que les endroits où le coefficient rang-rang a augmenté sont associés avec des hausses dans la variable en question, et vice-versa, ce qui veut dire qu'une augmentation de cette caractéristique serait liée à une baisse de mobilité, puisqu'une valeur plus élevée du coefficient rang-rang implique une plus faible mobilité. Nous constatons que les endroits où le rapport entre les frais de logement et le revenu a augmenté ont connu une baisse de mobilité, tout comme les endroits où le taux de propriétaires (tous niveaux de revenus confondus) a augmenté, bien que cette dernière association ne soit pas statistiquement différente de zéro. Le rapport entre frais de logement et revenu offre une appréciation du niveau d'abordabilité du logement au niveau d'une communauté. Plus les frais liés au logement augmentent, que ce soit par une hausse des loyers ou une hausse du prix des maisons (et des paiements hypothécaires), plus ce rapport augmente, du moins à revenu constant. Nous pouvons considérer les lieux où ce rapport a augmenté comme ceux où les problèmes d'abordabilité sont probablement les plus criants. Ceci semble être corrélé à une hausse de la transmission intergénérationnelle du revenu (soit une baisse de la mobilité entre générations).

La variable qui présente la plus forte corrélation avec  $\Delta\hat{\beta}_c$  est le changement du gradient de taux de propriétaires : là où ce gradient a augmenté, la mobilité a diminué (ou alternativement  $\beta$  a augmenté). Tel que défini plus haut, le gradient est la différence entre le taux de propriétaires pour le quintile supérieur du revenu et le quintile inférieur. Le Tableau 3 présente aussi les corrélations avec le changement des taux de propriétaires séparément pour chaque quintile de revenu. Nous voyons que la différence de taux qui a la plus forte corrélation avec  $\Delta\hat{\beta}_c$  est le taux pour le quintile de revenu inférieur. La corrélation avec la différence de taux pour le quintile supérieur du revenu est faible et non statistiquement significative. Ceci nous dit donc que l'effet du gradient passe surtout par la baisse du taux de propriétaires pour les ménages du quintile inférieur (aussi visible sur la Figure 2).

**Tableau 3 : Corrélations entre changements de bêta et changements de variables explicatives, 1963 à 1982**

	$\Delta\hat{\beta}_c$
$\Delta$ Rapport entre les frais de logement et le revenu	0,148**
$\Delta$ Taux de propriétaires (tous les ménages)	0,100
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q1 (quintile inférieur)	-0,289***
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q2	-0,120**
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q3	-0,063
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q4	-0,119**
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q5 (quintile supérieur)	-0,076
$\Delta$ Gradient de taux de propriétaires	0,307***
$\Delta$ Coefficient de Gini du revenu parental	-0,061
$\Delta$ Fraction de ménages monoparentaux	0,180***
$\Delta$ Fraction de ménages avec diplôme universitaire	-0,200***
$\Delta$ Fraction de ménages en situation de besoins impérieux <sup>1</sup>	0,116*
Observations	277

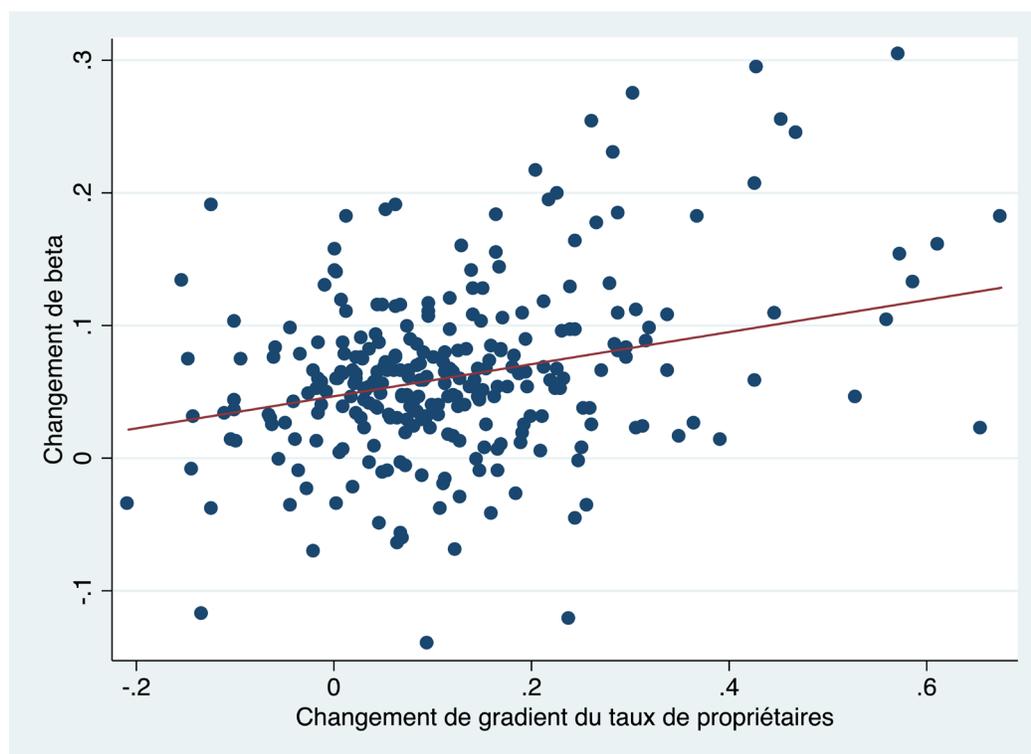
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement

Note : <sup>1</sup> : le changement dans la fraction de ménages en situation de besoins impérieux est calculé entre 1972 et 1982, car cet indicateur n'est disponible qu'à partir de la cohorte de 1972-75. \*\*\* :  $p < 0,01$ ; \*\* :  $p < 0,05$ ; \* :  $p < 0,1$

Nous prenons ici un moment pour discuter de la variable portant sur la fraction de ménages en situation de besoins impérieux en matière de logement. Tel que mentionné dans la section sur les données, cet indicateur ne peut être calculé qu'à partir du Recensement de 1991, l'année qui est liée à la cohorte de naissance de 1972-75. L'indicateur n'est donc pas disponible pour nos deux premières cohortes de naissance (1963-66 et 1967-70). Nous avons donc adapté l'équation (2) pour calculer non pas les différences entre 1963 et 1982, mais plutôt entre 1972 et 1982, tant pour la fraction de ménages connaissant des besoins impérieux que pour le coefficient de mobilité de rang. La dernière ligne du Tableau 3 présente la corrélation entre les différences ainsi calculées. Cette corrélation est relativement faible, à 0,116 ( $p < 0,1$ ). Étant donné la faible importance et significativité statistique de l'indicateur de besoins impérieux, ainsi que le fait que cette variable ne soit disponible que pour cinq des trois cohortes, nous poursuivons l'analyse en mettant de côté cette variable. Ceci nous permet entre autres d'aller exploiter l'ensemble des cohortes de la BDMIR. Nous présentons en annexe (Figure A9 et Tableau A1) des résultats incluant l'indicateur de besoins impérieux (donc sur la période 1972-75 à 1982-85). Rappelons ici que les variables sont calculées comme des moyennes au niveau de la division de recensement. Il est donc possible, bien que

la relation entre besoins impérieux et mobilité sociale ne soit pas d'une grande importance au niveau d'une communauté, que les résultats soient différents si nous avons pu faire l'analyse au niveau individuel. Ce n'est peut-être pas le niveau moyen de besoins impérieux dans une région qui ait de l'importance, mais plutôt si un ménage en particulier vit cette situation. Seulement des données au niveau individuel nous permettraient d'investiguer cette question.

**Figure 5 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de gradient du taux de propriétaires**



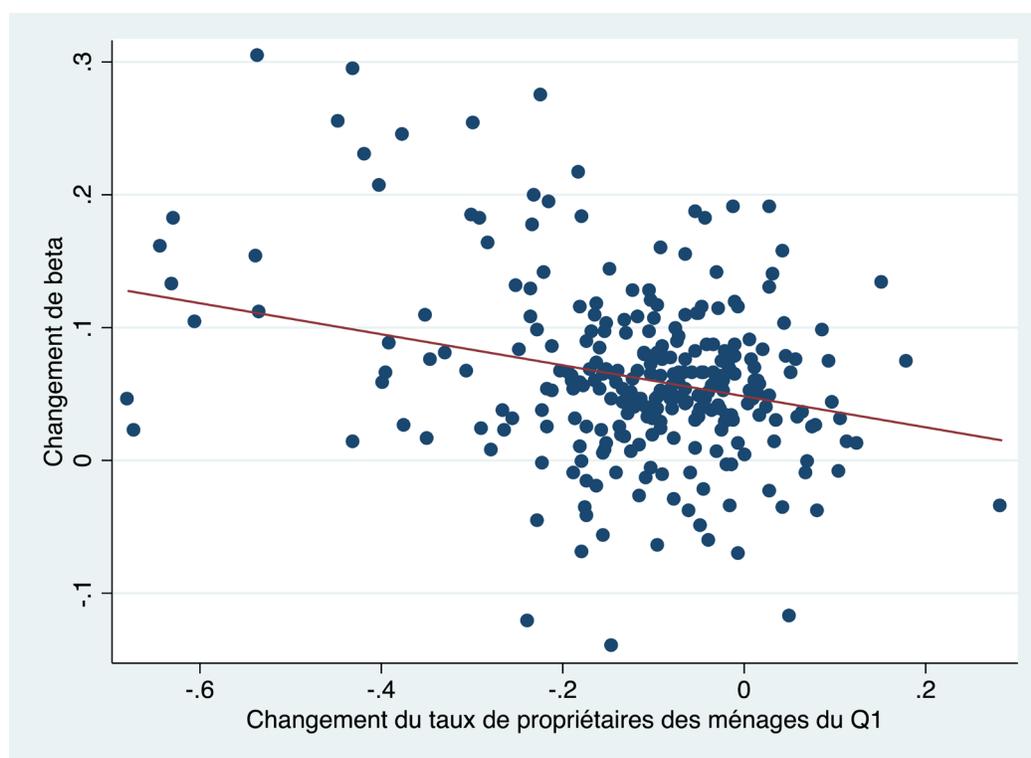
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires. La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

Les corrélations présentées au Tableau 3 peuvent également être visualisées à l'aide de nuages de points et d'ajustements linéaires<sup>5</sup>. La Figure 5 présente une telle relation, où

<sup>5</sup> Voir en annexe les figures représentant les corrélations du Tableau 3 qui ne sont pas présentées dans cette section.

chaque point est une division de recensement, l'axe des  $Y$  représente la valeur de  $\Delta\hat{\beta}_c$  pour cette division et l'axe des  $X$  la valeur du changement dans le gradient de taux de propriétaires. On voit une relation positive claire entre les deux changements. Nous constatons également qu'il y a très peu de points dans le quadrant inférieur gauche (sous la barre des zéro-zéro), soit des endroits où il y aurait eu une diminution de la pente rang-rang et une diminution du gradient. La grande majorité des points est concentrée dans le quadrant supérieur droit, où ces deux valeurs ont augmenté.

**Figure 6 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du quintile inférieur de revenus**



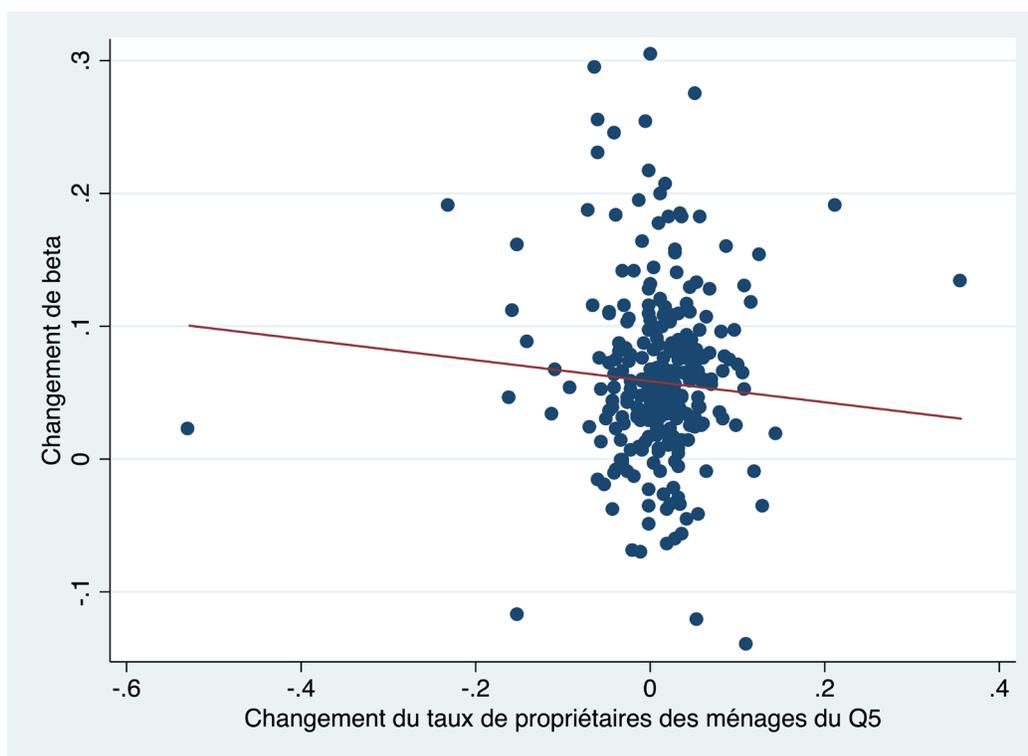
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement

Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires. La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

Les Figures 6 et 7, présentent aussi des corrélations, mais cette fois en mettant sur l'axe des  $X$  le taux de propriétaires pour les familles du quintile inférieur des revenus (Figure 6) ou le taux de propriétaires pour les familles du quintile supérieur (Figure 7). La Figure 6 est plus ou moins l'image inverse de la Figure 5, montrant une forte corrélation négative entre

le taux de propriétaires du quintile inférieur et la transmission du revenu d'une génération à l'autre. La Figure 7 illustre bien que les changements dans le taux de propriété parmi les ménages du quintile supérieur de revenu sont assez faibles. La plupart des changements sont légèrement positifs (valeur moyenne de 1,7 points de pourcentage) et moins de 3 % sont plus grands que 0,1 en valeur absolue (10 points de pourcentage).

**Figure 7 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du quintile supérieur de revenus**



Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires. La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

### 5.3. Modèles

La sous-section précédente présentait une série de corrélations informatives. Ces corrélations restent toutefois des relations qui ne prennent pas en compte les valeurs d'autres variables possiblement liées aux différences dans la mobilité de rang. Nous continuons donc notre analyse en reprenant les variables du Tableau 3, mais cette fois en les

utilisant comme variables explicatives dans un modèle de régression cherchant à expliquer les variations dans  $\Delta\hat{\beta}_c$ . L'estimation de ce modèle, qui correspond à l'équation (3) présentée dans la section sur la méthodologie, est faite par moindres carrés ordinaires et les coefficients estimés sont présentés au Tableau 4 aux colonnes 1 et 3. Les colonnes 2 et 4 donnent les coefficients standardisés, c'est-à-dire les coefficients d'un modèle où les variables sont standardisées à une moyenne de zéro et un écart-type de un. Ces coefficients peuvent donc être interprétés comme étant le changement en écart-type de la variable expliquée induit par un changement d'un écart-type de la variable explicative en question, en maintenant constant l'effet des autres variables explicatives. Ces coefficients sont donc directement comparables entre eux, ce qui permet d'évaluer quels sont les facteurs ayant le plus grand pouvoir explicatif.

Nous constatons en regardant la colonne 1 du Tableau 4 que les variables liées au logement, soit le rapport entre les frais de logement et le revenu, le taux de propriétaires et le gradient du taux de propriétaires, ont des effets statistiquement différents de zéro sur la mobilité de rang. Des autres variables, soit le coefficient de Gini pour la distribution de revenu des parents, la fraction de parents monoparentaux et la fraction de parents avec un diplôme universitaire, seule la variable liée à l'éducation a un effet statistiquement différent de zéro. Le taux de propriétaires et le gradient de ce taux ont tous deux des coefficients positifs, ce qui confirme l'analyse par corrélations présentée au Tableau 3<sup>6</sup>. Les effets sont d'ailleurs relativement forts : une hausse d'un écart-type du changement de taux de propriétaires est associée à une hausse de  $\Delta\hat{\beta}_c$  de 0,213 écart-type, alors que le même effet pour le gradient est de 0,283. Le gradient du taux de propriétaires est par ailleurs la variable qui a le plus fort effet sur la mobilité de rang : plus le gradient est élevé, donc plus la différence entre le taux de propriétaires parmi les ménages du quintile supérieur de revenus et celui parmi les ménages du quintile inférieur de revenus est élevée, plus le coefficient rang-rang sera élevé, donc moins grande sera la mobilité intergénérationnelle. Il semblerait donc que les inégalités

---

<sup>6</sup> Bien qu'au Tableau 3, la corrélation entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires ne soit pas statistiquement différente de zéro.

au niveau du taux de propriétaires soient liées à la transmission intergénérationnelle du revenu<sup>7</sup>.

**Tableau 4 : Modèles de régression sur les différences 1963-1982**

Variable dépendante : $\Delta\hat{\beta}_c$	Coefficient (1)	Coefficient standardisé (2)	Coefficient (3)	Coefficient standardisé (4)
$\Delta$ Rapport entre les frais de logement et le revenu	0,482** (0,199)	0,241	0,286 (0,191)	0,143
$\Delta$ Taux de propriétaires (tous les ménages)	0,159*** (0,060)	0,213	—	—
$\Delta$ Gradient du taux de propriétaires	0,117*** (0,038)	0,283	—	—
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q1	—	—	-0,096** (0,044)	-0,237
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q2	—	—	-0,036 (0,050)	-0,088
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q3	—	—	0,089 (0,062)	0,172
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q4	—	—	-0,039 (0,076)	-0,055
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q5	—	—	0,008 (0,094)	0,008
$\Delta$ Coefficient de Gini du revenu parental	0,001 (0,001)	0,085	0,001 (0,001)	0,166
$\Delta$ Fraction de ménages monoparentaux	0,196 (0,341)	0,047	0,148 (0,345)	0,036
$\Delta$ Fraction de ménages avec diplôme universitaire	-0,214* (0,126)	-0,209	-0,334** (0,133)	-0,326
Constante	0,040*** (0,009)	—	0,054*** (0,011)	—
$R^2$	0,17	—	0,16	—
$N$	268	—	268	—

Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement

Note : Les colonnes (1) et (3) correspondent à des régressions séparées, pondérées en utilisant le nombre d'enfants dans la cohorte de 1963. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. \*\*\* :  $p < 0,01$ ; \*\* :  $p < 0,05$ ; \* :  $p < 0,1$

<sup>7</sup> Nous présentons en annexe (Tableau A2) des résultats similaires à la colonne (1) du Tableau 4, mais où nous utilisons, parmi les variables liées au logement, soit uniquement la variable de changement du rapport entre les frais de logement, uniquement celle du taux de propriétaires, ou uniquement celle du gradient. Les résultats sont sensiblement similaires.

Les colonnes 3 et 4 présentent des résultats similaires, mais cette fois en décomposant le gradient de taux de propriétaires en incluant directement les taux de propriétaires par quintile de revenus. Le gradient étant défini comme la différence entre le quintile supérieur et le quintile inférieur, cette décomposition ne peut être faite en maintenant le gradient comme variable explicative dans le modèle à cause de la multicollinéarité parfaite qui s'en suit. Nous voyons bien que c'est le taux de propriétaires parmi les ménages des quintiles inférieurs qui a le plus grand effet sur le coefficient de mobilité : seule la variable de taux de propriétaires pour le quintile inférieur a un coefficient statistiquement différent de zéro, et le coefficient standardisé le plus élevé se trouve aussi pour ce quintile (Q1). Les effets pour les deux premiers quintiles sont négatifs, ce qui confirme ce que le résultat par rapport au gradient dans les colonnes 1 et 2 nous disait : quand le taux de propriétaires parmi les ménages des quintiles inférieurs augmente, et que donc le gradient diminue, à taux de propriétaires parmi les ménages à revenu élevé constant, alors le coefficient rang-rang diminuera et donc la mobilité sera plus élevée. On remarque que le coefficient de Gini ne semble pas avoir un effet significatif, par contre, l'ampleur de l'association est forte à 0,166 (en standardisé) : plus les inégalités sont fortes, plus la mobilité est réduite, en cohérence avec la courbe de Gatsby.

Le modèle utilisant les différences entre 1963 et 1982 est informatif, mais n'exploite pas toute la richesse des données. Il y a en effet trois cohortes de naissance entre ces deux points, cohortes que le modèle de différences ignore. Dans le prochain modèle, qui correspond à l'équation (4), l'ensemble des données est exploité grâce à leur structure en panel. Le résultat des estimations incluant des effets fixes de division de recensement est présenté au Tableau 5. Les résultats confirment ce qui avait été trouvé à partir des corrélations et des modèles en différences. Plus le taux de propriétaires est élevé, et plus son gradient l'est, moins la mobilité intergénérationnelle est élevée. Le taux de propriétaires est d'ailleurs la variable qui a le plus fort effet sur la mobilité intergénérationnelle lorsque l'on se fie aux coefficients standardisés. Le rapport entre les frais de logement et le revenu a un effet statistiquement négatif sur le coefficient rang-rang : plus ce rapport est élevé, plus  $\hat{\beta}_c$  est petit. Ceci est en contradiction avec ce qui avait été soulevé par les corrélations et le modèle de longues différences, ce qui pourrait être expliqué par la légère tendance à la hausse

de ce rapport. On passe en effet d'une moyenne de 12,6 % pour la cohorte de 1963-66 à 13,1 % pour celle de 1982-85. Le modèle en panel ne contient pas d'effet fixes au niveau de la cohorte, afin de maintenir assez de variation pour l'identification des relations d'intérêt, lesquelles étant maintenant identifiées par les variations à travers le temps à l'intérieur d'une division de recensement.

**Tableau 5 : Modèles en panel**

Variable dépendante : $\hat{\beta}_c$	Coefficient (1)	Coefficient standardisé (2)	Coefficient (3)	Coefficient standardisé (4)
Rapport entre les frais de logement et le revenu	-0,278** (0,116)	-0,098	-0,295** (0,121)	-0,104
Taux de propriétaires	0,174*** (0,062)	0,296	—	—
Gradient de taux de propriétaires	0,079*** (0,026)	0,221	—	—
Taux de propriétaires des ménages du Q1	—	—	-0,080*** (0,027)	-0,241
Taux de propriétaires des ménages du Q2	—	—	0,013 (0,029)	0,033
Taux de propriétaires des ménages du Q3	—	—	0,103*** (0,033)	0,195
Taux de propriétaires des ménages du Q4	—	—	0,011 (0,052)	0,015
Taux de propriétaires des ménages du Q5	—	—	0,014 (0,047)	0,012
Coefficient de Gini du revenu parental	0,002*** (0,001)	0,213	0,002*** (0,001)	0,243
Fraction de ménages monoparentaux	0,949*** (0,237)	0,294	1,051*** (0,223)	0,326
Fraction de ménages avec diplôme universitaire	0,102 (0,104)	0,131	0,078 (0,108)	0,101
$R^2$	0,80	—	0,80	—
$N$	1 357	—	1 357	—

Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement

Note : Les colonnes (1) et (3) correspondent à des régressions séparées avec effets fixes de division de Recensement, pondérées en utilisant le nombre d'enfants dans la cohorte. Les écarts-types regroupés au niveau des divisions de recensement (*clustered*) sont entre parenthèses. \*\*\* :  $p < 0,01$ ; \*\* :  $p < 0,05$

Dans ce modèle de panel, le coefficient de Gini du revenu des parents ainsi que la fraction de ménages monoparentaux ont un effet statistiquement différent de zéro. Des constats similaires sont trouvés dans les colonnes 3 et 4, où le gradient est décomposé en

taux de propriétaires par quintile de revenu. Le quintile inférieur des revenus est celui pour lequel le taux de propriétaires a un effet négatif et statistiquement significatif. Une variation d'un écart-type du taux de propriétaires parmi les ménages du quintile inférieur du revenu aurait pour effet de diminuer  $\hat{\beta}_c$  de 0,24 écart-type. Ceci est en plus de l'effet du coefficient de Gini pour le revenu des parents, lequel mesure l'inégalité en termes de revenus. Une augmentation des inégalités équivalente à un écart-type du Gini aurait pour effet d'augmenter  $\hat{\beta}_c$  de 0,243 écart-type, un effet équivalent, mais à sens opposé, de celui du taux de propriétaires parmi les ménages du quintile inférieur. Il existe tel que mentionné un lien important entre la fraction de ménages monoparentaux et la mobilité. Plus un secteur a une forte concentration de tels ménages, moins la mobilité économique est grande ( $\hat{\beta}_c$  est grand). Une hausse d'un écart-type de la fraction de ménages monoparentaux est associée à une baisse de la mobilité, ou plus spécifiquement à une hausse de  $\hat{\beta}_c$ , de 0,326 écart-type. Il semble donc qu'il y ait une relation entre la mobilité intergénérationnelle et les inégalités en termes d'accès à la propriété, mais aussi entre la mobilité et les inégalités de revenus et la structure familiale, tel que remarqué par Connolly, Corak et Haeck (2019).

## 6. Conclusion

Ce rapport cherche à explorer le lien entre la mobilité intergénérationnelle du revenu, telle que mesurée par la corrélation entre le rang centile des parents dans leur distribution de revenus et le rang centile des enfants dans leur propre distribution. Le Canada a connu une hausse modeste de cette corrélation rang-rang entre la cohorte de jeunes nés au début des années soixante et celle des jeunes nés au début des années quatre-vingt. Une plus forte corrélation veut dire que les circonstances de la famille d'un jeune lorsqu'il grandissait ont un plus fort pouvoir explicatif sur son propre revenu à l'âge adulte, et donc qu'il y a moins de mobilité dans l'échelle socioéconomique entre les deux générations. Les opportunités sont donc de moins en moins égales pour les jeunes Canadiens.

Comment expliquer cette baisse de mobilité sociale ? En nous basant sur des données de la Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu et des Recensements de la population, nous décrivons la relation entre la corrélation rang-rang au niveau des divisions de recensement canadiennes, notre mesure de mobilité intergénérationnelle, et d'autres variables liées au logement. L'analyse porte sur cinq cohortes de naissance successives, couvrant les années de naissance de 1963 à 1985. Nous nous attardons particulièrement au taux de propriétaires ainsi qu'à son gradient, soit la différence entre le taux de propriétaires parmi les ménages du quintile supérieur de revenu et celui parmi les ménages du quintile inférieur. Plus ce gradient est élevé, plus les inégalités en termes d'accès à la propriété sont grandes. Nous montrons que, parallèlement à la baisse de mobilité intergénérationnelle, une hausse du gradient est observée, en plus d'une hausse des inégalités en termes de revenu. Nous montrons également que les endroits où la hausse du gradient a été la plus forte sont aussi ceux où la transmission intergénérationnelle du revenu a le plus augmenté. Ces relations sont observées tant au niveau de simples corrélations, que d'analyses où les différences entre la cohorte de 1963-66 et celle de 1982-85 sont étudiées, que de modèles exploitant la nature longitudinale des données au niveau des divisions de recensement. Il ressort que parmi les variables liées au logement, le gradient en termes de taux de propriétaires est une variable clé dans l'explication de la baisse de la mobilité

intergénérationnelle du revenu. Enfin, on remarque que les inégalités de revenus et la structure familiale sont aussi fortement associées à la mobilité.

Les analyses présentées dans ce rapport ne prétendent pas être causales : les liens de cause à effet ne sont pas identifiés de manière irréfutable. Il s'agit plutôt d'analyses permettant de mieux comprendre la relation entre plusieurs variables, afin de savoir où diriger de futurs efforts de recherche. Ceci constitue une limite de notre analyse, mais permet de faire un premier pas vers la compréhension du phénomène. Notons aussi que l'analyse est faite au niveau des divisions de recensement, car il n'existe pas, à l'heure actuelle, de base de données comprenant des informations au niveau individuel tant sur le revenu des parents et sur celui des enfants, mais aussi sur des indicateurs sur le logement et la propriété. Un couplage entre les deux sources de données utilisées ici, soit la BDMIR et le Recensement, pourrait ouvrir la voie à des nouvelles études au niveau individuel. Il est possible, voire probable, que notre analyse au niveau local ne soit pas capable d'identifier des liens qui existent au niveau individuel. Ceci est particulièrement pertinent dans le cas de l'indice de besoins impérieux en matière de logement : l'analyse que nous avons tentée n'a rien révélé de significatif au niveau des divisions de recensement, mais le serait peut-être au niveau individuel. Nous notons également le manque de données canadiennes permettant d'étudier la transmission intergénérationnelle de la richesse. Il serait pertinent de réfléchir à un moyen de mesurer le patrimoine et sa transmission d'une génération à l'autre.

Que veulent dire nos résultats, qui montrent un lien entre les inégalités en termes d'accès à la propriété et la mobilité intergénérationnelle ? Le fait que ce lien ne soit pas nécessairement causal implique qu'on ne pourra pas nécessairement améliorer l'égalité des opportunités en favorisant l'accès à la propriété parmi les ménages à faible revenu. Par contre, il faut se demander si la propriété ne constituerait pas un moyen d'épargne et d'accumulation de richesse unique pour ces ménages. Un ménage à haut revenu aura probablement plusieurs véhicules d'épargne : propriété(s), mais aussi placements, régimes d'épargne, assurances. Un ménage à faible revenu a typiquement peu ou pas d'épargne, mais doit quand même se loger. Si le logement constitue donc une dépense de consommation, il peut aussi s'avérer une bonne façon de forcer l'épargne et, par le fait même, l'accumulation de richesse. Cette richesse pourra être en partie transmise à la prochaine génération, que ce

soit directement, sous forme d'héritage ou de legs, ou indirectement, à travers une enfance plus stable.

## Bibliographie

- Adermon, A., Lindahl, M., & Waldenström, D. (2018). Intergenerational Wealth Mobility and the Role of Inheritance: Evidence from Multiple Generations. *The Economic Journal*, 128(612), F482-F513.
- Arrondel, L. (2013). Are “Daddy’s Boys” Just as Rich as Daddy? The Transmission of Values between Generations. *The Journal of Economic Inequality*, 11(4), 439-471.
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153-1189.
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1986). Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 2), S1-S39.
- Black, S. E., & Devereux, P. J. (2011). Recent Developments in Intergenerational Mobility. In O. C. Ashenfelter, & D. E. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, 4B(16), (p. 1487-1541). Amsterdam: North-Holland.
- Blanden, J. (2013). Cross-Country Rankings in Intergenerational Mobility: A Comparison of Approaches From Economics and Sociology. *Journal of Economic Surveys*, 27(1), 38-73.
- Blanden, J., & Machin, S. (2017). Home Ownership and Social Mobility. Centre for Economic Performance, CEP Discussion Paper No 1466.
- Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Borrowman, L., Kazakevitch, G., & Frost, L. (2017). How Long Do Households Remain in Housing Affordability Stress? *Housing Studies*, 32(7), 869-886.
- Boserup, S. H., Kopczuk, W., & Kreiner, C. T. (2014). Stability and Persistence of Intergenerational Wealth Formation: Evidence from Danish Wealth Records of Three Generations. University of Copenhagen, Working Paper, October 8, 2014.
- Bramley, G. (2012). Affordability, Poverty and Housing Need: Triangulating Measures and Standards. *Journal of Housing and the Built Environment*, 27(2), 133-151.
- Bramley, G. (2016). Housing Need Outcomes in England Through Changing Times: Demographic, Market and Policy Drivers of Change. *Housing Studies*, 31(3), 243-268.
- Charles, K. K., & Hurst, E. (2003). The Correlation of Wealth across Generations. *Journal of Political Economy*, 111(6), 1155-1182.
- Chen, W. H., Ostrovsky, Y., & Piraino, P. (2017). Lifecycle Variation, Errors-in-Variables Bias and Nonlinearities in Intergenerational Income Transmission: New Evidence from Canada. *Labour Economics*, 44(January), 1-12.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014). Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553-1623.
- Chetty, R., & Hendren, N. (2018). The Effects of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1107-1162.

- Connolly, M., & Haeck, C. (2019). Harmonizing Canadian Census Divisions, 1981 to 2001. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2019-09-17. <https://doi.org/10.3886/E111763V1>
- Connolly, M., Corak, M., & Haeck, C. (2019). Intergenerational Mobility Between and Within Canada and the United States. *Journal of Labor Economics*, 37(S2), S595-S641.
- Connolly, M., Haeck, C., & Lapierre, D. (2019). Social Mobility Trends in Canada: Going Up the Great Gatsby Curve. Cahier de recherche No. 19-03, Groupe de recherche sur le capital humain, mai 2019 (version révisée).
- Corak, M. (ed.). (2004). *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Corak, M. (2006). Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons From a Cross-Country Comparison of Generational Earnings Mobility. In J. Creedy, & G. Kalb (eds.), *Research on Economic Inequality, XIII* (p. 143-188). Amsterdam: Emerald Insight.
- Corak, M. (2013). Income Inequality, Equality of Opportunity, And Intergenerational Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102.
- Corak, M. (2017). Divided Landscapes of Economic Opportunity: The Canadian Geography of Intergenerational Income Mobility. University of Chicago, Human Capital and Economic Opportunity Working Paper Number 2017-043.
- Corak, M., & Heisz, A. (1998). How to Get Ahead in Life: Some Correlates of Intergenerational Income Mobility In Canada. In M. Corak (Ed.), *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children* (pp. 65-89). Ottawa, ON: Statistics Canada, Catalogue no. 89-553-XIB.
- Corak, M., & Heisz, A. (1999). The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data. *The Journal of Human Resources* 34 (3), 504-533.
- Cutts, D. B., Meyers, A. F., Black, M. M., Casey, P. H., Chilton, M., Cook, J. T., Geppert, J., Ettinger de Cuba, S., Heeren, T., Coleman, S., Frank, D. A., & Rose-Jacobs, R. (2011). US Housing Insecurity and the Health of Very Young Children. *American Journal of Public Health*, 101(8), 1508-1514.
- Duncan, O. D. (1961). A Socioeconomic Index for All Occupations. In N. J. Smelser, & S. M. Lipset (eds.), *Social Structure and Mobility in Economic Development*. London: Routledge.
- Ganzeboom, H. B., Luijkx, R., & Treiman, D. J. (1989). Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective. *Research in Social Stratification and Mobility*, 8, 3-84.
- Ganzeboom, H. B., De Graaf, P. M., & Treiman, D. J. (1992). A Standard International Socio-economic Index of Occupational Status. *Social Science Research*, 21(1), 1-56.
- Goldthorpe, J. H. (1980). *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon Press.
- Goodman, L. A. (1979). Multiplicative Models for the Analysis of Occupational Mobility Tables and Other Kinds of Cross-classification Tables. *American Journal of Sociology*, 84(4), 804-819.

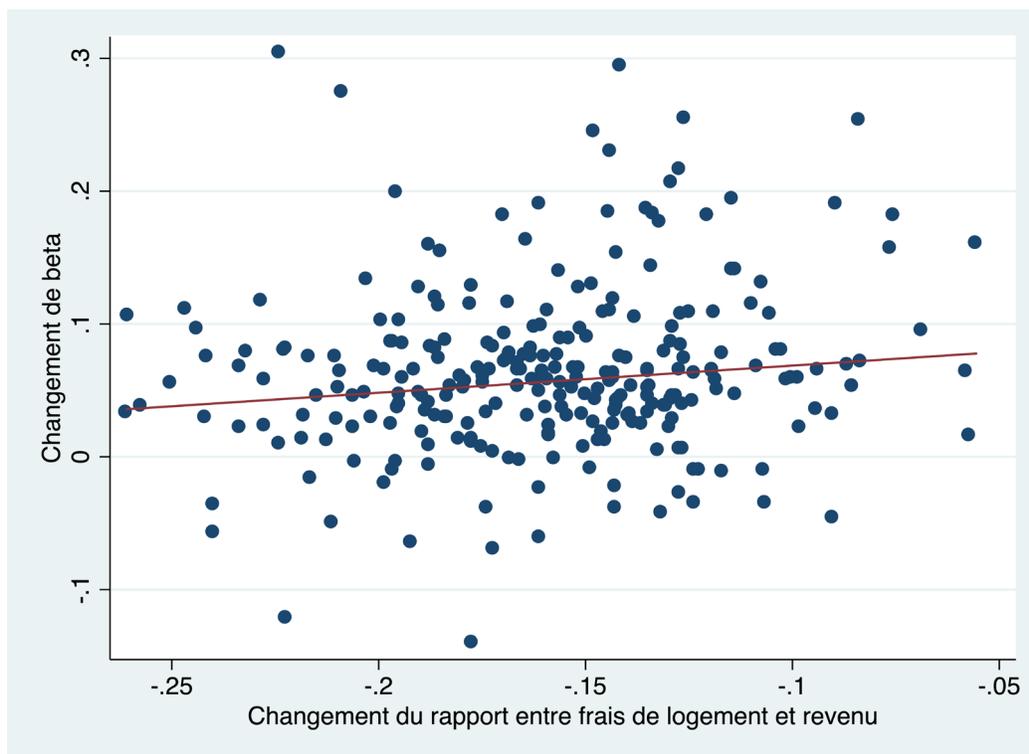
- Grawe, N. D. (2004). Reconsidering the Use of Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility as a Test for Credit Constraints. *Journal of Human Resources*, 39(3), 813-827.
- Hauser, R. M., & Warren, J. R. (1997). Socioeconomic Indexes for Occupations: A Review, Update, and Critique. *Sociological methodology*, 27(1), 177-298.
- Head, A., & Lloyd-Ellis, H. (2016). Has Canadian House Price Growth Been Excessive?. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 49(4), 1367-1400.
- Hodge, R. W. (1981). The Measurement of Occupational Status. *Social Science Research*, 10(4), 396-415.
- Hou, F. (2010). Homeownership Over the Life Course of Canadians: Evidence from Canadian Censuses of Population. Analytical Studies Branch Research Paper Series, Statistics Canada, Catalogue no. 11F0019M — No. 325.
- Lee, C. I., & Solon, G. (2009). Trends in Intergenerational Income Mobility. *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 766-772.
- Levine, D. I., & Mazumder, B. (2002). Choosing the Right Parents: Changes in the Intergenerational Transmission of Inequality between 1980 and the Early. FRB Chicago Working Paper No. 2002-08.
- Loury, G. C. (1981). Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings. *Econometrica*, 49(4), 843-867.
- Marchand, Y. (2017). A Study of the Causes and Consequences of Regional Income Inequality in Canada: A Spatial Panel Data Approach. Mémoire de maîtrise, Université McGill.
- Mayer, S. E., & Lopoo, L. M. (2005). Has the Intergenerational Transmission of Economic Status Changed? *Journal of Human Resources*, 40(1), 169-185.
- Mazumder, B. (2018). Intergenerational Mobility in the United States: What We Have Learned from the PSID. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 680(1), 213-234.
- Oreopoulos, P. (2003). The Long-Run Consequences of Living in a Poor Neighborhood. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1533-1575.
- Oreopoulos, P., Page, M. & Stevens, A. H. (2008). The Intergenerational Effects of Worker Displacement. *Journal of Labor Economics*, 26(3), 455-483.
- Pfeffer, F. T., & Killewald, A. (2017). Generations of Advantage. Multigenerational Correlations in Family Wealth. *Social Forces*, 96(4), 1411-1442.
- Rowley, S., & Ong, R. (2012). Housing Affordability, Housing Stress and Household Wellbeing in Australia. AHURI Final Report No.192. Melbourne: Australian Housing and Urban Research Institute.
- Sandstrom, H., & Huerta, S. (2013). The Negative Effects of Instability on Child Development: A Research Synthesis. Low-Income Working Families Discussion Paper 3. Washington, DC: Urban Institute.

- Société canadienne d'hypothèques et de logement (2014). Canadian Housing Observer 2014. With a Feature on Housing Affordability and Need. Cat. no.: NH2-1/2014E.
- Société Canadienne d'Hypothèque et de Logement (2018). Examen de l'Escalade des Prix des Logements dans les Grands Centres Métropolitains du Canada. *Rapport de la SCHL*, ID 69264.
- Solon, G. (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *American Economic Review*, 82(3), 393-408.
- Solon, G. (1999). Intergenerational Mobility in the Labor Market. In O. C. Ashenfelter, & D. E. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3A(29) (p. 1761-1800). Amsterdam: North-Holland.
- Statistique Canada (2002) Classification géographique type (CGT) 2001. <https://www.statcan.gc.ca/fra/sujets/norme/cgt/2001/2001-index>
- Statistique Canada (2017a) Besoin impérieux en matière de logement, Recensement de 2016. 15 novembre 2017. <https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/dp-pd/chn-biml/index-fra.cfm>
- Statistique Canada (2017b). Base de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu. Division de l'analyse sociale et de la modélisation.
- Statistique Canada (2019). Technical Reference Guide for the Preliminary Estimates from the T1 Family File (T1FF). Catalogue no. 11260001.
- Treiman, D. J. (1977). *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.

## ANNEXE

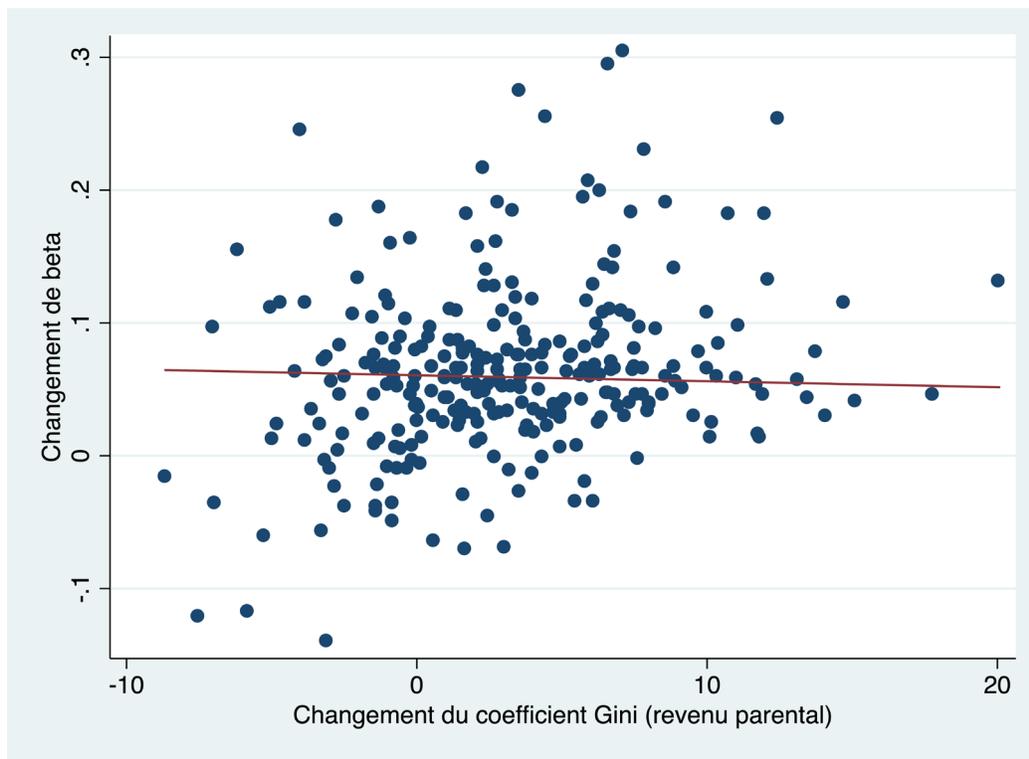
## A. Figures

**Figure A1 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement du rapport entre les frais de logement et le revenu**



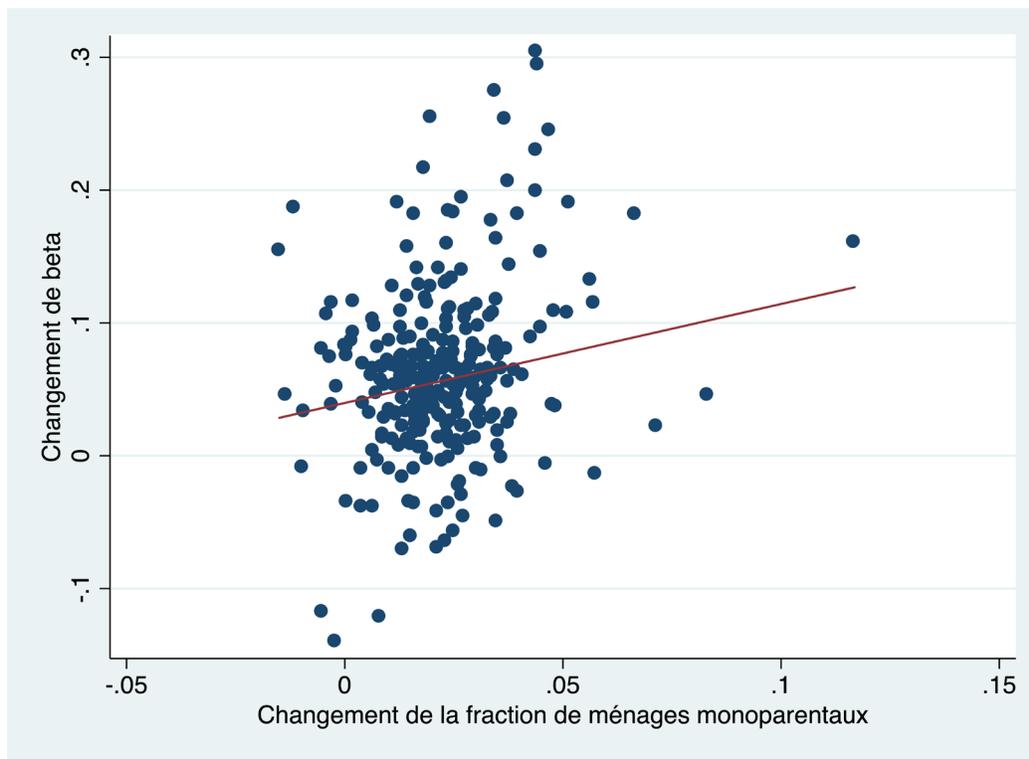
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

**Figure A2 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement du coefficient de Gini pour la distribution du revenu parental**



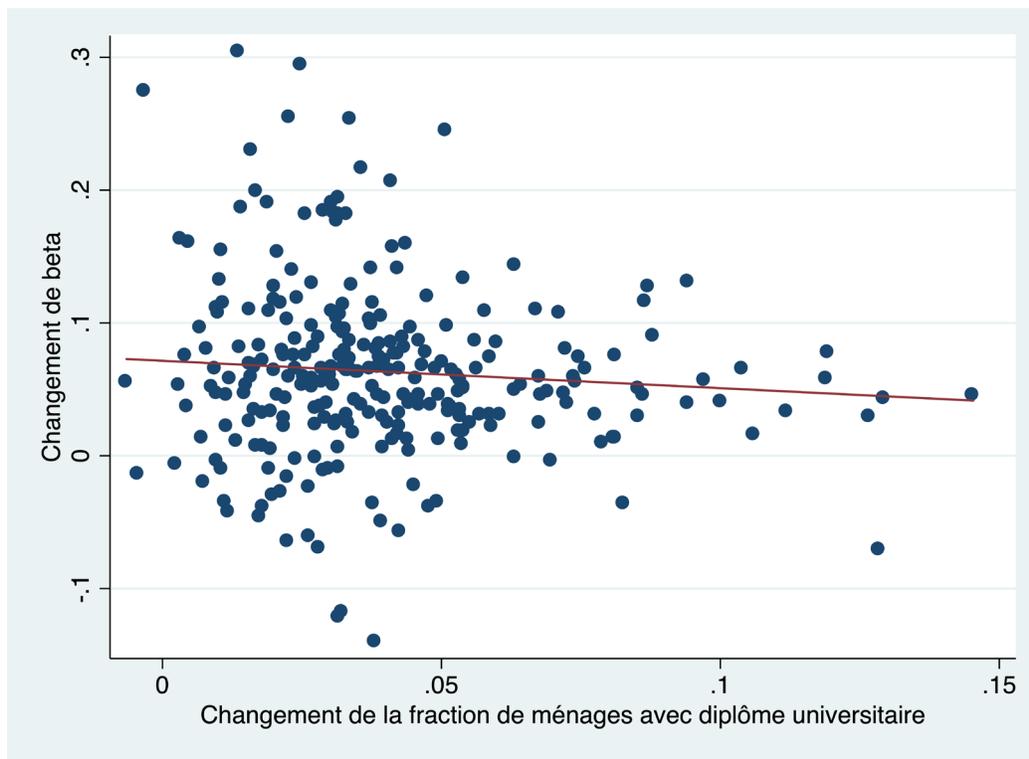
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
 La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

**Figure A3 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de fraction de ménages monoparentaux**



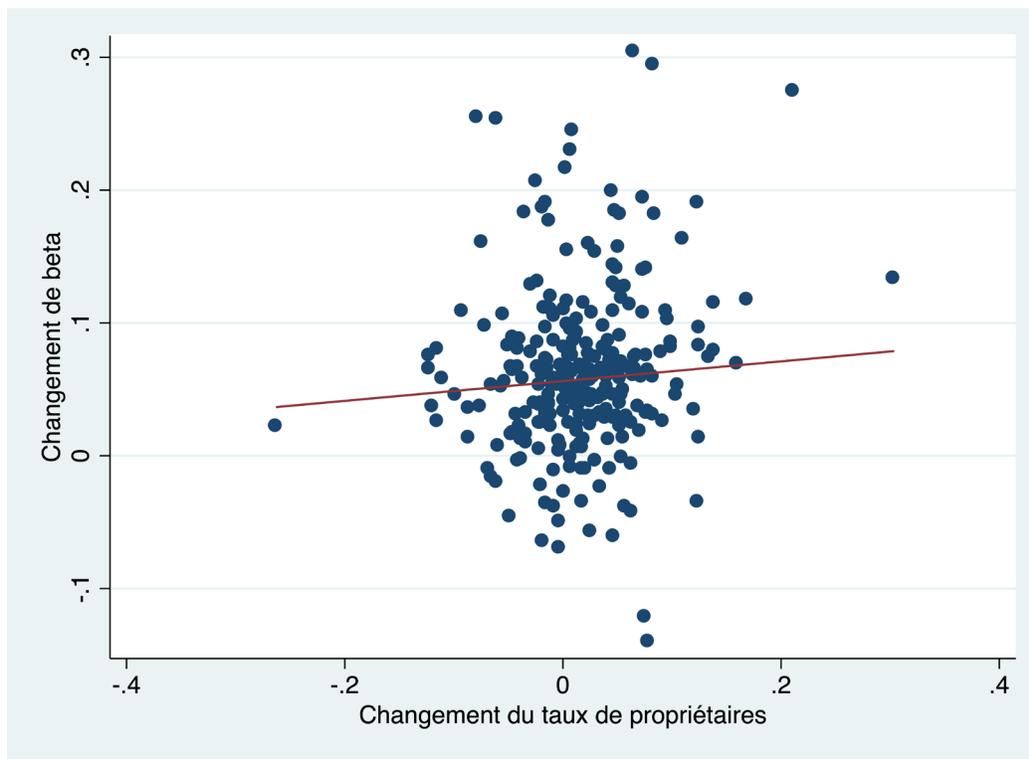
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

**Figure A4 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de fraction de ménages avec diplôme universitaire**



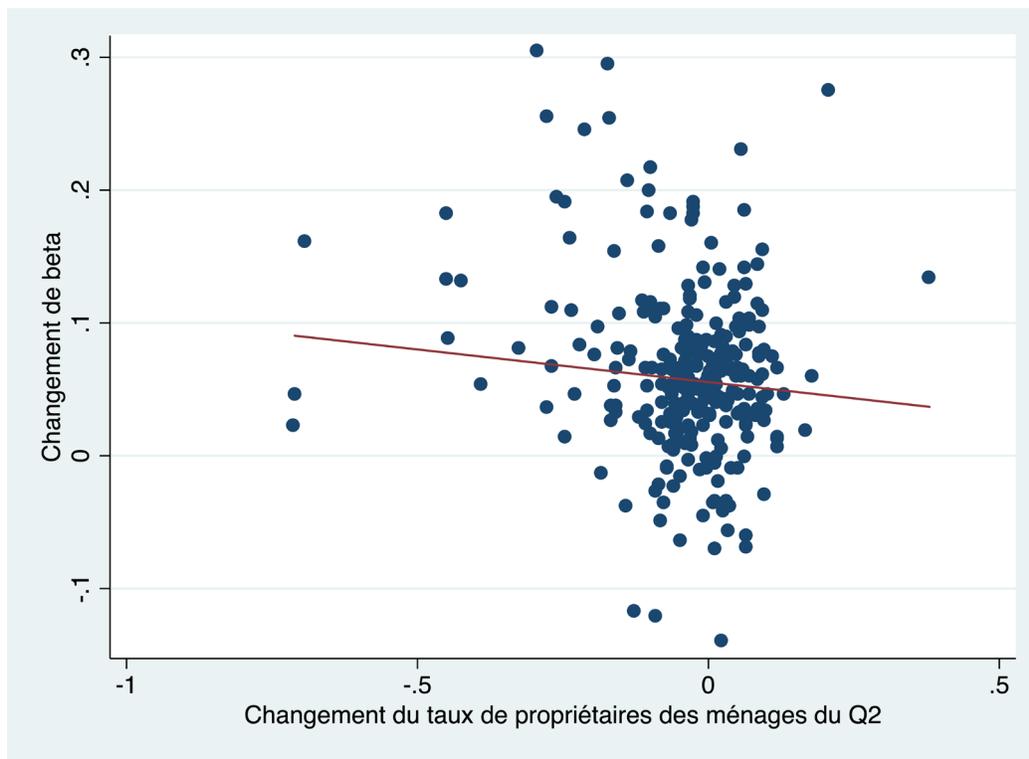
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
 La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

**Figure A5 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires**



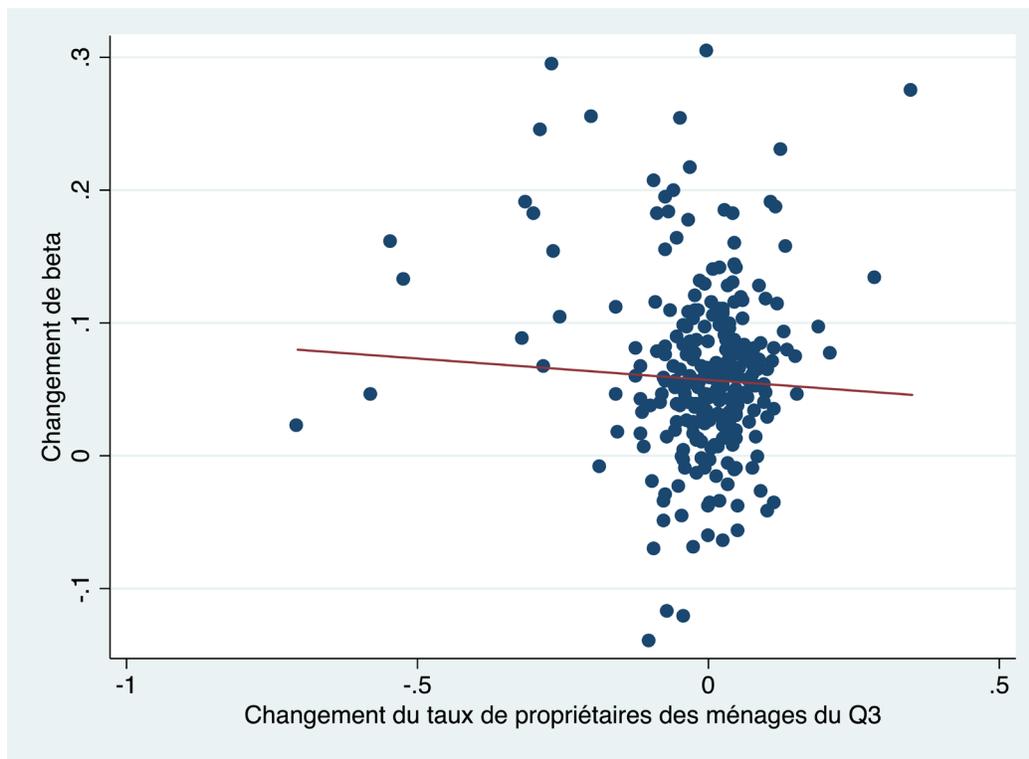
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

**Figure A6 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du deuxième quintile de revenus**



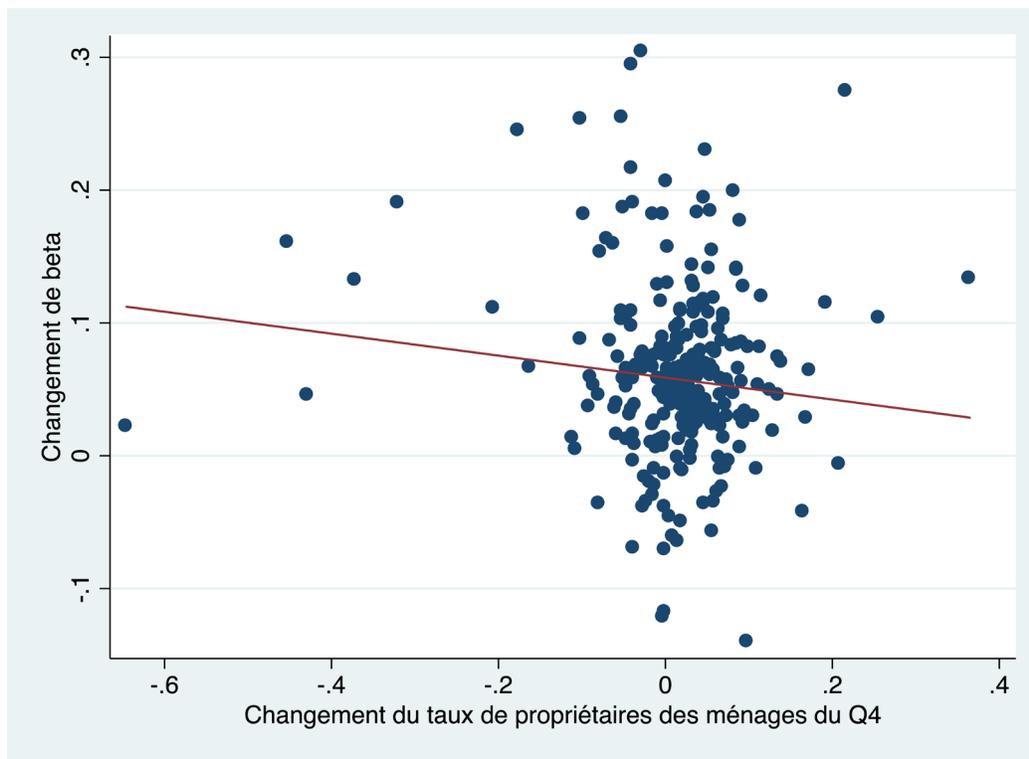
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
 La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

**Figure A7 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du troisième quintile de revenus**



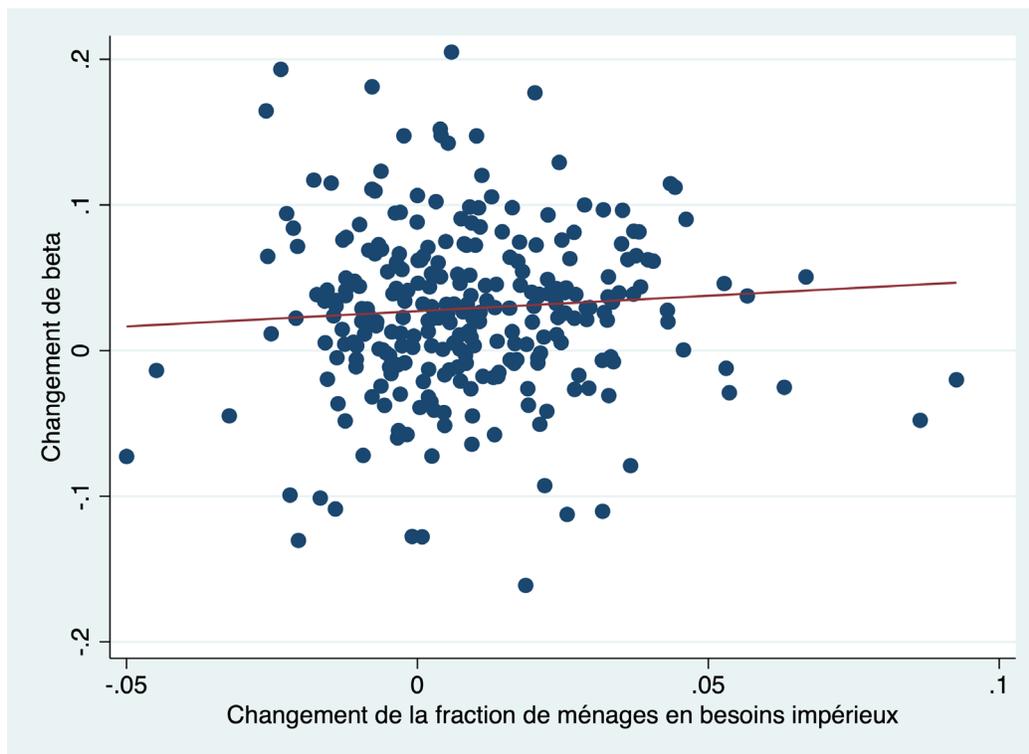
Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
 La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

**Figure A8 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de taux de propriétaires parmi les parents du quatrième quintile de revenus**



Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires.  
 La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1963.  $N = 277$

**Figure A9 : Corrélation entre le changement de bêta et le changement de fraction de ménages en situation de besoins impérieux**



Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement  
 Note : Chaque point correspond à une division de Recensement, à l'exclusion des territoires. La ligne rouge correspond à l'ajustement linéaire, en pondérant selon le nombre de jeunes dans la cohorte de 1972. Les changements sont calculés entre 1972 et 1982, car l'indicateur de besoins impérieux n'est disponible qu'à partir de la cohorte de 1972-75.  $N = 277$

## B. Tableaux

Tableau A1 : Modèles de régression sur les différences 1972-1982

Variable dépendante : $\Delta\hat{\beta}_c$	Coefficient	Coefficient standardisé	Coefficient	Coefficient standardisé
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta$ Fraction de ménages en situation de besoins impérieux	0,080 (0,147)	0,044	0,029 (0,151)	0,016
$\Delta$ Rapport entre les frais de logement et le revenu	0,116 (0,119)	0,059	0,064 (0,122)	0,033
$\Delta$ Taux de propriétaires (tous les ménages)	0,226** (0,090)	0,201	—	—
$\Delta$ Gradient du taux de propriétaires	0,048 (0,037)	0,102	—	—
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q1	—	—	0,010 (0,038)	0,021
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q2	—	—	0,024 (0,043)	0,043
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q3	—	—	-0,027 (0,052)	-0,036
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q4	—	—	-0,068 (0,064)	-0,061
$\Delta$ Taux de propriétaires des ménages du Q5	—	—	0,130* (0,073)	0,094
$\Delta$ Coefficient de Gini du revenu parental	0,004*** (0,001)	0,359	0,005*** (0,001)	0,419
$\Delta$ Fraction de ménages monoparentaux	0,615* (0,338)	0,122	0,667* (0,341)	0,133
$\Delta$ Fraction de ménages avec diplôme universitaire	-0,537*** (0,134)	-0,342	-0,658*** (0,134)	-0,419
Constante	0,021*** (0,006)	—	0,027*** (0,006)	—
$R^2$	0,15	—	0,13	—
$N$	267	—	267	—

Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement

Note : Les colonnes (1) et (3) correspondent à des régressions séparées, pondérées en utilisant le nombre d'enfants dans la cohorte de 1972. Les changements sont calculés entre 1972 et 1982, car l'indicateur de besoins impérieux n'est disponible qu'à partir de la cohorte de 1972-75. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. \*\*\* :  $p < 0,01$ ; \*\* :  $p < 0,05$ ; \* :  $p < 0,1$

**Tableau A2 : Modèles de régression sur les différences 1963-1982, spécifications alternatives**

	Coefficient	Coefficient standardisé	Coefficient	Coefficient standardisé	Coefficient	Coefficient standardisé
Variable dépendante : $\Delta\hat{\beta}_c$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta$ Rapport entre les frais de logement et le revenu	0,311* (0,183)	0,155	—	—	—	—
$\Delta$ Taux de propriétaires (tous les ménages)	—	—	0,041 (0,075)	0,055	—	—
$\Delta$ Gradient du taux de propriétaires	—	—	—	—	0,083** (0,037)	0,201
$\Delta$ Coefficient de Gini du revenu parental	0,001 (0,001)	0,128	0,001* (0,001)	0,198	0,002** (0,001)	0,230
$\Delta$ Fraction de ménages monoparentaux	0,416 (0,327)	0,101	0,624* (0,325)	0,151	0,359 (0,319)	0,087
$\Delta$ Fraction de ménages avec diplôme universitaire	-0,365*** (0,114)	-0,356	-0,358*** (0,113)	-0,349	-0,364*** (0,119)	-0,355
Constante	0,060*** (0,007)	—	0,056*** (0,009)	—	0,053*** (0,008)	—
$R^2$	0,10	—	0,09	—	0,12	—
$N$	268	—	268	—	268	—

Source : Calcul des auteures à partir des données de la BDMIR et du Recensement

Note : Les colonnes (1) et (3) correspondent à des régressions séparées, pondérées en utilisant le nombre d'enfants dans la cohorte de 1963. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. \*\*\* :  $p < 0,01$ ; \*\* :  $p < 0,05$ ; \* :  $p < 0,1$

[schl.ca](http://schl.ca)

