



Rapport de recherche

PROGRAMME ACTIONS CONCERTÉES

Mobilité et inégalités : le rôle des changements économiques et sociaux et des politiques publiques

Chercheur principal

Guy Lacroix, U. Laval

Cochercheurs

Bernard Fortin, Pr. titulaire, Université Laval

Simon Langlois, Pr. titulaire, Université Laval

Pierre-Carl Michaud, Pr. titulaire, HEC Montréal

Luc Bissonnette, Pr. adjoint, Université Laval

Contributeurs

Marie-Pier Bernard, candidate à la maîtrise en économique, Université Laval

Nicholas-James Clavet, candidat au doctorat en économique, Université Laval

Nicolas Corneau-Tremblay, professionnel de recherche, Université Laval

Steeve Marchand, candidat au doctorat en économique, Université Laval

Manuel Paradis, professionnel de recherche, Université Laval

Laure Sébrier, professionnelle de recherche, Université Laval

Établissement gestionnaire de la subvention

Université Laval

Numéro du projet de recherche

2016-PU-195360

Titre de l'Action concertée

Pauvreté et exclusion sociale-Phase 3

Partenaires de l'Action concertée

Le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MESS), le Ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS), le Ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (MEES), la Société d'habitation du Québec (SHQ) et le Fonds de recherche du Québec – Société et culture (FRQSC)

Table des matières

Partie A – Contexte de la recherche.....	6
Partie B – Pistes de solution en lien avec les résultats, retombées et implications de nos travaux.....	10
Partie C – Méthodologie	14
Partie D – Résultats	16
Partie E – Pistes de recherche	24
Partie F – Références sélectionnées	26
Annexes	30
A1 – Revue de littérature	31
A1 – 1 Analyse descriptive de la dynamique de la pauvreté.....	32
A1 – 2 Analyse statistique de la dynamique de la pauvreté.....	34
A1 – 3 La mesure de la pauvreté	38
A1 – 4 Limites de la littérature.....	42
A2 – Enquêtes utilisées	44
A2 – 1 Étude longitudinale et internationale des adulte (ÉLIA)	44
A2 – 2 La Banque de données administratives longitudinales (DAL).....	49
A3 – Méthodologie.....	50
A3 – 1 La mesure de la mobilité	50
A3 – 2 La mesure de pauvreté	72
A3 – 3 Choix optimal de véhicule d'épargne.	73
A4 – Analyses et résultats.....	76
A4 – 1 Distribution du revenu familial.....	76
A4 – 2 La mobilité économique au Québec	80
A4 – 3 Pauvreté et transitions	97
A4 – 4 Choix de véhicule d'épargne	112
A5 – Résultats complémentaires.....	116

Listes des Figures

Figure D-1 Évolution de la distribution du revenu familial total (dollars constants de 2010)	18
Figure D-2 Mobilité au Québec, 2008-2013	19
Figure D-3 Ratios de mobilité	20
Figure D-4 Nombre d'années écoulées avant l'entrée et la sortie d'un état de pauvreté.	21
Figure D-5 Choix optimal de véhicule d'épargne.....	23
Figure A3- 1 Transitions d'un individu fictif sur la période d'observation	70
Figure A3- 2 Entrées d'un individu fictif dans un état de pauvreté	71
Figure A3- 3 Sorties d'un individu fictif d'un état de pauvreté	72
Figure A3- 4 Taux marginaux effectifs d'imposition – Québec, 2015	76
Figure A4- 1 Évolution de la distribution du revenu familial total – Québec	79
Figure A4- 2 Évolution de la distribution du revenu familial total – Ontario	79
Figure A4- 3 Évolution de la distribution du revenu familial total – Colombie-Britannique	80
Figure A4- 4 Mobilité ascendante au Québec, 2008 – 2013.....	82
Figure A4- 5 Mobilité descendante au Québec, 2008 – 2013	82
Figure A4- 6 Structure des cohortes et de leurs transitions.....	86
Figure A4- 7 Indices de mobilité par transition pour chaque cohorte – Québec.....	86
Figure A4- 8 Ratio de mobilité pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique, 2008 – 2013	88
Figure A4- 9 Mobilité ascendante pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique, 2008 – 2013	89
Figure A4- 10 Mobilité descendante pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique, 2008 – 2013	89
Figure A4- 11 Ratio de mobilité par transition pour la 4e cohorte	90
Figure A4- 12 Mobilité ascendante par transition pour la 4e cohorte du Québec	91
Figure A4- 13 Mobilité descendante par transition pour la 4e cohorte	91
Figure A4- 14 Décomposition de la mobilité globale.....	95
Figure A4- 15 Décomposition de la mobilité ascendante	96
Figure A4- 16 Décomposition de la mobilité descendante	97
Figure A4- 17 Nombre d'années écoulées avant l'entrée dans un état de pauvreté pour le Québec et l'Ontario	99
Figure A4- 18 Nombre d'années écoulées avant la sortie d'un état de pauvreté pour le Québec et l'Ontario	100
Figure A4- 19 Coefficients des variables indicatrices annuelles : Modèle d'entrée en pauvreté.....	108
Figure A4- 20 Coefficients des variables indicatrices annuelles : Modèle de sortie de la pauvreté.....	112
Figure A4- 21 Comparaison de la proportion d'individus pour lesquels le CELI est un choix optimal avec la proportion effectivement observée dans la DAL, par quintile de revenu	113
Figure A4- 22 Comparaisons de la proportion d'individus pour lesquels le CELI est un choix optimal avec la proportion effectivement observée dans la DAL, par sexe	114

Figure A4- 23 Comparaisons de la proportion d'individus pour lesquels le CELI est un choix optimal avec la proportion effectivement observée dans la DAL, par province.... 116

Liste des tableaux

Tableau D-1 Caractéristiques individuelles impactant la pauvreté.....	22
Tableau A1- 1 Seuils de la MFR pour les ménages privés du Canada, 2015.....	39
Tableau A1- 2 Seuils de faible revenu avant impôts (base 1992), 2015.....	40
Tableau A1- 3 Seuils de la MPC – province du Québec – 2015	41
Tableau A2- 1 Statistiques descriptives : population des individus de 15 ans et plus (ÉLIA-Fichier administratif, année 2013).....	48
Tableau A3- 1 Matrice de transition de la Période t à la Période t+k (en quintiles).....	53
Tableau A4- 1 Distribution des destinations lors d'une entrée dans un état de pauvreté	101
Tableau A4- 2 Distribution des destinations lors d'une sortie d'un état de pauvreté	101
Tableau A4- 3 Listes des variables individuelles	103
Tableau A4- 4 Listes des variables liées à l'historique personnel des individus	104
Tableau A4- 5 Listes des variables liées au contexte social	104
Tableau A4- 6 Résultats de la régression logistique multinomiale pour les différentes destinations d'entrée.....	107
Tableau A4- 7 Résultats de la régression logistique multinomiale pour les différentes destinations de sortie	111

Partie A – Contexte de la recherche

Le Québec peut s'enorgueillir d'avoir enregistré une très nette baisse de la pauvreté sur son territoire au cours des 30 dernières années, et ce, quelles que soient les mesures de faible revenu utilisées (Fréchet, 2012). Cette diminution est la conséquence directe de l'implantation de différentes politiques, fédérales et provinciales, visant à limiter la vulnérabilité des Canadiens et des Québécois, particulièrement chez les aînés (Milligan, 2008). Toutefois, certains sous-groupes de la population restent davantage à risque de connaître des épisodes de vulnérabilité financière. Dans le cadre de nos recherches, nous avons souhaité dépasser le seul cadre de l'étude de la pauvreté pour nous intéresser également à la dynamique de revenu de l'ensemble des Québécois. Comment évoluent les revenus des Québécois au cours de leur vie? La trajectoire de revenu des Québécois est-elle similaire à celle observée dans la province voisine? Quels sont les facteurs qui peuvent favoriser un basculement dans la pauvreté ou une sortie de celle-ci ? Ces questions forment la trame de fond de la présente recherche.

Le premier volet de notre recherche se focalise sur la dynamique des revenus. À l'heure où il les inégalités sont un sujet majeur de préoccupation, nous avons souhaité dresser le juste portrait des revenus des Québécois de 1983 à 2013 et voir comment évolue les quintiles de revenu sur cette période. Cette étude devait notamment nous permettre d'étudier la mobilité intragénérationnelle, c'est-à-dire la façon les individus se déplacent dans l'échelle sociale au cours de leur vie. Cette étude devait également nous permettre de réaliser une comparaison entre le Québec et l'Ontario, comparaison qui au fil de nos recherches nous apparaissait peu étudiée dans la littérature.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, malgré la baisse considérable de la pauvreté dans la société québécoise, certains sous-groupes restent davantage à risque. Dans le second volet de notre recherche, nous nous sommes attachés à identifier les caractéristiques individuelles favorisant les transitions de pauvreté. Si certaines études se

sont intéressées aux facteurs permettant une sortie de la pauvreté, rares sont celles qui se sont intéressées aux facteurs favorisant l'entrée dans celle-ci. Nous avons donc souhaité pallier ce manque dans le but concret d'orienter les politiques publiques. Tout particulièrement, nous nous sommes intéressés à étudier l'impact des nombreuses politiques sociales introduites au Québec dans les années 90 sur la mobilité à travers l'échelle de revenu. Cette analyse repose à la fois sur une analyse intertemporelle de la mobilité et sur une comparaison géographique de celle-ci entre le Québec et l'Ontario.

Évidemment, la vulnérabilité financière, particulièrement aux âges les plus avancés, est un phénomène complexe et qui s'inscrit sur le long terme. Malgré l'implantation des programmes de Sécurité de la vieillesse et de Supplément de revenu garanti, une préparation adéquate de la transition vie active-retraite est essentielle pour maintenir un niveau de vie confortable. Cette préparation passe par l'épargne et à ce titre, deux principaux véhicules s'offrent au québécois : les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et les comptes d'épargne libre d'impôt (CELI). La principale différence entre ces deux types d'épargne réside dans leur traitement fiscal ; le premier est déductible d'impôt et est donc imposé au moment du retrait ; le second, n'étant pas déductible au moment du placement, ne sera pas imposé lors du retrait. Ainsi, les choix d'épargne opérés durant la vie active auront une conséquence sur les revenus à la retraite. En effet, le retrait d'un REER par exemple, pourra engendrer un versement d'impôt, voir la perte de certains programmes de transfert tels que la Sécurité de la vieillesse ou le Supplément de revenu garanti. Cette question nous apparaissait d'autant plus importante que depuis 2016, le gouvernement québécois implante des Régimes volontaires d'épargne-retraite (RVER), de type REER, dans le but d'inciter tous les travailleurs à épargner en vue de leur retraite. Bien que ces régimes soient accessibles à tous, le but affiché par le gouvernement est de faciliter l'épargne aux individus n'étant pas couverts par un régime obligatoire et n'étant

pas eux-mêmes enclins à épargner. Or la littérature existante tend à démontrer que les personnes ayant le plus de mal à épargner par elles-mêmes sont celles présentant une faible scolarité et se situant dans les quintiles de revenu les plus faibles (Lalime et Michaud, 2014). Ces personnes risquent d'être doublement pénalisées si elles éprouvent par ailleurs des difficultés particulières à gravir l'échelle de revenu au cours de leur vie active. En effet, de faibles revenus de travail associés à une faible mobilité à la hausse font en sorte que ces véhicules d'épargne sont pratiquement inaccessibles durant leur vie active, les condamnant à une retraite frugale. L'implantation de régimes obligatoires de types REER, au détriment de produits de types CELI, pourrait donc avoir des conséquences néfastes, ou tout au moins des conséquences positives plus limitées qu'initialement souhaité par les décideurs publics. Il nous apparaissait donc primordial, dans ce contexte, d'établir à qui profite le plus chaque type de véhicule d'épargne et de comparer cette situation aux choix effectivement réalisés par les Québécois.

L'ensemble de nos recherches a donc comme objectif de présenter une analyse approfondie de la dynamique des revenus des Québécois qui pourra, nous l'espérons, éclairer les politiques publiques visant la réduction de la pauvreté et des inégalités, et une augmentation du bien-être de la société québécoise.

Partie B – Pistes de solution en lien avec les résultats, retombées et implications de nos travaux

La pauvreté recouvre des réalités multiples reliées aux différents aspects de la vie des individus notamment leur revenu, leur rapport au travail et leur participation à la vie sociale. La dynamique d'entrée et de sortie de la pauvreté est conséquemment complexe et résulte de nombreux facteurs. Ainsi, la pauvreté peut être plus ou moins profonde et plus ou moins longue. La conduite efficace de la politique de lutte à la pauvreté doit se fonder sur une compréhension rigoureuse de cette dynamique pour en optimiser l'efficacité.

Ce rapport propose un éclairage inédit sur l'évolution de la pauvreté au Québec au cours des trente dernières années. Cet éclairage prend plusieurs formes : 1) Une analyse descriptive de la mobilité dans l'échelle de revenu de plusieurs cohortes de travailleurs québécois, 2) un examen économétrique rigoureux des déterminants de l'entrée et la sortie de la pauvreté (et de sa profondeur), 3) une décomposition novatrice des facteurs responsables de la mobilité ascendante et descendante dans l'échelle de revenu, 4) l'étude des choix d'épargne des travailleurs au cours de leur vie active en vue de leur retraite. Ces quatre volets du rapport sont effectués sur une base comparative avec la situation prévalant en Ontario. En ces sens, le rapport répond aux questions suivantes formulées dans la proposition de recherche initiale :

- 1) Quel est l'état actuel de l'« ascenseur social » au Québec ?
- 2) Comment la performance de cet « ascenseur social » se compare-t-elle à travers le temps ?
- 3) Comment la situation du Québec se compare-t-elle à celle des autres provinces ?
- 4) Qu'est-ce que la situation actuelle laisse présager pour l'avenir ?
- 5) Quelles mesures actuelles ou nouvelles favorisent (ou pourraient favoriser) une plus grande mobilité économique et sociale

Nos travaux devraient interpeler les décideurs et gestionnaires au sein des

ministères et organismes publics aussi bien parmi les partenaires de l'Action concertée que ceux œuvrant au sein d'organismes intéressés de près ou de loin par les questions de pauvreté. En effet, bien que les résultats de nos travaux confirment à nouveau que les écarts de revenus au Québec sont plus faibles qu'ailleurs au Canada, et en particulier qu'en Ontario, ils apportent une explication crédible à cet état de fait : c'est en raison d'une mobilité descendante plus faible et une même mobilité ascendante que dans les autres provinces que les écarts de revenus mesurés périodiquement de façon statique apparaissent plus faibles.

Nos résultats montrent par ailleurs que les politiques sociales majeures implantées au cours des années 1990 n'ont pas eu d'effet marqué sur cette mobilité. Or, il est indéniable qu'au cours de la période couverte par notre étude, 1983-2013, les Québécois n'étaient pas plus susceptibles de connaître des épisodes de faible, moyenne ou grande pauvreté que les résidents de l'Ontario alors qu'ils étaient davantage susceptibles de sortir de la pauvreté que ces derniers. Toutefois, ces sorties étaient trop modestes pour modifier la mobilité globale de la population québécoise.

Force est d'admettre que les politiques sociales en vigueur au Québec sont somme toute efficaces dans la mesure où la pauvreté relative des différentes cohortes étudiées ne s'est pas détériorée dans le temps alors même que l'économie a connu de nombreux bouleversements au cours des dernières décennies. Toutefois une question à laquelle notre étude ne répond pas est la mesure dans laquelle d'autres politiques pourraient avoir davantage d'effets pour combattre la pauvreté de certains sous-groupes vulnérables. L'établissement de telles politiques, qui peuvent prendre la forme de crédits spécifiques, de subventions, ou de formations adaptées aux besoins de ces clientèles, exige une connaissance approfondie de la façon dont les groupes visés réagiraient à de telles incitations. Malheureusement, il n'existe pas au Québec d'études rigoureuses à ce sujet

qui permettraient d'encadrer la réflexion sur le design de politiques alternatives potentiellement préférables à celles présentement en vigueur.

Nos résultats jettent une lumière quelque peu inquiétante eu égard à la pauvreté éventuelle des travailleurs actifs lorsque viendra le moment de leur retraite. En effet, dans un contexte de vieillissement de la population, la capacité de l'État à assurer un minimum de bien-être aux futures générations de retraités se trouvera davantage limitée qu'elle ne l'est aujourd'hui. Les travailleurs actifs doivent conséquemment compter davantage sur eux-mêmes pour s'assurer d'une retraite minimalement confortable. Or nos résultats montrent que les travailleurs québécois font des choix d'épargne qui ne sont pas optimaux compte tenu de leur profil de revenu de travail sur l'entièreté de leur cycle de vie active. Les Québécois sont davantage nombreux à faire ces choix sous-optimaux que les Ontariens et les Britanno-Colombiens. Nos travaux établissent ce constat de façon rigoureuse, mais sont bien incapables d'en expliquer la cause. Il est loisible d'invoquer un problème particulier de littératie financière, mais à défaut d'effectuer une étude comparative approfondie, nous ne pouvons que spéculer sur les causes de ce mauvais appariement entre revenu et véhicule d'épargne.

Ces résultats interpellent particulièrement les autorités publiques. La mise en place du régime volontaire d'épargne-retraite (RVER) est en soi souhaitable puisque cela permet à tous les travailleurs d'avoir accès à un régime d'épargne-retraite collectif. Or, ce régime présente de nombreuses similitudes avec les REER et en cela risque de ne pas correspondre aux besoins d'une catégorie importante de travailleurs à faibles revenus. Il nous apparaît nécessaire de sensibiliser les décideurs publics à l'importance d'approfondir les connaissances eu égard à la littératie financière des travailleurs québécois. Il apparaît également opportun de sensibiliser les travailleurs à faibles revenus à l'importance de faire un choix d'épargne qui leur soit optimal.

Partie C – Méthodologie

L'essentiel de notre méthodologie repose sur l'analyse de microdonnées portant sur les revenus des individus ainsi que leurs caractéristiques individuelles. Pour ce faire, nous avons eu recours à deux bases de données : l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ÉLIA) et les Données administratives longitudinales (DAL), toutes deux collectées et rendues disponibles par Statistiques Canada via le réseau des Centres de données de recherche (CDR).

L'ÉLIA contient environ 30 000 ménages. Elle est composée à la fois d'un volet prospectif, sous forme d'enquêtes, et d'un volet rétrospectif qui se base sur les rapports d'impôts des répondants, pour une période allant de 1983 à 2013. Cette base nous a permis de calculer des indices de mobilités, c'est-à-dire de mesurer comment les individus d'une population se déplacent à l'intérieur de la distribution de revenu au cours de leur vie. L'ÉLIA nous a aussi permis d'analyser les caractéristiques individuelles qui influencent l'entrée ou la sortie d'un individu dans une situation de pauvreté. Nous avons pu, grâce à ces deux méthodologies complémentaires, dessiner une vue d'ensemble rigoureuse de la mobilité au Québec relativement à l'Ontario.

L'immense richesse de la DAL, qui contient près de 20% des contribuables canadiens, nous a permis de déterminer quel véhicule d'épargne, entre le REER et le CELI, est le plus avantageux pour chaque individu présent dans la base de données. Nous avons par la suite pu comparer ce choix optimal aux choix effectivement rapportés dans la DAL selon le niveau de revenu et sur une base comparative Québec/Ontario.

Partie D – Résultats

Distribution du revenu familial

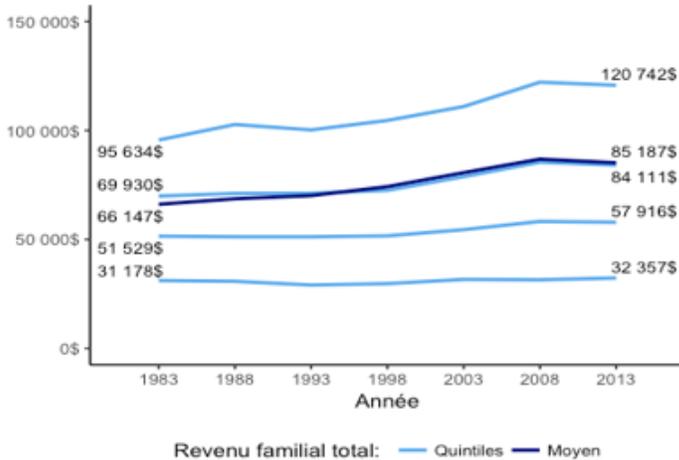
Au Québec, le revenu familial total moyen, corrigé pour l'inflation, a connu une augmentation constante sur la période 1983 à 2008 passant de plus de 66 000\$ à 86 000\$. Cette évolution positive est présentée à la [Figure D-1](#). Après cette nette augmentation, le revenu moyen a connu par la suite une légère diminution, potentiellement attribuable à la crise économique de 2008 et à ses répercussions. Malgré cette augmentation globale, nous voyons que les revenus définissant le premier quintile, c'est-à-dire la partie de la plus pauvre de la population, sont restés identiques. La hausse a essentiellement eu lieu pour les quintiles les plus riches. Cela suggère donc une hausse des inégalités économiques survenue entre 1983 et 2013 au Québec.

En comparant le Québec à sa voisine, nous remarquons que peu importe l'année, la situation de l'Ontario est toujours plus enviable que celle du Québec, tant pour les différents quintiles de revenu, que pour le revenu familial total moyen. L'écart entre les quintiles inférieur et supérieur se creuse également en Ontario, ce qui suggère que la province observe elle aussi une hausse des inégalités économiques. Cet écart est cependant plus prononcé en Ontario qu'au Québec et sa progression est plus importante, passant de 70 000\$ en début de période à 110 000\$ 30 ans plus tard.

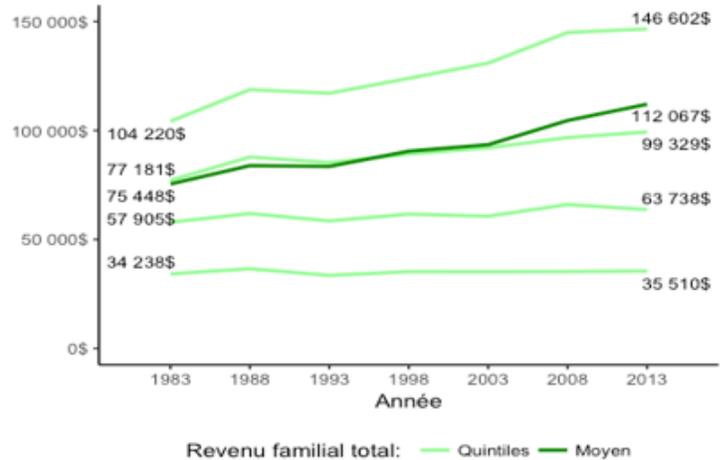
Toutefois, il est important de garder à l'esprit que les coûts de la vie, ainsi que les politiques redistributives, peuvent varier entre les deux provinces. Il est donc important d'être prudent dans l'interprétation de la distribution des revenus.

Figure D-1 Évolution de la distribution du revenu familial total (dollars constants de 2010)

Québec



Ontario



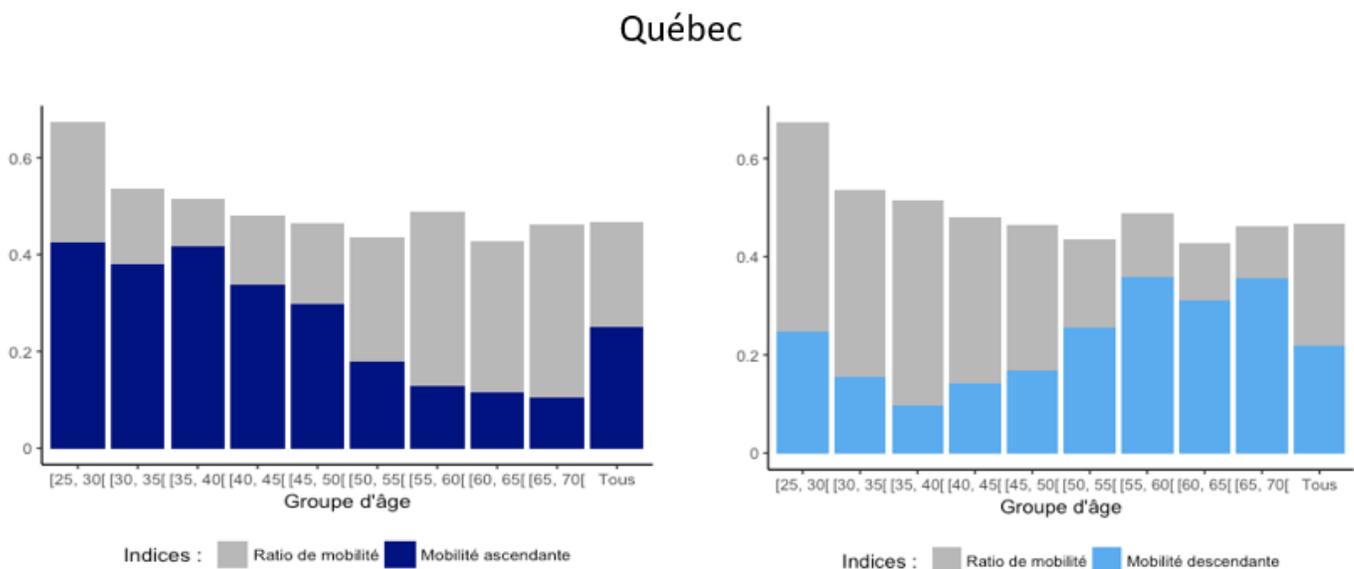
La mobilité économique au Québec

Nous avons analysé la mobilité économique sous le prisme des ratios de mobilité. Pour information, les ratios reflètent la proportion d'individus ayant changé de quintile de revenu entre deux périodes. Plus le ratio sera élevé, plus il sera proche de 1 et traduira une mobilité importante au sein de la population. Nous invitons les lecteurs à se référer à [l'Annexe A3-1](#) pour la méthodologie détaillée.

Comme il est possible de le voir à la [Figure D-2](#), la mobilité varie de façon marquée en fonction de l'âge. Tandis qu'elle est très élevée pour les plus jeunes débutant dans la vie active, elle ralentit progressivement avant de connaître une nouvelle augmentation à partir de 55 ans, âge qui initie la transition vers la retraite. La mobilité mesurée par le ratio de mobilité cache toutefois d'autres variations importantes révélées par la mobilité ascendante et descendante. En effet, la mobilité ascendante est plus importante chez les jeunes adultes de 25 à 30 ans et diminue dans le temps pour atteindre sa valeur la plus

faible chez les individus âgés entre 65 et 70 ans. Ceci suggère qu'en début de carrière, les jeunes travailleurs connaissent une croissance de leur revenu soutenue, possiblement parce qu'ils gagnent de l'expérience ou parce qu'ils se déplacent vers des emplois mieux rémunérés. Cette croissance s'estompe par la suite lorsque les gains marginaux à l'expérience diminuent et lorsque leur situation se stabilise.

Figure D-2 Mobilité au Québec, 2008-2013



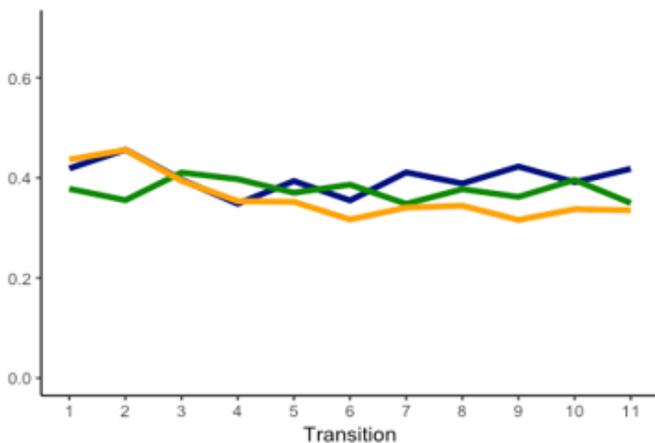
La trajectoire décroissante de la mobilité économique avec l'âge, présentée à la [Figure D-2](#), se retrouve sur l'ensemble de la période étudiée, c'est-à-dire 1983-2013. Dans l'ensemble, la mobilité ascendante a augmenté au Québec au cours des 30 dernières années, chez les individus âgés entre 25 et 40 ans, tandis que la mobilité descendante a connu une diminution. La situation semble donc s'être améliorée au Québec en termes de mobilité au cours des 30 dernières années.

En comparant la situation du Québec à celle de l'Ontario et de la Colombie-Britannique, nous avons relevé que la mobilité y est assez similaire, bien que le Québec

affiche toujours une mobilité plus faible. Si ce résultat peut sembler négatif de prime abord, il est considérablement nuancé lorsque la mobilité globale est décomposée en mobilité ascendante et descendante. Car si la mobilité demeure plus faible au Québec, c'est principalement parce que la mobilité descendante, qui est synonyme d'appauvrissement des individus, y est plus faible que dans les deux autres provinces. En ce qui concerne la mobilité ascendante, celle qui est recherchée par la société, nous avons pu constater que le Québec fait aussi bien que les deux autres provinces, comme nous pouvons le voir à la [Figure D-3](#). Cette figure présente l'évolution temporelle de la mobilité économique pour la cohorte la plus récente que nous avons étudiée. Les transitions correspondent aux différentes périodes étudiées (voir [Annexe 4](#) pour plus de détails).

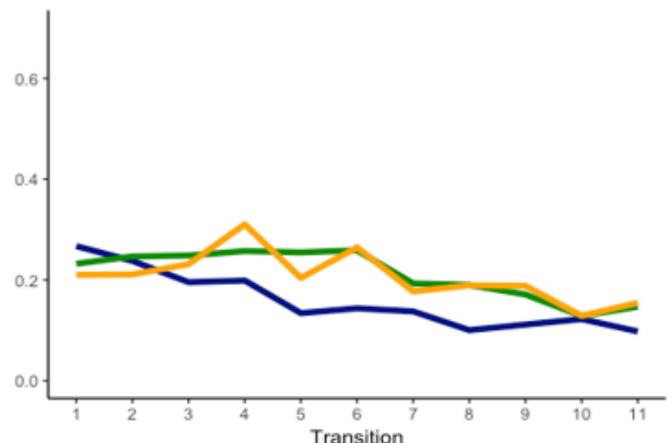
Figure D-3 Ratios de mobilité

Mobilité ascendante



Provinces : Québec Ontario Colombie-Britannique

Mobilité descendante

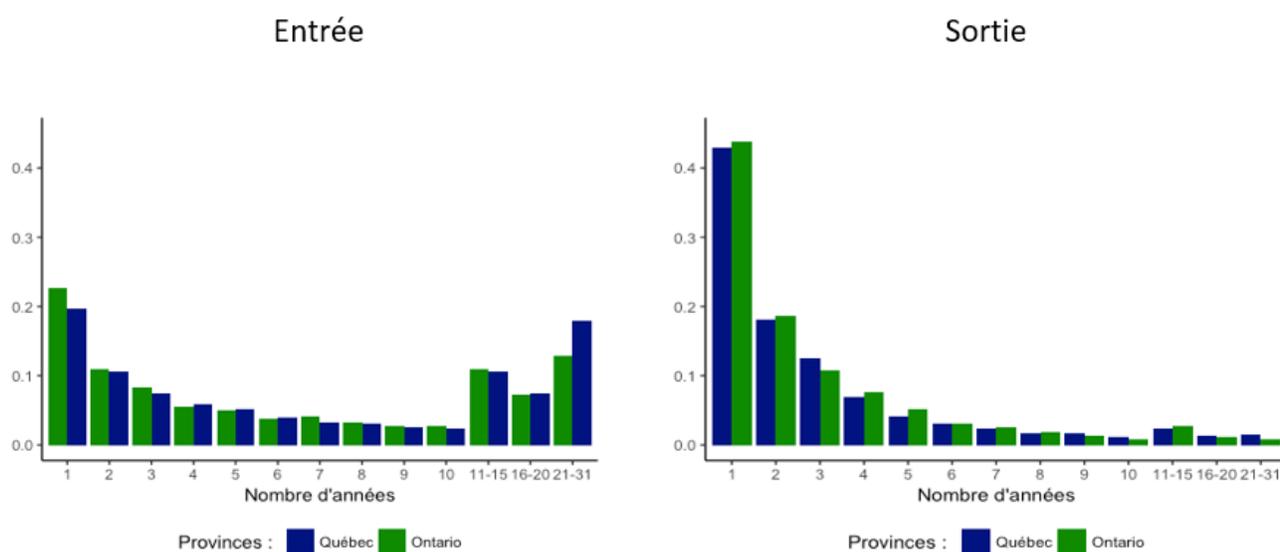


Provinces : Québec Ontario Colombie-Britannique

Pauvreté

Avec un seuil de pauvreté défini à 50% du revenu médian provincial, nous présentons à la [Figure D-4](#) la distribution du nombre d'années écoulées avant la survenue d'une entrée et d'une sortie d'un état de pauvreté pour les provinces du Québec et de l'Ontario. On voit que le phénomène d'entrée dans la pauvreté diffère entre les deux provinces. Par exemple, une part plus importante des individus effectuant une entrée en pauvreté le font après avoir passé seulement une année en dehors de cet état. Par ailleurs, la proportion des individus ayant effectué une entrée dans un état de pauvreté après 21 à 31 ans en dehors de la pauvreté est beaucoup plus importante au Québec qu'en Ontario. Ceci suggère que le phénomène de retour rapide dans un état de pauvreté est plus prononcé en Ontario. Au Québec, une part plus importante des individus effectuant une entrée dans un état de pauvreté le font après une longue période en dehors de cet état. Pour ce qui est des sorties de la pauvreté, il n'existe pas de différences évidentes entre le Québec et l'Ontario.

Figure D-4 Nombre d'années écoulées avant l'entrée et la sortie d'un état de pauvreté



Les caractéristiques individuelles jouent un rôle important dans la probabilité d'entrée ou de sortie de la pauvreté. Les facteurs ayant un impact significatif sont présentés au [Tableau D-1](#) ci-dessous :

Tableau D-1 Caractéristiques individuelles impactant la pauvreté

	Facteurs favorisants	Facteurs limitants
Entrée dans la pauvreté	<ul style="list-style-type: none"> - Avoir déjà connu un épisode de pauvreté - Être en statut de famille monoparentale 	<ul style="list-style-type: none"> - Avoir des enfants - Avoir compléter un diplôme - Avoir un niveau de scolarité élevé - Être un homme - Être en couple
Sortie de la pauvreté	<ul style="list-style-type: none"> - Avoir des enfants - Avoir compléter un diplôme - Avoir un niveau de scolarité élevé 	<ul style="list-style-type: none"> - Avoir vécu plusieurs année dans un état de pauvreté

Parmi les facteurs présentés dans le tableau, un élément nous semble particulièrement intéressant. Le fait d'avoir des enfants diminue les probabilités de faire une entrée dans la pauvreté et augmente les chances d'en sortir pour les individus étant dans cet état. Cela peut s'expliquer par les programmes de transfert dont l'effet semble toutefois être limité pour les familles monoparentales, la monoparentalité demeurant un facteur favorisant une entrée dans la pauvreté.

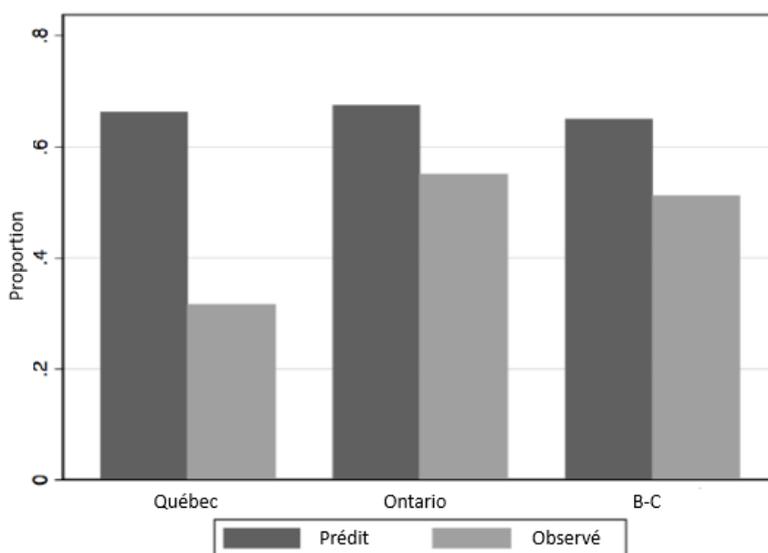
Un autre résultat intéressant est l'absence d'effet de l'âge sur l'entrée et la sortie de la pauvreté. Ceci suggère donc que si des différences dans les entrées et les sorties de la pauvreté sont observées parmi différents groupes d'âge, celles-ci résultent possiblement de caractéristiques comme le fait d'être en couple ou le niveau de scolarité, ou encore la préparation à la retraite. Enfin, il est important de relever l'absence d'effet provincial. En effet, une fois toutes les autres variables prises en considération, aucune différence dans

la probabilité de faire une entrée dans un état de pauvreté n'est observée entre le Québec et l'Ontario.

Choix optimal d'un véhicule d'épargne

Les véhicules d'épargne de type REER ou de type CELI, compte tenu de leur fiscalité différente, ne bénéficient pas aux mêmes types d'individus. Ainsi il apparaît qu'au Québec, les REER sont des placements de retraite désavantageux pour les retraités appartenant aux quintiles de revenu le plus faible, car le retrait de ce type d'épargne peut engendrer la perte de transferts sociaux. Nos résultats montrent que les CELI seraient, dans de nombreux cas, des placements plus avantageux. Ils restent pourtant moins favorisés au Québec que dans les deux autres provinces. La [Figure D-5](#) montre que, contrairement à l'Ontario ou la Colombie-Britannique, nous observons peu de Québécois faisant le choix des CELI (barre pâle) alors que ce placement serait le plus avantageux pour eux, compte tenu de leur parcours de revenu.

Figure D-5 Choix optimal de véhicule d'épargne



Partie E – Pistes de recherche

Ce rapport a permis de dresser le portrait de la dynamique des revenus des Québécois et a notamment mis de l'avant la plus faible mobilité descendante dans la province du Québec. Même si les politiques publiques déployées depuis le milieu des années 1990 ont permis une nette diminution de la pauvreté, elles n'ont en revanche pas eu d'effet sur la mobilité intragénérationnelle. Il nous semble donc important de creuser les raisons de cette spécificité québécoise afin de permettre à la société de pleinement exploiter son potentiel de développement et de bien-être.

Ce rapport a également mis de l'avant la difficulté des Québécois à réaliser des choix éclairés quant à la préparation de leur retraite. Nos résultats confirment ceux de Lalime et Michaud (2014) et démontrent la faible littératie financière des Québécois, comparativement à ce qui est observé dans les autres provinces. Nous pensons qu'il est important de creuser les raisons de cette faiblesse propre au Québec. Un récent rapport de l'Institut du Québec (2018) consacré au décrochage scolaire montre notamment que notre province présente le plus faible taux de réussite au programme de cycle supérieur du secondaire dans les écoles publiques. L'acquisition de connaissances en littératie financière étant intimement liée aux connaissances de base enseignées dans les écoles, nous pensons qu'il serait pertinent de creuser le lien qui pourrait exister entre ce fort décrochage scolaire et les faibles performances des Québécois en matière de littératie financière.

Partie F – Références sélectionnées

Bane, M. J., & Ellwood, D. T. (1983). Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells. NBER Working Paper Series.

Beach, C., & Finnie, R. (1998). Earnings mobility 1982-1994: Women gaining ground and lower paid males slipping. *Canadian Business Economics*, 6(4), 3.

Beach, C. M., & Finnie, R. (2004). A longitudinal analysis of earnings change in Canada. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 37(1), 219-240.

Bibi, S., & Duclos, J. Y. (2010). Y a-t-il plus de pauvreté au Québec qu'au Canada?. *L'Actualité économique*, 86(3), 277-318.

Blanden, J., Gregg, P., & Machin, S. (2005). Intergenerational mobility in Europe and north America. *Report supported by the Sutton Trust, Centre for Economic Performance, London School of Economics*.

Burkhauser, R. (2009). Intragenerational inequality and intertemporal mobility. Oxford University Press.

Burton, P., Phipps, S., & Zhang, L. (2014). The prince and the pauper: Movement of children up and down the Canadian income distribution. *Canadian Public Policy*, 40(2), 111-125.

Corak, M. (2013). Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102.

Curtis, L. J., & Rybczynski, K. (2014). Exiting Poverty: Does Sex Matter?. *Canadian Public Policy*, 40(2), 126-142.

Finnie, R., & Sweetman, A. (2003). Poverty dynamics: empirical evidence for Canada. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 36(2), 291-325.

Foresi, S., & Peracchi, F. (1995). The conditional distribution of excess returns: An empirical analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 451-466.

Genest, C., Ghoudi, K., & Rivest, L. P. (1995). A semiparametric estimation procedure of dependence parameters in multivariate families of distributions. *Biometrika*, 82(3), 543-552.

Institut du Québec (2018). Décrochage scolaire au Québec. Récupéré le 25/02/2019 : https://www.institutduquebec.ca/docs/default-source/Indice-Emploi/9652_d%C3%A9crochage-scolaire-au-qu%C3%A9bec_idq_br.pdf?sfvrsn=4

Jäntti, M., & Jenkins, S. P. (2015). Income mobility. In *Handbook of income distribution* (Vol. 2, pp. 807-935). Elsevier.

Lalime, T & Michaud, P-C (2014). *Littérature financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada*. Actualité Économique.

Marchand, S. (2015). Simtax documentation. Récupéré le 25/02/2019 : https://www.cedia.ca/sites/cedia.ca/files/dt9_simtax_juin2015.pdf

Milligan, K. (2008). The evolution of elderly poverty in Canada. *Canadian Public Policy*, 34(4), S79-S94.

Raïq, H., & Plante, C. (2013). Trajectoires de pauvreté et monoparentalité : le Québec dans une perspective comparative. *Sociologie et sociétés*, 45(1), 67-90.

Richey, J., & Rosburg, A. (2018). Decomposing economic mobility transition matrices. *Journal of Applied Econometrics*, 33(1), 91-108.

Schirle, T. (2013). Senior poverty in Canada: a decomposition analysis. *Canadian Public Policy*, 39(4), 517-540.

Statistique Canada : Les lignes de faible revenu 2013-2014 : Mise à jour. 2015. URL <http://www.statcan.gc.ca/pub/75f0002m/75f0002m2015002-fra.pdf>.

Statistique Canada : Taille de la famille économique. Mise à jour. 2015. URL http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3Var_f.pl?Function=DECI&Id=285155

Veall, M. R. (2008). Canadian seniors and the low-income measure. *Canadian Public Policy*, 34(Supplement 1), S47-S58.

Annexes

Programme *Actions concertées*
Annexes

IDENTIFICATION

1. Chercheur principal : Guy Lacroix, Université Laval et HEC Montréal

2. Co-chercheurs, chercheurs collaborateurs et leurs établissements

Co chercheurs :

- Bernard Fortin, Pr. titulaire, Université Laval;
- Simon Langlois, Pr. titulaire, Université Laval;
- Pierre-Carl Michaud, Pr. titulaire, HEC Montréal;
- Luc Bissonnette, Pr. adjoint, Université Laval.

Contributeurs :

- Marie-Pier Bernard, candidate à la maîtrise en économie, Université Laval;
- Nicholas-James Clavet, candidat au doctorat en économie, Université Laval;
- Nicolas Corneau-Tremblay, professionnel de recherche, Université Laval;
- Steeve Marchand, candidat au doctorat en économie, Université Laval;
- Manuel Paradis, professionnel de recherche, Université Laval;
- Laure Sébrier, professionnelle de recherche, Université Laval.

3. Nom des partenaires du milieu impliqués dans la réalisation du projet (le cas échéant) : non applicable

4. Établissement gestionnaire de la subvention : Université Laval

5. Titre du projet de recherche : *Mobilités et inégalités : le rôle des changements économiques et sociaux et des politiques publiques.*

6. Numéro du projet de recherche : FS101155

7. Titre de l'action concertée : La pauvreté et l'exclusion sociale

8. Partenaires de l'action concertée :

- Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion (CEPE) du ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MESS) ;
- Le ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MESS) ;
- Le Ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) ;
- La Société d'habitation du Québec (SHQ) ;
- Fonds québécois de la recherche sur la société et la culture (FQRSC).

Les résultats et conclusions présentés aux sections précédentes se basent sur plusieurs études réalisées par les chercheurs affiliés à l'Action Concertée. Les annexes ont donc pour but de présenter en détail ces études.

Après un bref survol de la littérature concernant les problématiques de pauvreté, de mobilité sociale et de choix de véhicules d'épargne, nous exposerons les bases de données ainsi que les méthodologies utilisées dans nos analyses. Nous expliquerons ensuite en détail les résultats obtenus et les conclusions que nous pouvons tirer de notre recherche. Il est important de souligner que les prochaines sous-sections sont en partie tirées et adaptées du mémoire de maîtrise de Marie-Pier Bernard, d'un article de la thèse de doctorat de Steeve Marchand ainsi que d'un article de Guy Lacroix à paraître dans la revue *Canadian Public Policy*.

A1 – Revue de littérature

Au Canada, le manque de données longitudinales a longtemps expliqué le peu d'études empiriques portant sur la dynamique de la pauvreté. Or la récente disponibilité de ce type de bases de données a changé la donne et a permis l'émergence d'études empiriques sur le sujet. Les prochaines sous-sections dressent un portrait de la littérature portant sur l'analyse dynamique de la pauvreté au Canada, mais également aux États-Unis où de telles études existent depuis plus longtemps. Certaines études sont plutôt descriptives (Bane et Ellwood (1983); Beach et Finnie (2004); Milligan (2008); Veall (2008)) alors que d'autres utilisent également des méthodes statistiques afin d'étudier l'effet de certaines variables sur la dynamique de la pauvreté (Finnie et Sweetman (2003); Schirle (2013); Curtis et Rybczynski (2014); Burton et al. (2014); Raïq et Plante (2013)).

A1 – 1 Analyse descriptive de la dynamique de la pauvreté

Bane et Ellwood (1983) sont parmi les premiers à avoir analysé la pauvreté dans un cadre dynamique et sur des données américaines. Leur étude est, à juste titre, considérée comme fondatrice de l'approche empirique. Ils se sont intéressés à la notion d'épisodes de pauvreté, et plus particulièrement à la notion de probabilité de sortie, pour analyser la longueur des épisodes. Leurs résultats suggèrent ainsi que la plupart des ménages ne restent que peu de temps en situation de pauvreté. La pauvreté transitoire serait donc plus fréquente que celle de long terme, aux États-Unis. Bane et Ellwood (1983) montrent également que 40% des familles tombent en situation de pauvreté en raison d'une perte de revenu suite au départ d'un adulte pourvoyeur de ressources. Finalement, selon les auteurs, il existerait un effet cumulatif des expériences de pauvreté qui peut peser lourdement sur la capacité des familles à pouvoir se sortir d'une telle situation. Il s'agit d'une étude pionnière pour l'analyse de la dynamique de la pauvreté et plusieurs études subséquentes se sont inspirées des travaux de Bane et Ellwood (1983), mais cette fois-ci en se basant sur des données canadiennes. Beach et Finnie (2004) se sont notamment intéressés à la dynamique du revenu au Canada ainsi que Drolet et al. qui se sont eux intéressés à la dynamique de la dépendance à l'aide sociale au Québec. Beach et Finnie (2004) ont pour cela réalisé une analyse longitudinale des changements de revenu dans laquelle ils examinaient les profils de mobilité à l'aide de matrices de transition issues de la Banque de données administratives longitudinales (DAL), entre 1982 et 1999. Cette base de données constituait à l'époque le panel le plus complet et la référence pour mener des analyses dynamiques portant sur le revenu ou la démographie, puisqu'elle comprend un échantillon de 20% du Fichier T1 annuel sur les familles (nous reviendrons sur l'explication de cette base de données à la [Section A2-2](#)). Dans leur étude, Beach et Finnie (2004) décomposent la population en différents sous-groupes afin de déterminer si la

mobilité diffère d'un groupe à un autre. Les résultats de cette étude suggèrent ainsi que la mobilité de revenu serait plus importante chez les hommes que chez les femmes. Cette démarche est toutefois très descriptive et bien qu'elle s'intéresse à la mobilité, elle ne porte pas spécifiquement sur l'effet des caractéristiques individuelles sur la probabilité de vivre une situation de pauvreté. Contrairement aux travaux de Beach et Finnie (2004), certaines études se concentrent plutôt sur la dynamique de la pauvreté dans certains sous-groupes de la population.

Milligan (2008) et Veall (2008) ont ainsi analysé la dynamique de la pauvreté chez les aînés depuis les années 1970. Milligan (2008) a utilisé pour ce faire l'analyse graphique du revenu et des dépenses d'une cohorte d'aînés canadiens à travers le temps, en les comparant à différents seuils de faible revenu. Les résultats de Milligan (2008) ont mis de l'avant la très forte diminution de la pauvreté chez les aînés depuis les quarante dernières années. Ces constats ont été confirmés par Veall (2008) qui, tout comme Beach et Finnie (2004) et Milligan (2008), décompose les différents sous-groupes de la population âgée de plus de 65 ans à des fins de comparaison. Les résultats obtenus suggèrent que la pauvreté est plus importante chez les aînés qui ne sont pas nés au Canada et chez les personnes vivant seules. Selon l'auteur, une des solutions pour enrayer la pauvreté chez les aînés serait donc d'augmenter les transferts pour les personnes non mariées. Une autre solution pourrait être d'instaurer des transferts qui ciblent les immigrants ou encore, de diminuer les exigences de résidence concernant la Pension de la Sécurité de vieillesse et du Supplément de Revenu Garanti.

Plus récemment, Raiq et Plante (2013) ont étudié la dynamique de pauvreté chez les familles monoparentales et biparentales au Québec en adoptant une perspective de

comparaison interprovinciale. Afin de déterminer comment les familles québécoises peuvent être confrontées à la pauvreté dans leurs parcours de vie, ils ont réalisé des analyses séparées pour les familles monoparentales et pour les familles biparentales. Comme la plupart des études récentes, Raïq et Plante (2013) utilisent l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) afin de mener leur analyse de séquences et de mesurer l'incidence et la persistance de la pauvreté. Les résultats montrent que les familles monoparentales dans les autres provinces canadiennes ont été plus souvent touchées par des périodes de pauvreté entre 2002 et 2007, en comparaison du Québec. En revanche, lorsque la pauvreté frappe ces ménages, le temps nécessaire pour en sortir est presque le même, quelle que soit la province de résidence. Les résultats obtenus par Raïq et Plante (2013) suggèrent que les familles monoparentales figurent parmi les groupes les plus sévèrement touchés par la pauvreté et que des politiques publiques pourraient prévenir ou favoriser les transitions dans la pauvreté.

A1 – 2 Analyse statistique de la dynamique de la pauvreté

L'analyse descriptive de la dynamique de la pauvreté par décomposition est intéressante puisqu'elle permet de dresser un portrait des scénarios de pauvreté expérimentés en fonction de différentes caractéristiques sociodémographiques. Cependant, elle ne permet pas d'analyser l'effet de ces variables sur la dynamique de la pauvreté d'un point de vue statistique. Certains auteurs ont donc approfondi cette analyse afin d'étudier l'effet des caractéristiques personnelles sur les transitions dans la pauvreté ou sur la probabilité de vivre une telle situation.

Au Canada, Finnie et Sweetman (2003) sont parmi les premiers à avoir utilisé des méthodes statistiques pour analyser les déterminants des transitions dans la pauvreté. Ils figurent parmi les seuls auteurs, avec Curtis et Rybczynski (2014), à s'être intéressés à la

modélisation de l'entrée dans la pauvreté, en plus de modéliser la sortie. Pour ce faire, ils ont complété une analyse descriptive des scénarios de pauvreté selon le profil des individus. À l'aide de cette segmentation, les auteurs illustrent la dynamique de pauvreté à travers des arbres de probabilités dans le but de comprendre quels types de personnes sont plus à risque d'expérimenter une situation de pauvreté. Leurs résultats ont ainsi démontré que la composition d'un ménage influence significativement les mouvements d'entrée et de sortie. Les familles monoparentales et les individus vivant seuls ont une probabilité plus forte d'entrer dans une telle situation, et une probabilité plus faible d'en sortir, que les ménages composés de deux personnes. Cet effet est encore plus important pour les mères monoparentales.

Finnie et Sweetman (2003) ont également analysé l'incidence de la pauvreté selon les différentes caractéristiques individuelles pour déterminer de quelle façon les changements dans les caractéristiques personnelles influencent la probabilité qu'une personne se retrouve en situation de pauvreté. Ainsi, le fait de passer d'un statut de célibataire à une situation de couple réduit l'incidence de la pauvreté, autant pour les hommes que pour les femmes. Mais le fait de passer de célibataire à monoparental augmente grandement la probabilité de se retrouver en situation de pauvreté. Finalement, les résultats suggèrent que le nombre d'années passées dans la pauvreté a une influence significative sur la séquence de pauvreté vécue par un individu.

Alors que Finnie et Sweetman (2003) ont analysé de façon globale l'effet des caractéristiques individuelles sur la dynamique de la pauvreté, certains auteurs ont plutôt étudié les différents sous-groupes de la population qui peuvent s'avérer plus vulnérables. Tout comme Veall (2008), Schirle (2013) s'est intéressée à la dynamique de la pauvreté chez les aînés canadiens en tentant de déterminer si les caractéristiques sociodémographiques pouvaient influencer la pauvreté à travers ce sous-groupe de la

population. Contrairement à Veall (2008) qui utilisait une analyse plutôt descriptive, Schirle (2013) a utilisé la décomposition Oaxaca-Blinder. Cette méthode tente d'expliquer la vraisemblance de la pauvreté conditionnelle aux caractéristiques des individus aux deux périodes étudiées. Elle permet notamment d'expliquer la diminution de la pauvreté résultant des changements dans les caractéristiques des aînés et des changements structurels. Corroborant les constats de Veall (2008), Schirle (2013) soutient aussi que le fait d'être né au Canada et d'avoir l'anglais comme langue maternelle réduirait la probabilité qu'un aîné dispose d'un revenu sous les différents seuils de pauvreté. Par ailleurs, la composition du ménage et le lieu de résidence auraient aussi un effet significatif sur la pauvreté d'un aîné. Schirle (2013) pousse l'analyse plus loin et constate que l'éducation serait aussi un déterminant de la pauvreté chez les aînés. De plus, l'âge aurait également un effet positif et significatif sur la situation des 65 ans et plus. Toutefois, cet effet serait considérablement réduit après l'introduction des prestations gouvernementales aux aînés. Somme toute, les résultats obtenus par Schirle (2013) soutiennent que la diminution importante de la pauvreté chez ce sous-groupe de la population est en grande partie liée à l'instauration de politiques publiques telles que l'introduction des prestations gouvernementales aux aînés.

Les enfants constituent un sous-groupe de la population dont la pauvreté est rarement analysée. À cet effet, Burton et al. (2014) ont constaté que les études antérieures sur la dynamique de la pauvreté examinent les déterminants de l'entrée ou de la sortie dans la pauvreté chez la population en âge de travailler et chez les retraités, mais que les connaissances relatives à la dynamique de la richesse chez les enfants sont limitées. Ils se sont donc attachés à analyser les déterminants de la pauvreté en examinant la dynamique de revenu des ménages ayant des enfants âgés de 4 à 15 ans. Burton et al. (2014)

cherchent ainsi à déterminer quelles caractéristiques familiales sont associées à une plus forte probabilité de se retrouver dans les échelons les plus faibles de la distribution de revenu. Leurs résultats suggèrent qu'un enfant dont le revenu familial est situé au 90e percentile a un niveau de vie en moyenne 5 fois plus grand que l'enfant situé au 10e percentile. Par ailleurs, la distribution de revenu subit peu de modifications dans le temps: plus de 50% des enfants situés dans le premier et le dernier quintile de la distribution ne connaîtrons aucun changement de position au cours des 10 années étudiées. Burton et al. (2014) soutiennent aussi que les enfants, dont les parents sont jeunes ou peu scolarisés, ou encore ceux provenant de familles monoparentales, ont plus de chances de rester dans les 20 percentiles les plus faibles de la distribution de revenu.

Parmi les sous-groupes vulnérables, Curtis et Rybczynski (2014) soutiennent qu'au Canada, les femmes sont plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté et soulignent que nous ne disposons que de très peu d'informations sur les déterminants de la durée de la pauvreté, alors qu'il s'agit pourtant d'une information importante pour l'adoption de politiques publiques adaptées. Les auteures ont donc examiné la durée de la pauvreté en lien avec différents scénarios de sortie : vers un revenu légèrement au-dessus du seuil de la pauvreté et vers un revenu considérablement supérieur au seuil. Elles utilisent l'analyse de risque afin de prédire la probabilité qu'un individu sorte de la pauvreté conditionnellement à ses caractéristiques socio-économiques et à son revenu à la période précédente. Les auteurs utilisent des panels de 6 ans issus de l'EDTR, couvrant la période de 1993 à 2010. Leurs résultats suggèrent d'abord que le tiers des individus qui sont en situation de pauvreté dans le panel ne vivent aucun changement d'état. Parmi ceux qui sortent d'une situation de pauvreté, plus de 23% ont un revenu situé près du seuil de la Mesure du Faible Revenu (MFR) qui correspond à 50% du revenu médian canadien ; 61%

ont un revenu situé entre 1,1 fois et 2 fois la MFR et seulement 16% d'entre eux ont un revenu plus important que 2 fois la MFR. La durée moyenne que les individus passent avec un revenu inférieur à la MFR est de deux ans. La probabilité de sortir de la pauvreté diminue à mesure que le nombre d'années passées dans la pauvreté augmente. Toutefois, ces résultats doivent être traités avec prudence puisque Curtis et Rybczynski (2014) utilisent des panels de 6 ans, ce qui ne permet pas d'identifier des tendances de long terme. Finalement, une éducation supérieure, particulièrement pour les femmes, est un déterminant significatif d'une sortie de la pauvreté, alors qu'être prestataire de l'aide sociale, être immigrant, avoir de jeunes enfants ou être divorcé serait associés à une plus faible probabilité de sortir de la pauvreté.

Finalement, la plupart des études portant sur la dynamique de la pauvreté partagent des constats similaires et une tendance générale se dessine à travers toutes les strates de la population. Ainsi, l'éducation et la composition d'un ménage influenceraient considérablement la dynamique de la pauvreté que ça soit pour les enfants, les femmes et les aînés. Le fait d'être scolarisé et donc de détenir un diplôme aurait un impact négatif sur la probabilité qu'un individu expérimente un épisode de pauvreté ou qu'il entre en situation de pauvreté. À l'inverse, faire partie d'un ménage monoparental augmenterait les chances qu'une personne se retrouve en situation de pauvreté ou y entre, et ce, pour tous les sous-groupes de la population qui ont été analysés.

A1 – 3 La mesure de la pauvreté

Avant de survoler les mesures de pauvreté disponibles au Canada, il est important de distinguer les concepts de pauvreté absolue et de pauvreté relative. La pauvreté absolue fait référence à l'incapacité pour un ménage de subvenir à ses besoins élémentaires. À

titre d'exemple, le seuil de 2\$ par jour est souvent utilisé pour mesurer la pauvreté dans les pays en développement faisant face aux situations les plus critiques. La pauvreté relative fait quant à elle référence à la position d'un ménage dans la distribution de revenu.

Au Canada, il n'existe pas une mesure officielle de pauvreté. Différentes mesures dites de faible revenu ont été développées, notamment par statistiques Canada, et présentent chacune des avantages et des limites. Il revient donc aux chercheurs de choisir la ou les mesures qui seront les plus adaptées à leurs recherches.

Premièrement, la Mesure de faible revenu (MFR) est la plus couramment utilisée, notamment par Milligan (2008), Veall (2008) et Curtis et Rybczynski (2014). Il s'agit d'un indice développé par Statistique Canada (2015) qui constitue un seuil de pauvreté correspondant à 50 % du revenu familial médian canadien. Le revenu familial et les seuils sont ajustés pour tenir compte de la taille et de la composition des familles. Il s'agit donc d'une mesure de pauvreté purement relative. À titre informatif, le [Tableau A1-1](#) présente un aperçu des seuils de la MFR pour l'année 2015. Il est à noter que ces seuils sont identiques, quel que soit le lieu de résidence des ménages et ne diffère donc pas d'une province à l'autre.

[*Tableau A1- 1 Seuils de la MFR pour les ménages privés du Canada, 2015*](#)

Taille de ménage	Revenu après impôt	Revenu avant impôt
1 personne	22 133	25 516
2 personnes	31 301	36 084
3 personnes	38 335	44 194
4 personnes	44 266	51 031
5 personnes	49 491	57 054
6 personnes	54 215	62 500
7 personnes	58 558	67 508

Source : Statistique Canada, recensement de la population 2016.

Les Seuils de Faible revenu (SFR), également développés par Statistique Canada, constituent une deuxième mesure envisageable pour les chercheurs. Ces seuils, résumés au [Tableau A1-2](#), sont basés le revenu des familles en dessous duquel la part du budget consacrée aux biens essentiels (nourriture, vêtements et logement) dépasse de 20 points de pourcentage la part moyenne du budget consacré à ces biens par l'ensemble des Canadiens. Il s'agit donc d'une mesure hybride cherchant à la fois à fixer un seuil pour la satisfaction des besoins primaires et qui inclut une dimension de comparaison entre les ménages. Cette mesure présente l'avantage de tenir compte de la taille de la région de résidence, reflétant ainsi les différences de coût de la vie, notamment des loyers, entre les grands centres urbains et les localités rurales. Cette mesure a été utilisée dans de nombreuses études, notamment par Milligan (2008) et Schirle (2013).

[Tableau A1- 2 Seuils de faible revenu avant impôts \(base 1992\), 2015](#)

Taille de la famille économique	Taille de la région de résidence				
	Région rurale	30000 hab. ou moins	30 000 à 99 999 hab.	100 000 à 499 999 hab.	500 000 hab. ou plus
1 personne	16 934	19 266	21 055	21 186	24 600
2 personnes	21 082	23 983	26 211	26 373	30 625
3 personnes	25 917	29 484	32 223	32 423	37 650
4 personnes	31 468	35 799	39 124	39 367	45 712
5 personnes	35 689	40 602	44 373	44 648	51 846
6 personnes	40 253	45 793	50 046	50 357	58 473
7 personnes ou plus	44 815	50 984	55 719	56 064	65 101

Source : [Série de documents de recherche - Revenu - Les lignes de faible revenu, 2015-2016. Statistique Canada, n° 75F0002MIF, 2017, n° 002 au catalogue](#)

La Mesure du Panier de Consommation (MPC), initialement développé par Emploi et Développement social Canada (EDSC), est une mesure basée sur le coût d'un panier de biens et services correspondant à un niveau de vie minimum. Il s'agit donc d'une mesure

absolue. Cette mesure est calculée pour chaque province, mais également pour différentes zones géographiques à l'intérieur des provinces afin de refléter les coûts de la vie. À titre indicatif, le [Tableau A1-3](#) montre les seuils pour la province du Québec.

Toutefois, le panier de biens et services ayant été initialement déterminé pour les besoins d'une famille de deux adultes et deux enfants, cette mesure semble peu adaptée pour l'étude des populations plus âgées dont les besoins de consommations diffèrent d'une population plus jeune. Pour l'étude des 65 ans et plus, les chercheurs lui préfèrent la Mesure de Pauvreté Relative des Aînés (MPRA) même si elle n'est pas officiellement reconnue par Statistique Canada (Milligan (2008); Schirle (2013)). Cette mesure est semblable à la MFR, puisqu'elle correspond à 50% du revenu médian de la population en âge de travailler.

[*Tableau A1- 3 Seuils de la MPC – province du Québec – 2015*](#)

Zones géographiques - Québec	Seuils
Régions rurales	34 791
Moins de 30 000 hab.	34 879
30 000 à 99 999 hab.	33 101
100 000 à 499 999 hab.	33 943
Ville de Québec	34 540
Ville de Montréal	35 710
Régions rurales	34 791

Source : [Statistique Canada](#).

La plupart des études recensées dans cette revue de littérature utilisent plus qu'un seuil de pauvreté afin d'obtenir le meilleur portrait possible, car comme le soulignent Bibi et Duclos (2010) et Schirle (2013), les résultats obtenus dans une étude portant sur la pauvreté diffèrent considérablement en fonction du seuil de faible revenu utilisé. Il est toutefois possible de mener une étude sur la dynamique de la pauvreté sans utiliser de seuil de faible revenu. Pour ce faire, Burton et al. (2014) utilisent les déciles et les quintiles

de revenu. Pour notre part, comme cela sera explicité à la [Section A3-2](#), nous avons calculé un seuil de faible revenu inspiré de la MFR, mais propre à chaque province.

A1 – 4 Limites de la littérature

Les études que nous avons recensées plus haut dressent essentiellement un portrait des caractéristiques de la pauvreté. Toutefois, certaines limites persistent, tant concernant la problématique de pauvreté que les autres problématiques étudiées ici : la mobilité économique et le choix optimal des véhicules d'épargne.

Tout d'abord, concernant la pauvreté, bien que certaines études portent sur des sous-groupes de la population qui peuvent s'avérer plus vulnérables, les analyses s'intéressent très peu aux comparaisons interprovinciales. Une segmentation de la population canadienne peut pourtant s'avérer intéressante afin d'identifier les différences ou les similitudes entre les provinces. Par ailleurs, les bases de données longitudinales utilisées constituent une limite importante à l'analyse statistique dynamique puisqu'elles ne couvrent que quelques années. Par exemple, l'utilisation de l'EDTR, qui constitue une des bases de données les plus récentes, ne couvre que 6 ans et ne permet pas d'analyser la pauvreté sur une longue période. Finalement, la plupart des études ne s'intéressent qu'à l'effet des caractéristiques sur la transition hors de la pauvreté et ne modélise pas l'entrée dans la pauvreté.

Afin de répondre aux limites précédemment identifiées, notre étude s'intéresse à l'effet des caractéristiques individuelles sur la probabilité de transition dans la pauvreté, et ce, en tenant compte de différents scénarios de transition, tels que suggéré par Curtis et Rybczynski (2014). Une des principales contributions de notre étude est que notre analyse statistique porte également sur l'effet des caractéristiques individuelles sur l'entrée et la

sortie de la pauvreté. Nous comparons également la situation du Québec par rapport à celle des autres provinces.

La mobilité de revenu intergénérationnelle, c'est-à-dire le degré de différence entre le revenu d'une génération à l'autre, souvent entre des parents et leurs enfants, constitue une importante littérature. En effet, le niveau de mobilité intergénérationnelle est souvent considéré comme une mesure de l'égalité des chances économiques et sociales à travers une société (Blanden, J., Gregg, P., & Machin, S. (2005)). Corak (2013) met ainsi en lumière le lien entre la croissance des inégalités de revenu dans les pays développés, particulièrement aux États-Unis, et une limitation de la mobilité économique entre les générations. Toutefois, l'extrême rareté des bases de données nécessaires à la réalisation de telles études et les contraintes pour y accéder expliquent le fait que la littérature sur la mobilité intergénérationnelle au Canada et au Québec est limitée. Cette absence de données au Canada a orienté notre recherche vers l'étude de la mobilité intragénérationnelle, c'est-à-dire l'évolution des revenus des individus d'une même génération sur l'ensemble de leur vie. Cette analyse, bien que différente de celle présentée plus haut, est en elle-même très instructive puisque l'étude du niveau de revenu moyen, de sa distribution et de son évolution sur une période de temps est des indicateurs utiles pour comparer la qualité de vie entre les individus et entre différentes sociétés (Burkhauser, 2009).

Enfin, concernant notre dernier sujet d'étude : le choix optimal des véhicules d'épargne, la littérature est à ce jour inexistante pour le Québec. Il est important de garder à l'esprit que les produits d'épargne permettent aux individus d'accumuler de la richesse et ainsi de maintenir leur niveau de vie une fois rendus à la retraite. Un choix inadapté durant la vie active peut donc entraîner de répercussions importantes sur la sécurité

financière des Québécois. À ce titre, nous estimons que ce facteur doit être pris en compte dans les politiques de lutte contre la pauvreté, d'autant que ces véhicules sont peu accessibles aux travailleurs à faible revenu. Notre étude vise donc à combler ce vide et à enrichir la connaissance des comportements d'épargne des Québécois, ainsi que des Canadiens.

A2 – Enquêtes utilisées

Les analyses présentées dans le rapport scientifique sont en majeure partie issues de l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ÉLIA). Seules les analyses portant sur le choix optimal des véhicules d'épargne ont eu recours à une autre source : la banque de Données Administratives Longitudinales (DAL). Les prochaines sous-sections présentent les deux bases de données utilisées ainsi que la sélection de l'échantillon et des variables d'intérêt.

A2 – 1 Étude longitudinale et internationale des adulte (ÉLIA)

L'Étude longitudinale et internationale des adultes (ÉLIA) de Statistique Canada est une enquête à la fois prospective et rétrospective. Elle a été conduite pour la première fois de novembre 2011 à juin 2012 et couvre la population vivant dans les dix provinces canadiennes. Son échantillonnage stratifié a été effectué auprès des logements ayant répondu au Recensement de la population de 2011 et n'ayant pas été sélectionnés pour l'Enquête nationale auprès des ménages. L'ÉLIA contient environ 30 000 ménages (pour un peu plus de 38 000 répondants) et son taux de réponse au niveau du logement fut de 72% pour la première vague. L'enquête dénombre tous les habitants du ménage, mais ses répondants sont uniquement ceux âgés de 15 ans ou plus.

L'enquête est tout d'abord composée d'un volet prospectif, c'est-à-dire qu'elle effectue un suivi des individus échantillonnés dans le temps. Les individus étant recontactés tous les 2 ans, la seconde vague de l'enquête a donc eu lieu en 2014 tandis que la troisième vague a été complétée en 2016.

L'enquête est également composée d'un volet rétrospectif : suite à la constitution de l'échantillon initial en 2011-2012, l'ensemble des rapports d'impôt annuels complétés par les répondants depuis 1983 a été récupéré afin de créer un panel de plus de 30 ans. Ainsi, de nombreuses informations socio-économiques sur les répondants provenant des États de la rémunération payée (T4) ont pu être mises en commun afin de former une riche base de données. La variable d'intérêt utilisée dans les analyses est issue de ces rapports d'impôts. Cette variable sera présentée à la [section A2-1-2](#).

A2 – 1 – 1 Sélection de l'échantillon

Les analyses portant sur la mobilité des revenus, un sous-échantillon de l'ÉLIA a été utilisé pour les effectuer. Dans un premier temps, les non-répondants à l'enquête (enfants et adultes) ont été retirés de l'échantillon. Les analyses ont ensuite été concentrées sur les individus âgés de 25 ans ou plus. Inclure des individus plus jeunes aurait impliqué de mesurer la mobilité associée au passage de l'école vers le marché du travail. Bien que cette transition soit associée à des changements importants de revenus, son intérêt demeure périphérique dans le cadre du présent rapport.

Le Canada étant un pays composé de provinces hétérogènes, les comparaisons régionales peuvent parfois s'avérer difficiles. Pour cette raison, nos analyses se sont concentrées sur trois provinces : le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. L'Ontario, en tant que province voisine du Québec, nous est apparu comme une candidate idéale pour un exercice de comparaison. La Colombie-Britannique a elle été retenue puisqu'elle est semblable au Québec, tant du point de vue sociale qu'économique.

Enfin, les données utilisées sont celles allant de 1983 à 2013, inclusivement. Il est à noter que la structure de l'étude fait en sorte que si un individu n'a pas effectué de rapport d'impôt lors de l'une de ces années, cet individu sera absent lors de cette année uniquement. Cette situation est abordée plus longuement dans la prochaine section.

A2 – 1 – 2 Variable d'intérêt

La variable d'intérêt utilisée pour effectuer l'ensemble des analyses de mobilité présentées dans ce rapport est le revenu familial total, c'est-à-dire le revenu familial après la réception des transferts gouvernementaux, mais avant le paiement des impôts. La notion de famille fait ici référence à la famille économique qui est définie comme « un groupe de deux personnes ou plus, habitant dans le même logement et apparenté par le sang, par alliance, par union libre ou par adoption » (Statistique Canada).

Les analyses ont été effectuées en s'intéressant aux changements de position des individus dans la distribution du revenu familial total à travers le temps. Le choix d'utiliser le revenu familial total comme variable d'intérêt a été fait avec en tête l'idée que l'utilisation des revenus individuels pouvait engendrer certaines problématiques. En effet, il peut arriver qu'un individu ne déclare pas ou peu de revenus aux agences concernées sans que sa situation financière ne soit précaire. Par exemple, l'un des membres d'un couple pourrait demeurer à la maison avec les enfants alors que l'autre membre travaille. La personne demeurant à la maison n'aurait ainsi pas de revenu et en concentrant les analyses sur les revenus individuels, celle-ci serait vraisemblablement considérée comme peu fortunée. Or, cette personne a un(e) conjoint(e) qui travaille et possède donc un revenu. D'ordinaire, ce revenu est partagé avec la famille pour subvenir au besoin de ses membres. Dans cette optique, la personne demeurant à la maison n'est donc pas sans revenu comme pourraient le laisser croire des analyses portant sur les revenus individuels.

Comme mentionné précédemment, puisque notre variable d'intérêt provient des rapports d'impôts des individus sondés, il est possible que celle-ci soit manquante certaines années pour un même individu. En effet, la disponibilité de la variable à une année donnée est conditionnelle à ce qu'un rapport d'impôt ait été complété, ce qui n'est pas toujours le cas. Si un individu n'obtient pas de revenu pour une année donnée et qu'il n'est éligible à aucun programme nécessitant la complétion d'un rapport d'impôt, il est possible que celui-ci n'effectue tout simplement pas de déclaration de revenus. Puisque l'information introduite dans l'enquête pour les années antérieures à 2012 provient uniquement des rapports d'impôt, aucune information n'est disponible pour effectuer de l'imputation ou utiliser des modèles de sélection afin de prendre en compte ces valeurs manquantes. Toutefois, certains auteurs semblent indiquer que ces rapports d'impôt ne devraient pas être problématiques (Beach et Finnie, 1998). En effet, puisque le Canada possède un éventail important de programmes de toute sorte, au final, peu d'individus ont un incitatif à ne pas effectuer de déclaration de revenus. Travaillant avec une base de données canadienne utilisant elle aussi les rapports d'impôts des Canadiens, Finnie (1999) estime que plus de 90% des Canadiens complètent un rapport d'impôt. Il est également à noter que le revenu familial total a été converti en dollars constants de 2010 pour l'ensemble des années couvertes. La section suivante présente quelques statistiques descriptives issues de l'ÉLIA.

A2 – 1 – 3 Statistiques descriptives

Composition de l'échantillon

Le [Tableau A2-1](#) présente quelques statistiques descriptives pour l'année 2013 de l'ÉLIA, soit la dernière année couverte dans les analyses présentées. Comme nous pouvons le voir, les trois provinces analysées sont relativement homogènes. Une différence

appréciable est toutefois observable dans le revenu familial total moyen qui plus élevé en Ontario. En effet, ce revenu s'élève à 112 067\$ en Ontario contre 99 391\$ en Colombie-Britannique et 85 187\$ au Québec.

Outre le revenu familial total moyen, la distinction la plus marquée est observable dans la proportion d'individus mariés. Alors que cette proportion est relativement similaire pour l'Ontario et la Colombie-Britannique, avec respectivement 51% et 53%, le Québec affiche une proposition nettement plus faible, aux alentours de 38%.

Tableau A2- 1 Statistiques descriptives : population des individus de 15 ans et plus (ÉLIA-Fichier administratif, année 2013)

Caractéristiques	Québec	Ontario	Colombie-Britannique
Proportion d'hommes	49,568	48,93	49,341
(é.t.)	-1,015	-1,018	-1,377
Proportion d'individus mariés	37,751	51,234	53,261
(é.t.)	-0,935	-1,023	-1,394
Âge moyen	46,504	45,8	46,49
(é.t.)	-0,383	-0,365	-0,505
Proportion d'individus aux études	16,37	17,176	15,643
(é.t.)	-0,872	-0,78	-0,969
Plus haut diplôme : Secondaire	34,628	30,843	37,198
(é.t.)	-0,982	-0,92	-1,35
Plus haut diplôme : Collégial	17,772	20,882	16,234
(é.t.)	-0,793	-0,815	-0,986
Plus haut diplôme : Universitaire	27,834	31,123	31,84
(é.t.)	-0,912	-0,976	-1,277
Revenu familial total moyen	85187,423	112067,017	99391,337
(é.t.)	-1493,395	-8045,805	-2881,989

A2 – 2 La Banque de données administratives longitudinales (DAL)

Les données utilisées pour les analyses portant sur le choix optimal de véhicules d'épargne proviennent de la Banque de données administratives longitudinales (DAL), une base de données administrative longitudinale canadienne élaborée par Statistique Canada à partir des fichiers T1 des déclarations de revenus fédérales.

Cette base de données a été construite à partir d'une sélection d'un échantillon aléatoire de 20% des contribuables canadiens pour la première année disponible, soit 1982. Les membres des ménages ainsi sélectionnés ont ensuite été suivis chaque année jusqu'à ce qu'ils meurent ou qu'ils émigrent du Canada (les décès et l'immigration sont les seules formes d'attrition dans la DAL). Pour les années suivantes, des ménages supplémentaires ont été ajoutés chaque année afin de maintenir la cible de 20% des contribuables pour chaque année. La dernière année disponible est 2013, par conséquent nous pouvons observer un individu pour une durée maximale de 31 ans.

Les variables disponibles dans la DAL comprennent la plupart des lignes fiscales apparaissant dans la déclaration de revenus fédérale canadienne, ce qui rend la base de données extrêmement riche en ce qui concerne les différentes sources de revenus. Elle comprend notamment des informations sur les cotisations et les retraits dans les Régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER). De plus, les données des T1 sont fusionnées à certaines informations n'apparaissant pas dans les déclarations de revenus, comme les contributions et les retraits aux comptes d'épargne libres d'impôt (CELI). La DAL est cependant moins riche en termes de variables sociodémographiques : on observe le sexe, l'âge, la province de résidence, l'état matrimonial et l'âge de tous les enfants.

Le grand nombre d'observations (20% des contribuables canadiens représentent plus de cinq millions d'observations par année) fait de la DAL un choix naturel pour étudier et modéliser le processus de dynamique des revenus menant à la mobilité et permet une

hétérogénéité substantielle dans cette modélisation entre les groupes de revenus ou entre d'autres caractéristiques. Cette hétérogénéité nous permettra d'examiner si certaines politiques publiques sont plus ou moins adaptées aux personnes à faible revenu, à revenu élevé, aux hommes ou aux femmes, ou si elles avantagent plus ou moins certaines personnes selon leur situation familiale.

A3 – Méthodologie

Cette section présente les méthodologies adoptées pour nos études. Dans un premier temps, nous exposerons la manière dont nous avons mesuré la dynamique des revenus, à savoir les indices de mobilité et leur décomposition. Nous expliciterons également la mesure de pauvreté retenue ainsi que le modèle économétrique utilisé pour déterminer les caractéristiques individuelles influençant l'entrée et la sortie de la pauvreté. Enfin, nous exposerons comment nous avons travaillé pour déterminer les choix optimaux de véhicule d'épargne.

A3 – 1 La mesure de la mobilité

Afin d'évaluer l'efficacité de l'ascenseur social au Québec, utiliser une bonne mesure de la mobilité des individus dans la distribution de revenu est fondamental. Ainsi, deux méthodologies complémentaires ont été utilisées pour correctement effectuer cette mesure.

La première méthodologie s'articule autour des indices de mobilités. Ces indices sont utiles pour mesurer comment les individus d'une population se déplacent à l'intérieur de la distribution de revenu à travers le temps. Elle permet donc de s'intéresser à la mobilité économique.

La seconde méthodologie utilise les modèles de durée. Ces modèles permettent d'analyser les facteurs qui déterminent le passage des individus d'un état à un autre, par exemple la sortie d'un état de précarité financière. Cette méthodologie permet d'analyser les phénomènes d'entrée et de sortie de la pauvreté. Combinées, ces deux méthodologies donnent une vue d'ensemble sur la mobilité au Québec. Les prochaines sous-sections présentent plus en détail chacune de ces méthodologies.

A3 – 1 – 1 Indice de mobilité

La littérature des indices de mobilité est riche et complexe. De nombreux indices ont été développés au fil de temps, chacun permettant de répondre aux limites des autres et tous apportant un regard plus nuancé sur une même thématique. L'objectif de cette sous-section n'est pas de couvrir l'ensemble des indices existants, mais bien d'introduire leur mécanique et de définir ceux utilisés dans nos analyses.

Matrice de transition

L'élément constituant la majorité des indices de mobilité est la matrice de transition. Une matrice de transition est une matrice carrée dont la valeur de chacune de ses cellules est déterminée par la position relative de chaque individu à deux moments dans le temps. Lorsque les matrices de transition sont utilisées pour mesurer la mobilité économique, la position relative des individus en généralement celle qu'ils occupent dans la distribution de revenu.

Pour construire une matrice de transition, la distribution de revenu d'une population pour laquelle chaque individu peut être identifié doit être connue pour deux périodes. Celle-ci doit ensuite être divisée en sous-groupes pour chacune de ces périodes. Dans le cadre de ce rapport, ces sous-groupes sont des quintiles, c'est-à-dire cinq sous-groupes divisant

de taille égale la distribution de revenu, ordonnés en ordre croissant. Les individus possédant les revenus les moins importants à une période donnée se retrouvent dans le premier quintile de cette période, alors que les individus les plus fortunés se retrouvent dans le cinquième quintile. Pour la même population, il est ainsi possible de diviser en quintiles les distributions de revenu d'une période de départ et d'une période d'arrivée. La période de départ est la période initiale ou le quintile de chaque individu est observé une première fois. La période d'arrivée est la période à laquelle la période de départ est comparée. Le quintile de chaque individu est de nouveau observé pour cette période. L'intervalle de transition est la période de temps écoulé entre les 2 périodes. Il est alors possible de construire une matrice de transition qui classe chaque individu selon leur quintile à chacune des périodes t et $t+k$ et ainsi de savoir comment chacun a été mobile entre ces deux périodes.

La matrice carrée discutée ici est représentée au [Tableau A3-1](#). Sur l'axe vertical se trouvent les quintiles de revenu pour la période de départ t (abrévés : « Période t : Qu. ») et sur l'axe horizontal se trouvent les quintiles de revenu pour la période d'arrivée $t+k$ (abrévés : « Période $t+k$: Qu. »), k étant l'intervalle de transition. Puisque chaque distribution de revenu est divisée en 5 sous-groupes, la matrice de transition est constituée de 25 cellules, chacune de ces cellules représentant le nombre d'individus ayant transité d'un quintile à la période t vers un autre à la période $t+k$.

Les cellules composant la diagonale de la matrice (les cellules [1,1], [2,2], [3,3], [4,4] et [5,5]) contiennent pour chaque quintile le nombre d'individus de la population n'ayant pas changé de quintile entre les deux périodes. Il s'agit donc du nombre d'individus immobiles en termes de revenu. Par exemple, l'élément [1,1] indique le nombre d'individus qui se trouvent dans le premier quintile de revenu à la fois à la période t et à la période $t+k$. Inversement, l'élément [5,5] indique le nombre d'individus se retrouvant dans le cinquième

quintile à la fois à la période t et à la période $t+k$. À l'autre extrême, l'élément [1,5] indique le nombre d'individus qui se trouvaient dans le premier quintile à la période t et qui font maintenant partie du cinquième quintile à la période $t+k$. Enfin, l'élément [5,1] indique le nombre d'individus qui faisaient partie du cinquième quintile de revenu à la période t et qui se trouvent dans le premier quintile à la période $t+k$. Les cellules [1,5] et [5,1] représentent les plus grandes transitions possibles entre les quintiles des deux périodes (respectivement vers le haut et vers le bas) et donc la mobilité la plus prononcée.

Tableau A3- 1 Matrice de transition de la Période t à la Période $t+k$ (en quintiles)

	Période $t+k$: Qu.1	Période $t+k$: Qu.2	Période $t+k$: Qu.3	Période $t+k$: Qu.4	Période $t+k$: Qu.5
Période t : Qu.1	[1, 1]				[1, 5]
Période t : Qu.2		[2, 2]			
Période t : Qu.3			[3, 3]		
Période t : Qu.4				[4, 4]	
Période t : Qu.5	[5, 1]				[5, 5]

Indices

Comme mentionné précédemment, de nombreux indices de mobilité ont comme point de départ la matrice de transition. De façon générale, ces indices prennent une valeur de zéro lorsqu'une absence de mobilité est observée. Il n'y a cependant pas de norme sur la valeur supérieure représentant la mobilité complète. Cette section présente les trois indices de mobilité utilisés dans ce rapport.

Tout d'abord, Jäntti and Jenkins (2013) définissent le ratio d'immobilité (RI) comme le pourcentage d'individus se retrouvant sur la diagonale d'une matrice de transition donnée. Cet indice est ainsi borné entre zéro (lorsqu'aucun individu ne se retrouve sur la diagonale) et un (lorsque tous les individus se retrouvent sur la diagonale). Une façon de

mesurer la mobilité à l'aide de cet indice est tout simplement de définir le ratio de mobilité (RM) comme un moins le ratio d'immobilité (RM = 1 - RI). Ainsi, plus le ratio de mobilité est élevé, plus la proportion d'individus sortis de leur quintile de revenu entre les deux périodes est grande. Plus formellement, pour une matrice de transition M telle que :

$$M_{5,5} = \begin{pmatrix} m_{1,1} & m_{1,2} & \cdots & m_{1,5} \\ m_{2,1} & m_{2,2} & \cdots & m_{2,5} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{5,1} & m_{5,2} & \cdots & m_{5,5} \end{pmatrix}$$

où M est simplement une réécriture du [Tableau A3-1](#) selon la nomenclature de l'algèbre linéaire, le ratio d'immobilité peut être calculé de la façon suivante :

$$RI = \frac{Tr(M)}{N}$$

où N est le nombre d'individus total composant la matrice ($\sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^5 m_{i,j}$) et où $Tr(M)$ est la trace de la matrice définie comme :

$$Tr(M) = \sum_{i=1}^5 m_{i,i}$$

Ainsi, le ratio de mobilité peut quant à lui simplement être défini comme :

$$\begin{aligned} RM &= 1 - RI \\ &= 1 - \frac{Tr(M)}{N} \end{aligned}$$

Comme il est possible de le constater, cet indice à l'avantage d'être très intuitif. Il offre une compréhension rapide du phénomène de mobilité et permet de bien visualiser son évolution. Une augmentation de la valeur du ratio de mobilité dans le temps indique une augmentation de la mobilité sur cette période.

Le ratio de mobilité a également la vertu d'être facilement décomposable. En effet, le ratio de mobilité indique la proportion d'individus ayant changé de quintile de revenu sur un certain intervalle de temps. Par contre, il est impossible de savoir si ces individus ont changé de quintile vers le haut, c'est-à-dire qu'ils se trouvent à la période d'arrivée avec un revenu plus élevé, ou vers le bas, donc avec un revenu plus faible.

Une mobilité ascendante (MA) ou descendante (MD) peut cependant être calculée facilement à l'aide de cet indice. Dans le cas de la mobilité ascendante, celle-ci peut être définie comme la proportion des individus se déplaçant à la période d'arrivée vers un quintile supérieur à celui qu'ils occupaient à la période de départ. Dans le cas de la mobilité descendante, il s'agit plutôt de la proportion des individus se déplaçant à la période d'arrivée vers un quintile inférieur à celui qu'ils occupaient à la période de départ. Il est à noter que la somme de la mobilité ascendante et descendante donne le ratio de mobilité qui vient d'être abordé.

Respectivement, la mobilité ascendante et descendante se calcule ainsi :

$$MA = \frac{\sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^5 m_{i,j}}{N} \quad \forall i < j$$

$$MD = \frac{\sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^5 m_{i,j}}{N} \quad \forall i > j$$

Nous avons utilisé les trois indices présentés ci-dessus pour le présent rapport. Ceux-ci mesurent les changements de position à travers les distributions de revenu, mais n'ont en eux-mêmes rien à dire sur les changements structurels de ces dernières. Par ailleurs, ces indices sont également insensibles au fait que la distribution de revenu bouge à la hausse ou à la baisse dans le temps. Ils ne s'intéressent qu'aux changements de position des individus à l'intérieur de la distribution de revenu.

Décomposition des indices

Les indices de mobilité sont des appréciations sommaires de la mobilité observable dans une société donnée. Ils demeurent toutefois peu informatifs sur les mécanismes sociaux derrière la mobilité qu'ils mesurent. Or, comprendre les causes de la mobilité sociale est au moins aussi important que de quantifier celle-ci. C'est pourquoi ces indices doivent être complétés par des analyses plus sophistiquées.

Des méthodes statistiques récentes permettent de répondre à cette limite, l'une d'entre elles a été proposée par Richey et Rosburg (2018). La méthode que ces auteurs ont développée consiste tout d'abord à déterminer un monde avec une mobilité parfaite et à y mesurer la mobilité à l'aide d'un indice donné. La mobilité est ensuite mesurée avec le même indice pour un échantillon d'individus issus d'une société d'intérêt. L'écart entre la mobilité observée et la mobilité parfaite est alors calculé. La méthode de Richey et Rosburg (2018) permet alors de décomposer cet écart de mobilité en différents éléments afin de voir comment chacun d'entre eux contribue à celle-ci.

Dans un premier temps les causes de l'écart de mobilité sont définies selon deux effets : l'effet structurel et l'effet de composition. L'effet structurel évalue la part de l'écart attribuable aux rendements que les caractéristiques des individus ont en termes de revenus. L'effet de composition évalue la part de l'écart de mobilité expliquée par les caractéristiques individuelles elles-mêmes, par exemple le niveau de scolarité ou la situation matrimoniale.

Les caractéristiques prises en considération dans l'effet de composition sont nombreuses et agissent souvent de concert afin de déterminer l'effet de composition. Celui-ci peut donc être de nouveau décomposé en deux effets : l'effet de dépendance et l'effet marginal total. L'effet de dépendance mesure quelle part de la mobilité est attribuable à la structure des interactions entre les caractéristiques individuelles. Par

exemple, non seulement deux individus peuvent avoir des caractéristiques différentes, mais la façon dont ces caractéristiques covarient entre elles peut également différer. L'effet marginal total correspond à l'effet total attribuable aux caractéristiques individuelles en elles-mêmes.

Finalement, l'effet de composition peut donc être lui-même décomposé en deux autres effets : l'effet direct et l'effet d'interaction. L'effet direct est l'effet attribuable à la différence dans une caractéristique donnée. L'effet d'interaction permet de capter les effets non-linéaires entre les caractéristiques. L'intuition derrière cet effet est que modifier deux caractéristiques simultanément aura certainement un effet différent sur la mobilité de celui attribuable à la somme des effets directs de chacune de ces caractéristiques.

La décomposition de Richey et Rosburg (2018) peut être appliquée à tout indice permettant de mesurer la mobilité, notamment ceux vu précédemment. Dans le cadre de ce rapport, cette décomposition est appliquée aux ratios de mobilité globale, ascendante et descendante, c'est-à-dire à la proportion d'individus ayant changé de quintiles de revenu sur une période de temps donnée.

Lors du calcul des différents effets présentés ci-haut, la mobilité observée est comparée à celle obtenue dans un monde à mobilité parfaite afin de calculer l'écart de mobilité entre les deux. Toutefois, puisque des effets par caractéristiques doivent être calculés, des individus ayant des caractéristiques qui leur sont propres doivent être utilisés pour composer ce monde à mobilité parfaite. Un groupe contre-factuel doit donc être déterminé. Ce groupe est celui par rapport auquel les individus composant chacun des quintiles sont comparés lors du calcul de l'effet de composition et des autres effets qui le constituent. Par exemple, pour mesurer l'effet de l'éducation sur l'écart de mobilité calculé, le niveau d'éducation observé dans l'échantillon pour les différents quintiles doit être comparé à un niveau d'éducation de base.

Traditionnellement, ce groupe est simplement l'un des groupes à l'étude, c'est à dire, dans le cas présent, l'un des sous-groupes définis par les quintiles. Dans ce rapport, cette tradition est suivie. Le groupe contre-factuel est donc celui composant le groupe du cinquième quintile. Ainsi, ce choix pose la question : qu'arriverait-il, en termes de mobilité, si tous les individus avaient les caractéristiques de ceux du cinquième quintile?

La procédure permettant de calculer ces différents effets est relativement complexe et doit être menée en différentes étapes. Une présentation exhaustive de celle-ci peut être retrouvée dans l'article de Richey et Rosburg (2018). Pour ce rapport, seules l'intuition et la chronologie de la procédure sont présentées.¹

Tout d'abord, tel que mentionné précédemment, la mobilité est mesurée selon un indice donné pour l'échantillon observé et pour un monde à mobilité parfaite. En effectuant la différence entre ces deux valeurs, l'écart de mobilité est obtenu :

$$\Delta_O = M_O - M_P$$

où Δ_O est l'écart de mobilité entre la mesure de la mobilité observée (M_O) et celle du monde avec mobilité parfaite (M_P).

Ensuite, les distributions conditionnelles de revenu en fonction des caractéristiques sont estimées pour chacun des groupes de quintiles selon une approche « régression distribuée » (en anglais, *distributional regression approach*) développée par Foresi et Peracchi (1995). Les distributions marginales des caractéristiques sont estimées pour chacun des groupes à l'aide des distributions marginales empiriques. Les fonctions copules utilisées pour évaluer la structure liant chacune de ces distributions marginales sont également estimées pour chacun des groupes (Genest, Ghoudi et Rivest, 1995).

¹ En fait, nous généralisons l'approche de Richey et Rosburg (2018) au traitement de la transmission intragénérationnelle de la mobilité et à la prise en compte de différentes cohortes sur plusieurs périodes.

Des données peuvent ensuite être simulées à partir des résultats de ces différentes estimations pour calculer différents scénarios, par exemple la matrice contre-factuelle. Cette matrice contre-factuelle présente la mobilité des individus composant les différents groupes de quintiles si ces individus possédaient les caractéristiques individuelles du cinquième quintile, mais seraient soumis aux rendements de leurs caractéristiques individuelles en termes de revenus. Pour ce faire, des données sont simulées à partir des distributions marginales et de la fonction copule du groupe appartenant au cinquième quintile. Ces données sont ensuite introduites dans les distributions conditionnelles de revenu de chacun des cinq groupes pour obtenir une nouvelle distribution des revenus et donc une nouvelle matrice de transition : la matrice contre-factuelle.

Ainsi, la matrice contre-factuelle permet de décomposer l'écart de mobilité en 2 effets, soit :

$$\Delta_O = \Delta_S + \Delta_X$$

où Δ_S est l'effet structurel et Δ_X est l'effet de composition. L'effet structurel est obtenu en calculant la différence entre la mobilité de la matrice contre-factuelle et celle du monde à mobilité parfaite. En effet, puisque les individus composant la matrice contre-factuelle ont tous les mêmes caractéristiques et ne diffèrent que dans les rendements de ces caractéristiques, la différence entre ces deux mesures de mobilité donne un effet structurel, c'est-à-dire un effet qui n'est pas attribuable aux caractéristiques individuelles, mais plutôt à une dimension systémique de la société dans laquelle l'échantillon a été sélectionné. L'effet de composition est quant à lui obtenu en calculant la différence de mobilité entre l'échantillon observé et la matrice contre-factuelle, puisque ces deux matrices ont les mêmes structures de rendements des caractéristiques individuelles, mais diffèrent dans la valeur que prennent ces caractéristiques.

Tel que mentionné précédemment, l'effet de composition peut être décomposé en 2 autres effets. Pour ce faire, une nouvelle matrice est calculée, cette fois possédant les rendements des caractéristiques individuelles et la structure des interactions entre celles-ci et chacun des groupes de quintiles, mais les caractéristiques individuelles du groupe contre-factuel. Cette structure est estimée à l'aide des fonctions copules abordées précédemment. Ainsi :

$$\Delta_X = \Delta_D + \Delta_M$$

où Δ_D est l'effet de dépendance et Δ_M est l'effet marginal total. L'effet de dépendance est obtenu en calculant la différence entre la mesure de la mobilité de la nouvelle matrice et celle de la matrice contre-factuelle. Puisque ces deux matrices ont les mêmes rendements de revenu (ceux de chacun des groupes de quintiles) et les mêmes caractéristiques individuelles (celles du groupe contre-factuel), la différence de mobilité entre celles-ci peut uniquement être attribuée à la différence de structure des interactions entre les caractéristiques individuelles. L'effet marginal total est quant à lui obtenu en calculant la différence de mobilité entre l'échantillon observé et la nouvelle matrice, puisque ceux-ci ne diffèrent que dans les caractéristiques individuelles.

Enfin, l'effet marginal total peut être également décomposé afin d'obtenir la contribution des caractéristiques individuelles à l'écart de mobilité. Cet effet sépare en deux effets, soient :

$$\Delta_M = \Delta_{Md} + \Delta_{Mi}$$

où Δ_{Md} est la somme des effets directs et Δ_{Mi} est la somme des effets d'interaction. Les effets directs nécessaires à la composition du premier terme sont obtenus en recherchant l'impact de ne faire varier qu'une caractéristique individuelle à la fois pour chacun des groupes. Les effets d'interaction nécessaires à la construction du second terme sont obtenus

en faisant varier simultanément plus d'une variable. Tel que mentionné plus haut, ce terme permet de saisir l'effet combinatoire que peuvent avoir plusieurs variables lorsqu'elles bougent ensemble comparativement à lorsque chacune d'elle bouge seule. Puisque le nombre d'interactions possibles entre plusieurs variables peut devenir important lorsque le nombre de caractéristiques individuelles introduites dans le modèle augmente, les effets d'interaction sont limités à l'analyse de l'effet lorsque deux caractéristiques covarient ensemble.

Enfin, avec le calcul des effets directs pour chacune des caractéristiques individuelles, il devient possible de mesurer l'impact de chacune d'entre elles sur la mobilité économique.

Intervalle de transition

Tel que mentionné précédemment, l'analyse par indice de mobilité nécessite l'utilisation de matrice de transition. Une matrice permet de représenter simplement le déplacement des individus à travers la distribution de revenu entre la période de départ et la période d'arrivée. Cependant, le choix de l'intervalle de transition n'a pas été abordé.

Les possibilités entourant le choix de l'intervalle de transition sont nombreuses et la décision finale repose généralement sur une appréciation subjective. D'un côté, un intervalle de transition petit, par exemple une année, permet de capter la mobilité à court terme. Les indices obtenus avec l'utilisation d'un tel intervalle peuvent toutefois s'avérer problématiques, car la mobilité économique est relativement faible sur de très courtes périodes.

À l'inverse, un intervalle plus important, par exemple étendu sur dix ans, est plus informatif en ce qui a trait à la mobilité à long terme. Cependant, ce type d'intervalle peut requérir une masse importante de données. La dernière année d'observation disponible

des données utilisées dans le cadre de ce rapport est 2013. Il est donc nécessaire de posséder de l'information sur les dix dernières années, à savoir jusqu'en 2003. Pour bien représenter l'évolution temporelle de la mobilité sur 10 ans, des données longitudinales doivent être disponibles. Les données utilisées dans ce rapport couvrent la période allant de 1983 à 2013, une période raisonnable, mais qui pourraient apparaître limitées pour la mesure de l'évolution temporelle de la mobilité à long terme. Par ailleurs, puisque la dernière année disponible dans les données est 2013, la dernière transition estimable est entre 2003 et 2013. Ceci implique que toute l'information contenue dans les années entre 2003 et 2013 ne serait pas exploitée à son maximum.

Pour toutes ces raisons, l'intervalle de transition choisi pour ce rapport est de cinq ans. Cet intervalle mesure donc la mobilité à moyen terme. Cet intervalle a le double avantage de permettre une utilisation optimale des données tout en fournissant des informations importantes sur les différentes facettes de la mobilité économique.

A3 – 1 – 2 Modèle de durée

Les modèles de durée sont des modèles statistiques qui tentent de caractériser le temps écoulé avant la survenue d'un évènement. En biologie, cet évènement peut être la mort d'une cellule, en ingénierie ce peut être le bris d'un équipement et en médecine la rémission suite à un traitement. Dans le cadre de ce rapport, l'évènement à l'étude est la transition d'un état social vers un autre, en l'occurrence l'entrée et la sortie d'un état de pauvreté. Cette sous-section présente respectivement quelques concepts de base concernant les modèles de durée puis présente leur application lorsque le temps écoulé est mesuré en intervalles discrets.

Notions de base

Tel que mentionné précédemment, les modèles de durée modélisent le temps passé dans un certain état avant d'en sortir. Ces modèles sont également appelés modèles de survie puisqu'une part importante des premières utilisations consistaient en des analyses épidémiologiques portant sur le temps de survie, c'est-à-dire le temps écoulé avant qu'un organisme ou un individu ne décède. La terminologie étant demeurée, le temps de survie signifie encore de nos jours le temps écoulé avant la survenue d'un évènement. Encore une fois, dans le cadre de ce rapport, la survenue d'un évènement est définie par l'entrée et la sortie d'un état de pauvreté.

Il est également possible de définir la fonction de survie comme la probabilité qu'un individu « survive » plus longtemps qu'un moment spécifié. Formellement, la fonction de survie peut être écrite comme suit :

$$S(t) = \Pr(T > t)$$

où T est le temps de survie et t est un moment spécifique. Un exemple peut être la probabilité qu'un individu sorte de la pauvreté après trois mois. Puisque la fonction de survie est une probabilité, il est possible de la réécrire comme suit:

$$\begin{aligned} S(t) &= 1 - \Pr(T \leq t) \\ &= 1 - F(t) \end{aligned}$$

où $F(t)$ est la fonction de distribution de longévité. Cette fonction représente la probabilité que le temps de survie soit plus petit ou égal à un moment spécifié. La fonction de distribution de longévité étant une loi de probabilité, il est possible de la dériver pour obtenir la fonction de densité de la distribution de longévité :

$$\begin{aligned} f(t) &= F'(t) \\ &= \frac{d}{dt} F(t) \end{aligned}$$

Enfin, le dernier concept important en analyse de durée est la fonction de hasard. Cette fonction représente le taux instantané de survenu d'un évènement et est définie comme suit :

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t)}{\Delta t}$$

La fonction de hasard peut être comprise selon deux composantes, son numérateur et son dénominateur. Le numérateur représente la probabilité que le temps de survie T d'un individu se retrouve dans l'intervalle de temps $[t, t + \Delta t[$, sachant qu'il est au moins aussi grand que le moment spécifique t . La dimension de l'intervalle de temps évalué est déterminée par Δt , soit le dénominateur. Puisque la probabilité au numérateur est divisée par un intervalle de temps, la fonction de hasard représente effectivement un taux.

Modèles sur intervalles discrets

Les concepts présentés ci-dessus s'appliquent à une variable temporelle t mesurée de façon continue. Dans les faits toutefois, le temps est généralement mesuré en intervalles discrets: en jour, en mois, etc. La façon dont le temps écoulé avant la survenue de l'évènement est mesuré influence le type de modèle pouvant être estimé. Dans le cadre de ce rapport, chaque individu est observé une fois par année. La modélisation de la fonction de hasard vue précédemment peut alors être réécrite dans une forme plus simple. En effet, puisque l'intervalle de temps Δt est égale à une année et que la probabilité au numérateur de la fonction de hasard est elle aussi estimée sur un intervalle d'une année, la probabilité est simplement divisée par un. Cette nouvelle forme modifie l'interprétation du hasard. Le hasard n'est plus le taux instantané de survenue de l'évènement, mais devient la probabilité individuelle de survenue de l'évènement à une période donnée, conditionnellement au fait que cet évènement ne soit pas encore survenu (Allison, 2014). Formellement, le hasard peut être réécrit comme suit :

$$\begin{aligned}
\lambda(t) &= \frac{\Pr(t \leq T < t + 1 \mid T \geq t)}{1} \\
&= \Pr(T = t \mid T \geq t) \\
&= \Pr(t)
\end{aligned}$$

Cette nouvelle interprétation permet de modéliser le hasard à l'aide de modèles à choix discrets traditionnels. L'un de ces modèles est la régression logistique (aussi appelée plus simplement *logit*). La régression logistique postule que le logarithme du rapport des probabilités (en anglais, *odds*) qu'un évènement survienne ou non est défini selon une fonction linéaire des caractéristiques individuelles.

Ainsi :

$$\ln\left(\frac{\Pr(y = 1|X)}{\Pr(y = 0|X)}\right) = X\beta$$

où X_i est une matrice de variables explicatives et β un vecteur de paramètres (aussi appelés coefficients) à estimer. L'équation précédente peut être réorganisée de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
\ln\left(\frac{\Pr(y = 1|X)}{\Pr(y = 0|X)}\right) &= X\beta \\
\ln\left(\frac{\Pr(y = 1|X)}{1 - \Pr(y = 1|X)}\right) &= X\beta \\
\frac{\Pr(y = 1|X)}{1 - \Pr(y = 1|X)} &= \exp\{X\beta\} \\
\Pr(y = 1|X) &= \frac{\exp\{X\beta\}}{1 + \exp\{X\beta\}}
\end{aligned}$$

Ainsi, en remplaçant $P(y = 1|X)$ par $P(t)$, une forme explicite est attribuée à la fonction de hasard. Cette forme permet notamment l'introduction des caractéristiques individuelles des individus composant la société à l'étude.

Le vecteur de paramètres à estimer β permet de capter la relation existant entre la probabilité de sortie d'un état donné et chacune des variables indépendantes présentes dans X permettant d'expliquer cette sortie. Ainsi, lorsque l'une des variables explicatives augmente d'une unité, comment se comporte la variable dépendante? L'interprétation de ces paramètres peut être effectuée de nombreuses façons. Celle privilégiée dans ce rapport peut être comprise à partir d'un modèle simple n'incluant qu'une seule variable explicative: x_1 . En reprenant la dérivation ci-haut, ce modèle peut être écrit pour x_1 et pour $x_1 + 1$ selon les deux équations suivantes :

$$\frac{\Pr(y = 1|x_1)}{1 - \Pr(y = 1|x_1)} = \exp\{\beta_0 + \beta_1 x_1\}$$

$$\frac{\Pr(y = 1|x_1 + 1)}{1 - \Pr(y = 1|x_1 + 1)} = \exp\{\beta_0 + \beta_1(x_1 + 1)\}$$

En définissant $R(x_1) = \frac{\Pr(y=1|x_1)}{1-\Pr(y=1|x_1)}$, il est possible de prendre le rapport de ces quantités pour obtenir :

$$\frac{R(x + 1)}{R(x)} = \exp\{\beta_1\}$$

Ainsi, $\exp\{\beta_i\}$ correspond au rapport de cotes (expression mieux connue sous l'appellation anglaise *odds ratio*) associé à la variation de la variable i . Ce rapport prend nécessairement une valeur supérieure à zéro et a l'avantage d'être simple à interpréter. Si ce rapport prend une valeur inférieure à 1, ceci indique que la variable i associée à β_i diminue la probabilité que l'événement survienne. À l'inverse, s'il prend une valeur supérieure à 1, ceci indique que la variable i augmente la probabilité que l'événement survienne.

Lorsque x_i varie d'une unité, le rapport de cotes $\exp\{\beta_i\}$ donne un multiple du rapport des probabilités $\frac{\Pr(y=1|x_i)}{1-\Pr(y=1|x_i)}$ en pourcentage. Par exemple, un rapport de cote égale à un ($\exp\{\beta_i\} = 1$) implique que la nouvelle valeur du rapport des probabilités suivant la variation de x_i est 100% de sa valeur initiale. En d'autres mots, le rapport de cotes n'a pas été affecté par la variation de x_i de une unité. Un rapport de cote égale à 50% ($\exp\{\beta_i\} = 0,50$) signifie que suite à la variation de x_i , la nouvelle valeur du rapport des probabilités est cette fois 50% de sa valeur initiale. Ceci veut dire qu'avec une augmentation d'une unité de x_i , le rapport a diminué de moitié.

Modèles à risques concurrents

Jusqu'à présent, les modèles présentés font l'hypothèse implicite qu'il n'existe qu'une destination pour un individu sortant d'un état. Or, il n'est pas rare que plusieurs destinations existent. Dans le cas d'une étude portant sur les individus au chômage, il serait possible de s'intéresser à savoir si un individu sortant du chômage le fait parce qu'il s'est trouvé un nouvel emploi, parce qu'il retourne à l'école ou parce qu'il devient un chômeur découragé, par exemple. Tous ces changements d'état peuvent être considérés comme importants et donc devant être intégrés dans le choix du modèle de durée.

La modélisation de la survenue d'évènements multiples dépend du type d'évènements à l'étude (pour une discussion sur le sujet, voir par exemple Allison, 2014). L'un de ces types d'évènements est appelé évènements à risques concurrents (en anglais, *competing risks events*). Ces évènements sont caractérisés par le fait que lorsque l'un des évènements survient pour un individu, ce dernier n'est plus susceptible de subir les autres évènements. Un exemple simple d'évènements à risques concurrents est celui des

différentes causes de décès. En effet, si un individu décède d'une crise cardiaque, celui-ci ne peut évidemment plus mourir d'un cancer.

Dans le cadre de ce rapport, l'entrée et la sortie de la pauvreté sont modélisées à l'aide des modèles à risques concurrents. Ce choix a été fait en considérant que l'analyse de l'entrée et de la sortie d'un état de pauvreté peut dissimuler de l'hétérogénéité importante. Par exemple, il est connu que la détermination du seuil utilisé pour définir la pauvreté peut affecter considérablement les résultats obtenus (Bibi et Duclos, 2010; Schirle, 2013). En effet, de nombreux individus sortant de la pauvreté se retrouvent tout juste au-dessus du seuil, ce qui peut rendre les analyses très sensibles à ce seuil. Par ailleurs, les individus sortant de la pauvreté très près du seuil sont potentiellement différents de ceux sortant très loin de celui-ci. Pour bien répondre à cet enjeu, les modèles à risques concurrents sont utilisés. En utilisant ce type de modèle, il est alors possible de permettre des destinations prenant en considération différentes distances d'entrée et de sortie par rapport au seuil.

La modélisation des risques concurrents peut facilement être effectuée en généralisant l'utilisation des modèles à choix discrets vus précédemment. Par exemple, la régression logistique peut être réécrite pour obtenir un modèle *logit* multinomial (cette méthodologie est notamment utilisée dans un contexte similaire à celui de ce rapport par Curtis et Rybczynski, 2014). Ainsi, pour une destination $j = \{1, \dots, J\}$, le modèle logit multinomial s'écrit comme :

$$P(y = j|X) = \frac{\exp\{X\beta_j\}}{1 + \sum_{j=1}^J \exp\{X\beta_j\}}$$

où chaque vecteur de paramètres β_j est estimé pour une destination j donnée. Ces coefficients sont ensuite convertis en rapport de cotes en les comparant au fait de ne pas

changer d'état (à l'aide de l'expression $R(x) = \frac{\Pr(y=j|X)}{\Pr(y=0|X)}$ définie pour les destinations j).

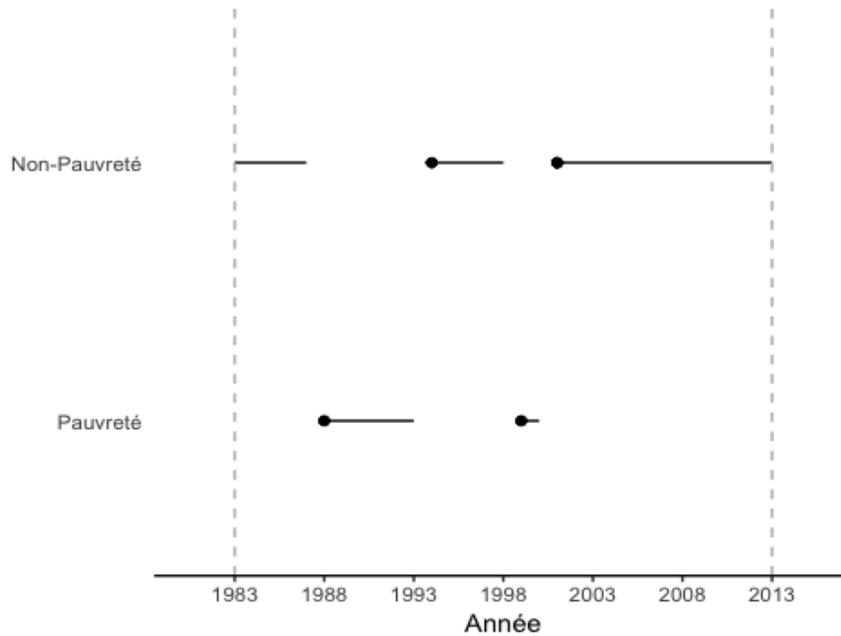
Leur interprétation demeure donc la même que dans le cas du modèle *logit*.

Tel que mentionné précédemment, dans le cadre de ce rapport, les destinations sont déterminées par la distance d'entrée et de sortie par rapport au seuil de pauvreté choisi. Pour l'entrée dans un état de pauvreté, les trois destinations sont les suivantes: entrer entre le seuil de pauvreté et 90% du seuil (destination 1); entrer entre 90% du seuil et 67% du seuil (destination 2); entrer à moins de 67% du seuil (destination 3). Pour la sortie d'un état de pauvreté, les trois destinations sont les suivantes : sortir entre le seuil de pauvreté et 110% du seuil (destination 1); sortir entre 110% du seuil et 200% du seuil (destination 2); sortir à plus de 200% du seuil (destination 3).

Organisation des données

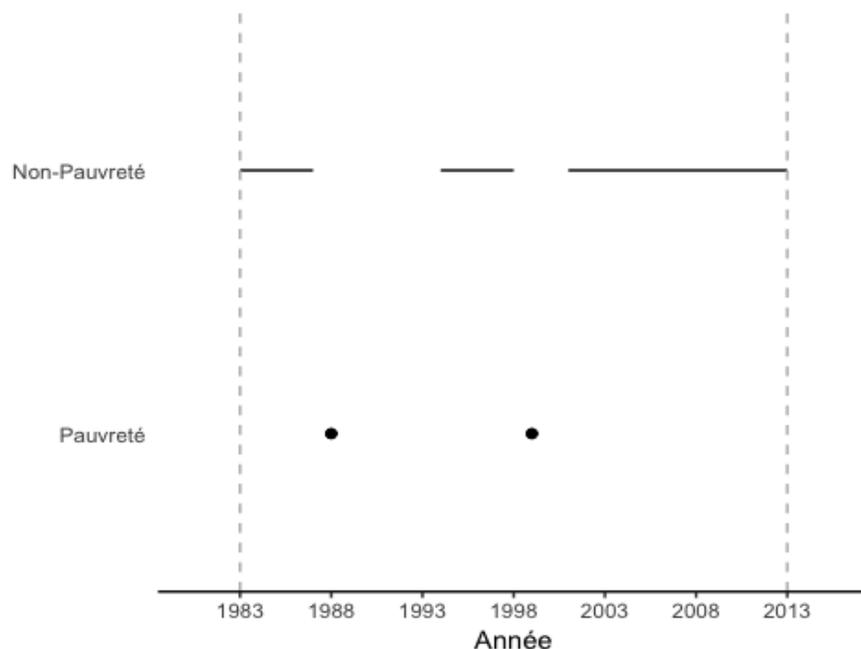
D'un point de vue pratique, l'estimation d'un modèle à risques concurrents sur intervalles discrets requiert que les données soient organisées de façon bien précise. Dans l'ÉLIA, les individus sont observés durant de nombreuses périodes. Par exemple, un individu peut être suivi de 1983 à 2013. Durant cet intervalle de temps, cet individu pourrait connaître des périodes de pauvreté et de non-pauvreté. Sur la période d'observation, cet individu pourrait par exemple avoir vécu un épisode de non-pauvreté à partir du moment où il a commencé à être observé jusqu'en 1987, suivi d'une période de pauvreté allant de 1988 jusqu'à 1994. Ce même individu pourrait ensuite demeurer en dehors de la pauvreté de 1995 à 1998 pour ensuite vivre un épisode de pauvreté durant 2 ans pour finalement demeurer en dehors d'un état de pauvreté jusqu'à la fin de la période d'observation. Visuellement, ce parcours ressemblerait à ce qui est présenté à la [Figure A3-1](#).

Figure A3- 1 Transitions d'un individu fictif sur la période d'observation



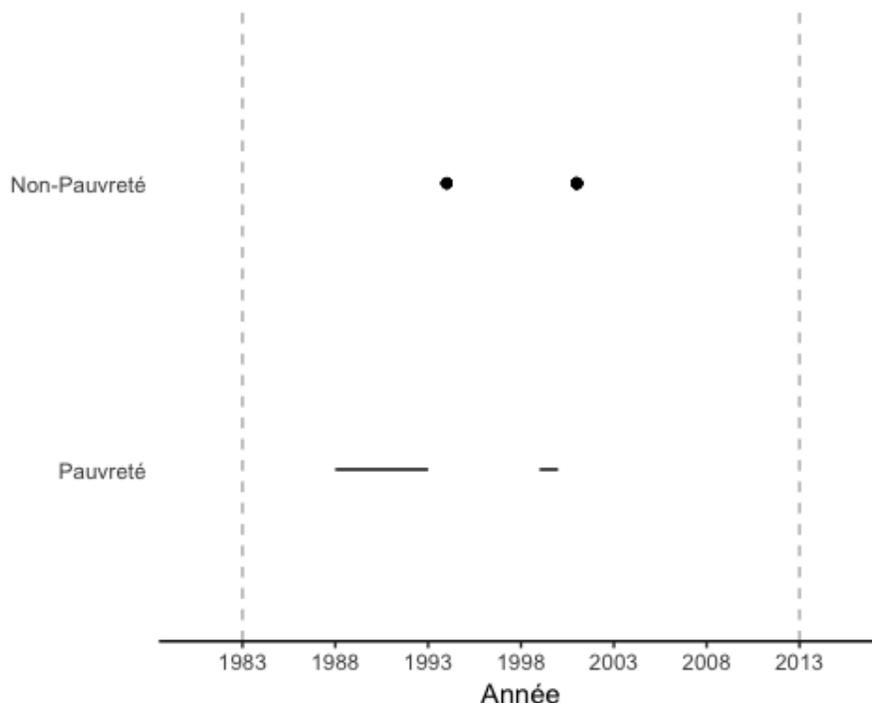
Dans la [Figure A3-1](#), la période d'observation de l'ÉLIA est délimitée par les traits en pointillés. Les périodes passées dans un état sont représentées par des traits pleins et les transitions d'un état à un autre sont représentées par des points. Lorsqu'un modèle portant sur la transition d'un état à un autre est estimé, seules les périodes où l'état initial est observé de même que les périodes où une transition à partir de cet état a lieu sont utilisées. Par exemple, dans le cas de l'individu fictif ci-haut, lorsqu'un modèle sur l'entrée en pauvreté est estimé, les données utilisées pour estimer ce modèle sont celles où cet individu est dans un état de non-pauvreté de même que les périodes où cet individu fait une entrée dans un état de pauvreté. Pour cet individu ces périodes sont représentées à la [Figure A3-2](#).

Figure A3- 2 Entrées d'un individu fictif dans un état de pauvreté



Puisque le modèle étudie les déterminants de l'entrée dans un état de pauvreté, les périodes où un individu fait une entrée en pauvreté sont comparées à celles où l'individu ne fait pas d'entrée, c'est-à-dire lorsqu'il est dans un état de non-pauvreté. Il est important de noter que les périodes passées dans un état de pauvreté autre que celles où les transitions ont lieu sont omises, autrement, le modèle ne s'intéresserait pas aux déterminants d'une *transition* dans un état de pauvreté, mais aux déterminants d'être *dans* un état de pauvreté. Cette distinction subtile demeure toutefois importante dans la spécification des modèles et c'est elle qui motive cette organisation particulière des données. À l'inverse, le modèle s'intéressant aux déterminants de la sortie d'un état de pauvreté utilise dans son cas les périodes passées dans un état de pauvreté de même que celle où il y a une sortie de celui-ci. Ainsi, les périodes utilisées dans ce contexte sont les représentées à la [Figure A3-3](#).

Figure A3- 3 Sorties d'un individu fictif d'un état de pauvreté



Puisque dans le cadre de rapport l'entrée et la sortie de la pauvreté sont toutes deux analysées, les données issues de l'ÉLIA sont exploitées à leur plein potentiel.

A3 – 2 La mesure de pauvreté

La présente étude s'intéresse aux déterminants qui influencent les transitions dans la pauvreté. Il est donc primordial de définir à quoi correspond la notion de faible revenu et de quelle façon elle est mesurée. Cette définition s'appuie sur deux concepts: la notion de revenu et l'indice de faible revenu qui est utilisé.

Comme nous l'avons mentionné à la [Section A1-3](#), nous avons retenu le revenu familial total comme variable d'intérêt. Le choix de cette mesure est motivé par le fait que nous souhaitons comparer la situation du Québec à celle de l'Ontario, la définition du revenu utilisée influencera les résultats. Choisir entre le revenu brut ou net, implique d'inclure ou non les différents revenus gouvernementaux. Or comme le souligne Bibi et Duclos (2010), le Québec dispose d'un filet social plus important en comparaison du reste

du Canada. Une mesure excluant les transferts gouvernementaux pourrait ainsi mener à une surestimation de la pauvreté au Québec en comparaison des autres provinces. Utiliser le revenu familial total permet de capter l'effet du filet social.

Après avoir défini la manière de mesurer le revenu, il convient de fixer le seuil de faible revenu, autrement dit de définir la mesure de pauvreté. Comme cela a été expliqué à la [section A-1-3](#), il existe différentes mesures de pauvreté présentant chacune des avantages et des inconvénients. Le choix de la mesure reste à l'appréciation des chercheurs et dépend du sujet d'étude et des données disponibles.

Dans notre étude, nous avons fixé le seuil de faible revenu, inspiré de la mesure de faible revenu (MFR). Ce seuil consiste à 50% du revenu médian par province. Il diffère de la mesure de faible revenu, puisque celle-ci est la même pour l'ensemble du Canada. De plus, la mesure de faible revenu est ajustée selon la taille du ménage, ce qui n'est pas le cas dans ce rapport, faute de données suffisantes.

A3 – 3 Choix optimal de véhicule d'épargne.

Comme nous l'avons mentionné à la [Section A-2](#), nous avons utilisé pour cette étude les données longitudinales de la DAL pour estimer un modèle de dynamique de revenus. La richesse de la DAL (plusieurs millions d'individus) permet de modéliser une hétérogénéité substantielle entre différents groupes de la population et donc dans les paramètres décrivant l'évolution des revenus dans la carrière. Le modèle décrit ainsi les évolutions typiques de revenus selon les classes de revenus et selon différentes caractéristiques individuelles. Afin de ne pas alourdir le texte, nous n'entrerons pas ici dans le détail des modèles utilisés. Nous invitons les lecteurs désireux d'en apprendre davantage à consulter l'article complet présenté à [l'Annexe A-6](#).

Pour la suite de l'analyse, nous avons eu recours à SimTax, un calculateur d'impôt et de crédits, développé par la Chaire de recherche Industrielle Alliance sur les enjeux

économiques des enjeux démographiques (Marchand et al., 2015). SimTax permet de calculer les rendements nets associés à des investissements dans les deux principaux types de véhicules d'épargne disponibles au Canada : les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et les comptes d'épargnes libres d'impôt (CELI).

REER et CELI

La principale différence entre ces deux véhicules d'épargne réside dans le moment où les fonds sont imposés. Les cotisations apportées à un REER sont déductibles des impôts et en demeurent exemptes durant la période où les fonds sont placés dans le régime. Lorsqu'un cotisant décide de retirer des montants, par exemple pour combler ses revenus une fois à la retraite, les fonds récupérés seront alors soumis à l'impôt. Contrairement aux REER, les CELI sont des comptes épargne dont les cotisations ne sont pas déductibles d'impôts. Les revenus qui y sont placés sont donc déjà imposés et ne le seront plus au moment du retrait. Cette différence d'imposition fait des REER et des CELI des véhicules d'épargne aux rendements différents selon le parcours de revenu des individus. Cette différence a son importance, particulièrement rendue à des âges avancés, au regard des taux marginaux effectifs d'imposition. En effet, à mesure que le revenu d'un individu augmente, il doit non seulement s'acquitter du paiement d'impôts, mais également rembourser certains transferts sociaux. Par exemple, une personne âgée de 65 ans ou plus, éligible au Supplément de revenu garanti, se verra dans l'obligation de rembourser 0,5\$ pour chaque dollar gagné ou retiré d'un REER, ce qui correspond à un taux marginal effectif d'imposition de 50%. Cela peut être vu comme une mesure désincitative à gagner davantage ou, dans notre cas, à cotiser à un REER puisque les montants retirés après 65 ans seront imposés et pourront entraîner la perte de l'admissibilité à certains programmes de transferts.

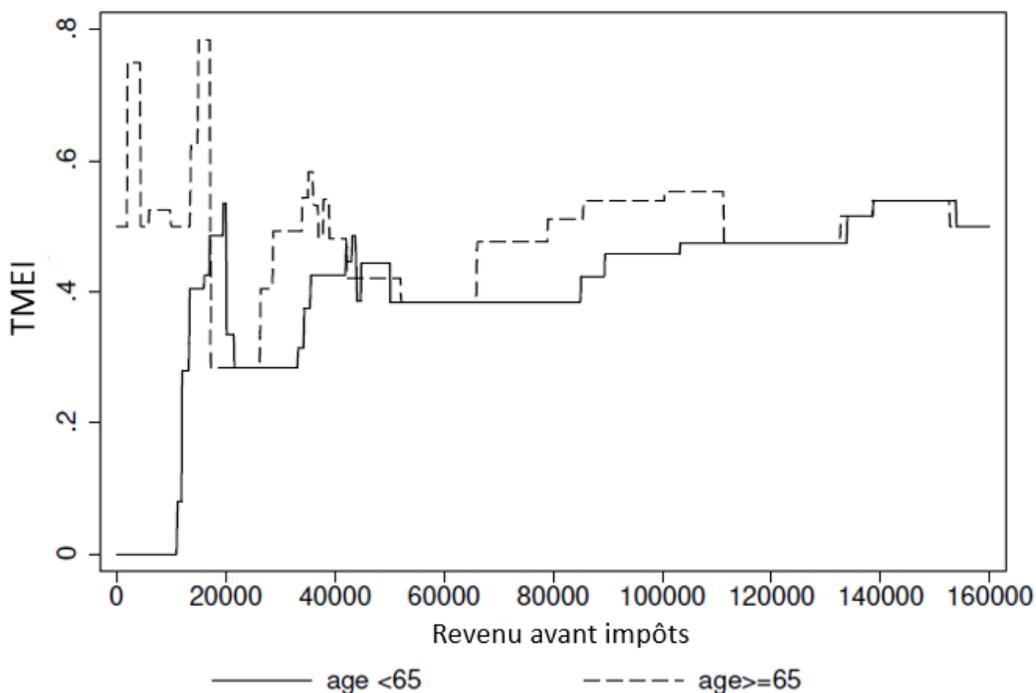
Afin d'éclairer le lecteur, la [Figure A3 -4](#) présente un exemple des taux marginaux effectifs d'imposition (TMEI) pour les personnes vivant seules, au Québec, et pour l'année 2015. La ligne pleine représente les TMEI pour les cotisations avant 65 ans, tandis que la ligne en pointillés représente les TMEI sur les revenus de retraite des personnes de plus de 65 ans. Nous pouvons constater que les TMEI avant 65 ans (ligne pleine) sont très faibles pour un individu à faible revenu et qu'ils tendent à augmenter avec le revenu. À l'inverse, les TMEI sur les revenus de retraites des personnes de plus de 65 ans (ligne pointillée) sont les plus élevés pour les personnes à faible revenu. Cela s'explique par les taux élevés de récupération des régimes de retraite publics destinés aux personnes âgées à faible revenu. Nous attirons ainsi l'attention du lecteur sur les deux sauts dans les TMEI pour les faibles revenus et qui correspondent respectivement au remboursement du Supplément de revenu garanti et au remboursement de la Sécurité de la vieillesse. Ce graphique nous permet de saisir l'importance d'un choix optimal d'un véhicule d'épargne puisque le retrait d'un REER, pour les individus les plus pauvres, pourra engendrer la perte de certains transferts sociaux, ce qui n'aurait pas été le cas avec un placement de type CELI.

Choix optimal du véhicule d'épargne

L'utilisation du calculateur d'impôts Simtax nous a ainsi permis de calculer les différents rendements en fonction de l'évolution du revenu d'une personne, tel que prédit par notre modèle. Nous avons par la suite pu déterminer le véhicule d'épargne le plus avantageux selon chaque tranche de revenu, et donc d'évaluer si les politiques de REER et de CELI favorisent équitablement tous les sous-groupes de la population du Québec. Enfin, nous avons comparé les choix entre les REER et les CELI observés dans la DAL avec les choix optimaux prédits par le modèle. On peut ainsi, pour chaque sous-groupe de la

population, obtenir une mesure de la capacité à choisir le véhicule d'épargne offrant le meilleur rendement pour la retraite.

Figure A3- 4 Taux marginaux effectifs d'imposition – Québec, 2015



A4 – Analyses et résultats

A4 – 1 Distribution du revenu familial

Avant de documenter la mobilité économique, nous avons souhaité dresser un portrait de l'évolution des revenus dans la province du Québec à travers l'évolution des quintiles de revenu. Comme mentionné à la [Section A2-1](#), l'ÉLIA a été construite en rassemblant tous les rapports d'impôts complétés par les répondants depuis 1983. Les [Figure A4-1](#), [A4-2](#) et [A4-3](#) présentent donc les évolutions de la distribution du revenu familial total de 1983 à 2013. Dans ce rapport, les changements de position des individus à travers la distribution du revenu familial total sont étudiés selon les quintiles de revenus.

Les prochaines figures présentent les différents quintiles utilisés afin de construire les matrices de transition. Puisque les quintiles sont les valeurs divisant en 5 groupes de taille égale la distribution de revenu ordonnée, ils apparaissent sous la forme de quatre lignes sur le graphique. Bien que les analyses portent sur les individus âgés de 25 ans et plus, les quintiles de revenu ont toutefois été calculés sur la population couverte par l'ÉLIA, c'est-à-dire les individus âgés de plus de 15 ans. À des fins descriptives, le revenu familial total moyen est aussi illustré.

La [Figure A4-1](#) permet de constater une légère croissance économique dans les revenus du Québec, du moins jusqu'en 2008. En effet, le revenu familial total moyen augmente tout au long de cette période passant de plus de 66 000\$ en 1983 à un peu moins de 86 000\$ en 2008. Le revenu familial total moyen observe ensuite une légère diminution, phénomène potentiellement attribuable à la crise économique de 2008.

La croissance économique ne s'est cependant pas fait ressentir dans toute la distribution de revenu. Il est ainsi possible de voir que les revenus définissant le quatrième quintile ont augmenté de plus de 25 000\$ sur la période de 30 ans. Alors que ceux du premier quintile sont demeurés inchangés durant la même période. Ceci suggère une hausse des inégalités économiques survenue entre 1983 et 2013 au Québec. Cette hausse des inégalités économiques peut par ailleurs être observée en remarquant l'écart qui se creuse entre le premier et le dernier quintile au cours de la période observée. En 1983, cet écart est d'un peu plus de 60 000\$. En 2013, il a augmenté à près de 90 000\$.

La [Figure A4-2](#) présente la même information que la figure précédente, mais pour la province de l'Ontario. On y remarque que peu importe l'année, la situation de l'Ontario est toujours plus enviable que celle du Québec, tant pour les différents quintiles de revenu que pour le revenu familial total moyen.

La même tendance est observable dans les différents quintiles de revenu, à savoir une stagnation du quintile inférieur et une hausse prononcée du quintile supérieur. L'écart entre le quintile inférieur et supérieur se creuse également en Ontario, ce qui suggère que la province observe elle aussi une hausse des inégalités économiques. Cet écart est cependant plus prononcé en Ontario qu'au Québec et sa progression est plus importante, passant de 70 000\$ en début de période à 110 000\$ 30 ans plus tard.

Enfin, la [Figure A4-3](#) présente l'évolution temporelle de la distribution du revenu familial total pour la Colombie-Britannique. Il est intéressant de remarquer qu'en début de période, la distribution de revenu de la Colombie-Britannique est similaire à celle de l'Ontario. Par contre, il semble que cette dernière ait connu une croissance des inégalités plus importante que celle de la Colombie-Britannique. En effet, si l'écart entre le premier et le quatrième quintile était plus prononcé en Colombie-Britannique en 1983, la situation s'est inversée en 2013. En effet, alors que cet écart est demeuré stable à un peu plus de 70 000\$ en Colombie-Britannique, il a augmenté de 40 000\$ en Ontario. De façon générale, bien que les revenus du Québec apparaissent légèrement moins importants que ceux de la Colombie-Britannique et l'Ontario, les tendances dans les quintiles et pour le revenu moyen sont relativement similaires.

Il faut toutefois être prudent avant de pousser l'interprétation de ces valeurs plus loin puisqu'elles représentent uniquement des revenus et non la capacité à payer réelle des individus. Or, il est connu que le coût de la vie entre ces provinces diffère, ce qui n'est pas pris en compte dans cette statistique purement descriptive. La bonne mesure de cette nuance dépasse toutefois l'ambition du présent rapport. Il est également important de souligner que si les statistiques présentées ici suggèrent une hausse des inégalités économiques, elles ne nous renseignent pas sur la mobilité économique.

Figure A4- 1 Évolution de la distribution du revenu familial total – Québec

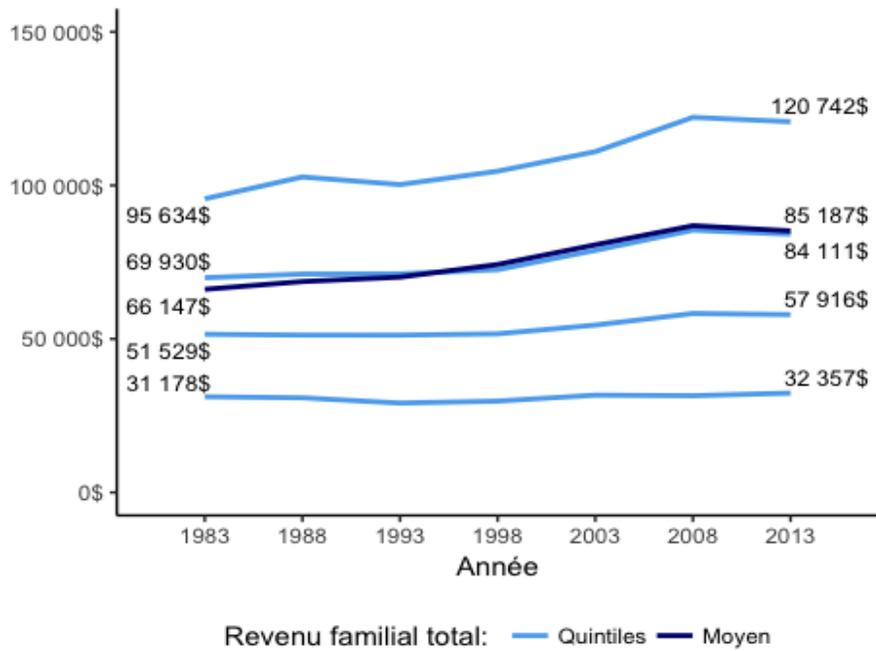


Figure A4- 2 Évolution de la distribution du revenu familial total – Ontario

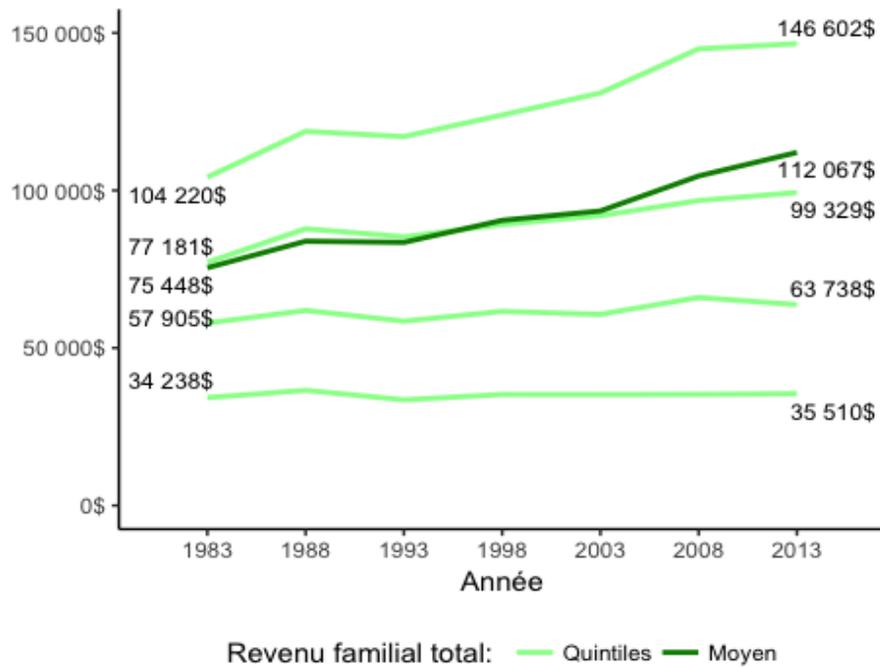
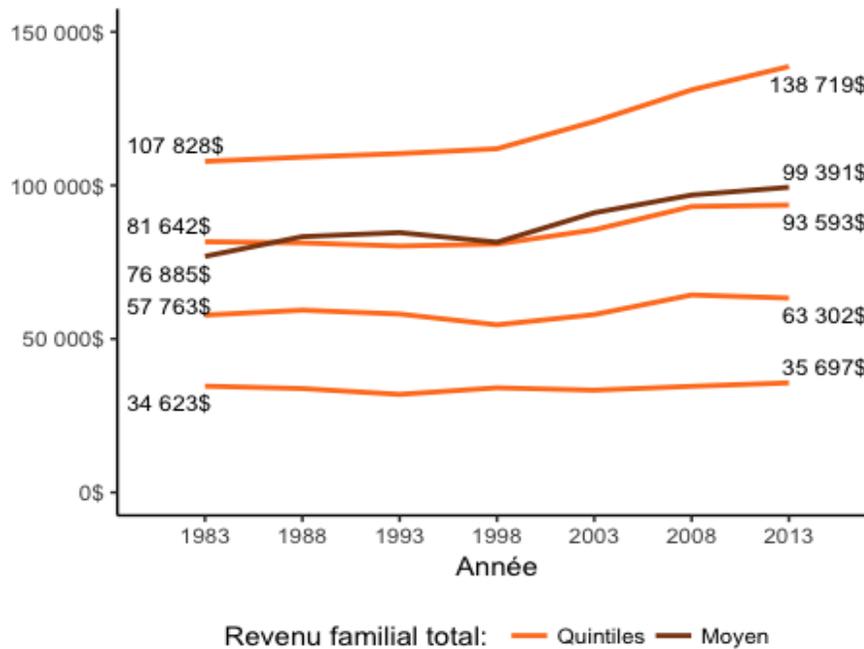


Figure A4- 3 Évolution de la distribution du revenu familial total – Colombie-Britannique



A4 – 2 La mobilité économique au Québec

A4 – 2 – 1 État actuel de la mobilité au Québec

Les [Figures A4-4](#) et [A4-5](#) présentent les indices de mobilités calculés pour la province du Québec, pour l’intervalle de transition 2008-2013 et pour différents groupes d’âge allant de 25-30 ans jusqu’à 65-70 ans. Les indices sont également reportés pour la population entière dans la dernière colonne. Ces indices sont le ratio de mobilité (en gris), la mobilité ascendante (en bleu marine) et la mobilité descendante (en bleu clair). Pour rappel, le ratio de mobilité se décompose en mobilité ascendante et descendante, la somme de ces dernières est donc égale au ratio de mobilité. À des fins de comparaison, le ratio de mobilité a été présenté derrière la mobilité ascendante et descendante pour permettre une appréciation de la part relative de chacun de ces indices dans sa constitution.

Il est possible de voir que la mobilité varie de façon marquée en fonction de l’âge. Ainsi le ratio de mobilité est plus élevé pour les individus les plus jeunes et diminue dans le temps jusqu’à l’âge de 50 ans environ pour ensuite légèrement augmenter jusqu’à l’âge

de 70 ans. La mobilité économique semble donc suivre une trajectoire en forme de « U », étant plus élevée en début et en fin de vie adulte. Cette structure est cohérente avec le fait que les individus plus jeunes trouvent leur premier emploi ou explorent davantage le marché du travail, ce qui est généralement associés à des variations de revenu plus importantes. Ils stabilisent ensuite leur choix de carrière en vieillissant, diminuant ainsi la mobilité économique des groupes d'âge plus âgés. Un autre résultat intéressant est que la mobilité augmente ponctuellement pour les individus âgés entre 55 et 60 ans, possiblement puisque cette période initie la transition vers la retraite pour de nombreux travailleurs.

La mobilité mesurée par le ratio de mobilité cache toutefois d'autres variations importantes révélées par la mobilité ascendante et descendante. En effet, la mobilité ascendante est plus importante chez les jeunes adultes de 25 à 30 ans et diminue dans le temps pour atteindre sa valeur la plus faible chez les individus âgés entre 65 et 70 ans. Ceci suggère qu'en début de carrière, les jeunes travailleurs connaissent une croissance de leur revenu soutenue, possiblement parce qu'ils gagnent de l'expérience ou parce qu'ils se déplacent vers des emplois mieux rémunérés. Cette croissance s'estompe par la suite lorsque les gains marginaux à l'expérience diminuent et lorsque leur situation se stabilise.

Le phénomène inverse est quant à lui observé pour la mobilité descendante : alors que celle-ci augmente à partir de 35 ans jusqu'à l'âge de 55 ans, elle semble ensuite se stabiliser jusqu'à 70 ans.

Figure A4- 4 Mobilité ascendante au Québec, 2008 – 2013

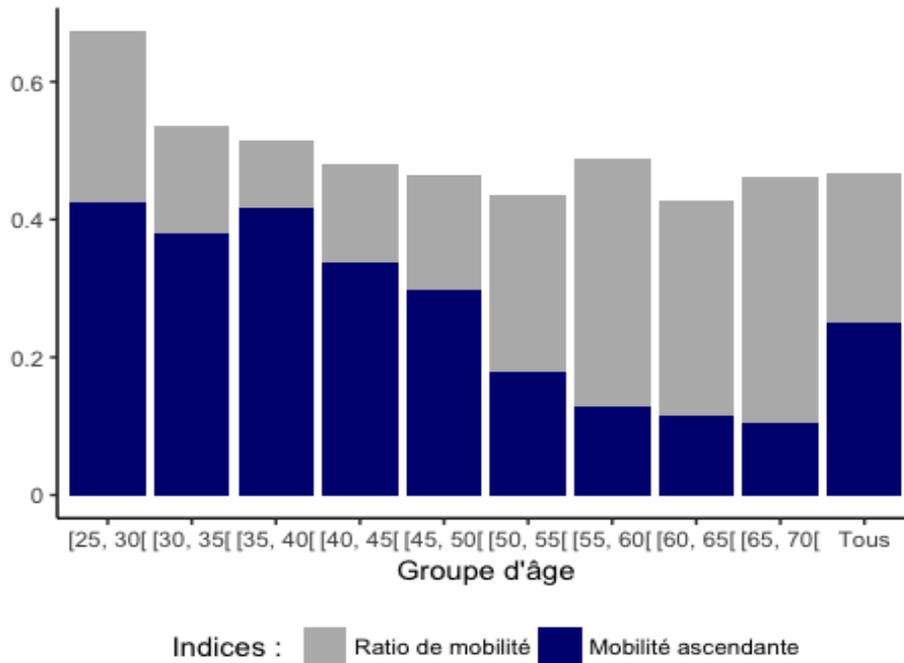
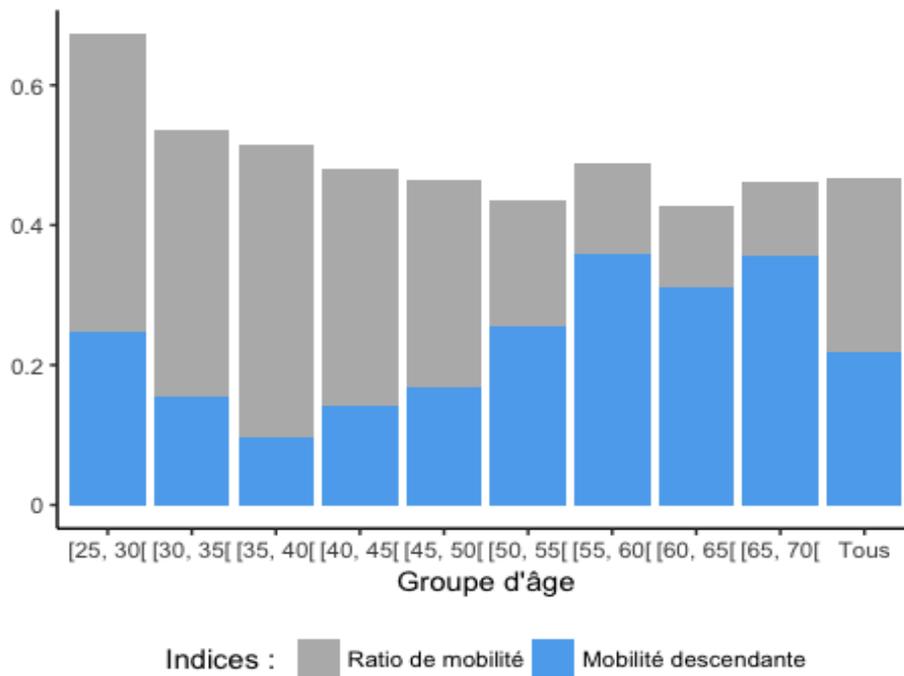


Figure A4- 5 Mobilité descendante au Québec, 2008 – 2013



A4 – 2 – 2 Évolution temporelle de la mobilité

Bien que les [Figures A4-4](#) et [A4-5](#) soient informatives, elles présentent une coupe transversale de la population du Québec à un moment dans le temps. Pour mesurer l'évolution temporelle de la mobilité au Québec, les indices de mobilité doivent être calculés sur une plus longue période de temps pour un même groupe d'individus. C'est ce que nous avons fait pour la période allant de 1983 à 2013, à l'aide des données longitudinales de l'ÉLIA. Toutefois, tel que mentionné précédemment, ce panel a été construit de façon rétrospective, donc les personnes observées en 1983 sont en moyenne beaucoup plus jeunes que celles observées en 2013. Comparer les matrices de transitions calculées à l'aide des individus observés en 1983 à celles calculées à l'aide de ceux observés en 2013 pourrait être trompeur. En effet, les personnes comparées n'ayant pas en moyenne le même âge, elles en sont donc à des points différents dans leur vie professionnelle, ce qui peut affecter la mesure de la mobilité. Pour pallier à ce problème, des cohortes ont été constituées pour différentes périodes.

Dans notre étude, quatre cohortes sont utilisées pour mesurer l'évolution de la mobilité dans le temps. Chaque cohorte débute à cinq années d'intervalle, la première démarrant en 1983 et la dernière en 1998. À la première année d'observation, chaque individu composant la cohorte doit être âgé d'au moins 25 ans et de moins de 30 ans. Pour faciliter les analyses, chaque cohorte est analysée pendant le même nombre d'année, soit 15. Puisque qu'un intervalle de transition de 5 ans est utilisé pour ce rapport, il est possible d'observer 11 transitions pour chacune des cohortes. À la seconde transition, tous les individus composant les cohortes sont âgés d'au moins 26 ans et de moins de 31 ans. Chaque cohorte « vieillit » donc d'une année à chaque transition. De cette façon, chaque individu composant les cohortes est âgé d'au moins 35 ans et de moins de 40 ans à la onzième et dernière transition. La constitution des cohortes peut être mieux comprise à

l'aide de la [Figure A4-6](#). Cette Figure présente la période couverte par chacune des cohortes délimitées par les deux traits pointillés gris. Les points représentent les 11 transitions observées pour chacune d'entre elles. L'avantage de procéder ainsi est que les indices de mobilité peuvent être calculés pour des individus d'un même groupe d'âge à travers différents moments dans le temps. Cela permet également de voir comment les indices de mobilités évoluent dans le temps pour une même cohorte et ainsi vérifier si cette évolution est différente à travers les cohortes. Toutefois, la structure rétrospective de l'ÉLIA rend difficile l'accès à des informations pour les groupes d'âge plus avancés. En effet, une personne qui était âgée de 70 ans en 1983 et qui serait toujours en vie lors de la constitution de l'échantillon initial de l'ÉLIA en 2012 aurait à ce moment 99 ans. Des personnes d'un tel âge sont à la fois peu nombreuses dans la base de données et vraisemblablement peu représentatives du reste de la population. Ceci demeure toutefois une limite acceptable, notamment puisque la mobilité économique se stabilise vers l'âge de 45 ans. La couverture des cohortes inclut donc la plus grande partie de la variation de la mobilité économique à travers la vie adulte.

La [Figure A4-7](#) présente les indices de mobilité mesurés aux différentes transitions. Pour chaque transition, les indices sont reportés pour les quatre cohortes allant de celle débutant en 1983 à celle débutant en 1998. Il est important de rappeler que pour chaque transition, les individus composant les cohortes sont issus du même groupe d'âge, ce qui rend la comparaison dans le temps légitime.

Comme il est possible de le voir, la trajectoire décroissante de la mobilité économique avec l'âge est retrouvée pour chacune des cohortes. En effet, la mobilité associée aux premières transitions est plus élevée que celle que l'on retrouve dans les dernières transitions. Pour ce qui est du ratio de mobilité, il est difficile à première vue de dégager une tendance en comparant les cohortes à l'intérieur de chacune des transitions.

Un effet se manifeste cependant lorsque la décomposition du ratio de mobilité est étudiée. D'abord, il est possible de voir que, peu importe la transition observée, la mobilité ascendante a augmenté entre la Cohorte 1 et la Cohorte 4. Cette augmentation est manifeste et progressive à travers chacune des cohortes et pour chacune des transitions. Ceci signale que la mobilité ascendante a augmenté au Québec au cours des 30 dernières années chez les individus âgés entre 25 et 40 ans.

Simultanément, la [Figure A4-7](#) semble présenter un déclin de la mobilité descendante sur la même période, du moins pour la cinquième transition et les suivantes. Ceci indique que pour les individus âgés entre 29 et 40 ans, conjointement à une augmentation de la mobilité ascendante, on observe une diminution de la mobilité descendante au Québec au cours des trois dernières décennies. La situation semble donc s'être améliorée au Québec en termes de mobilité au cours des 30 dernières années. Alors que la mobilité ascendante a augmenté de façon marquée, la mobilité descendante a quant à elle diminué sur la même période. Évidemment, ces résultats ne sont applicables qu'aux groupes d'âge couverts par les cohortes, c'est-à-dire les individus âgés entre 25 et 40 ans. Ce segment d'âge représente toutefois une part importante de la population active et celui qui connaît la mobilité économique la plus prononcée.

Figure A4- 6 Structure des cohortes et de leurs transitions

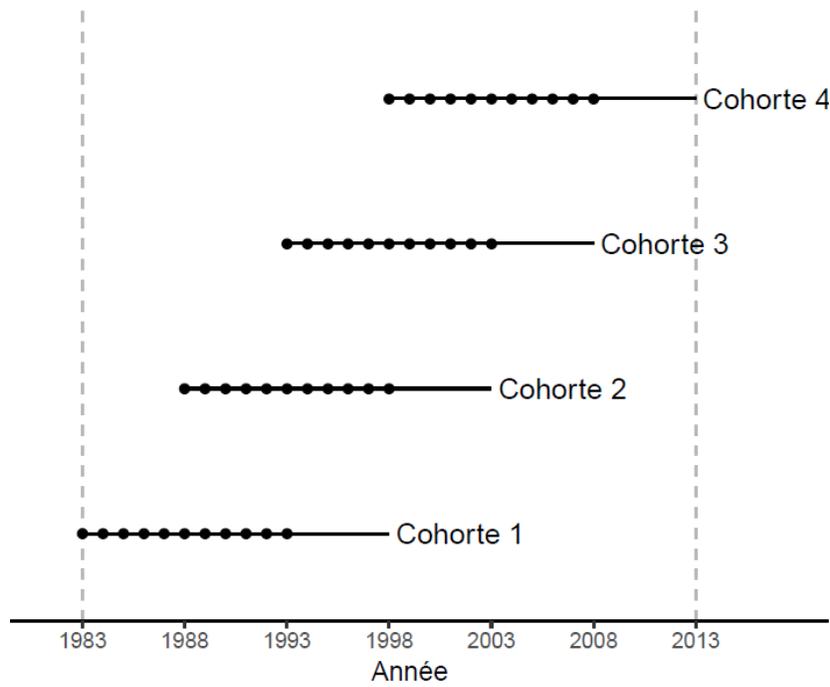
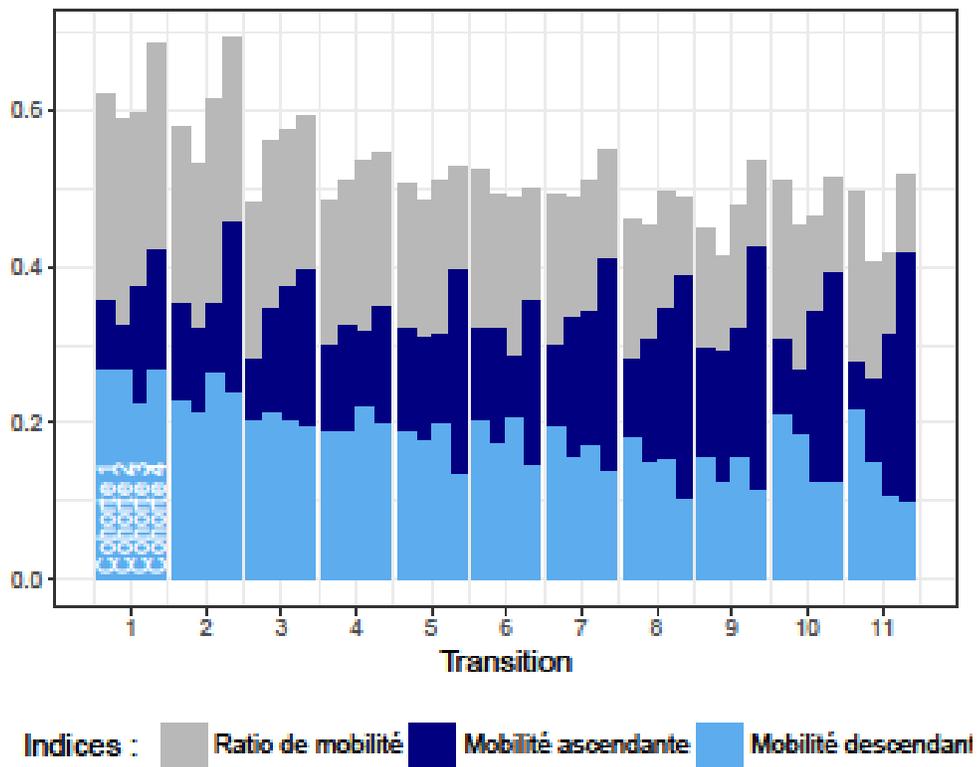


Figure A4- 7 Indices de mobilité par transition pour chaque cohorte – Québec



A4 – 2 – 3 Comparaisons régionales

Le Québec étant une province canadienne, il peut être intéressant de voir comment celui-ci se compare à des provinces similaires. Une première comparaison est faite entre le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique en investiguant la mobilité sur la période 2008-2013 pour différents groupes d'âge. Ces résultats sont présentés aux [Figures A4-8](#), [A4-9](#) et [A4-10](#).

La dernière colonne de la [Figure A4-8](#) présente le ratio de mobilité pour tous les groupes d'âge sur la période 2008-2013. On constate que le ratio de mobilité est étonnamment similaire pour les trois provinces : Québec, Ontario et Colombie-Britannique lorsqu'il est calculé sur l'ensemble de la population. Par ailleurs, la décroissance du ratio observée avec le vieillissement au Québec ne semble pas se retrouver dans les deux autres provinces. Pour l'Ontario, hormis le groupe des 25 à 30 ans dont la mobilité est plus importante que celle de tous les autres groupes, la mobilité semble varier entre les différents groupes d'âge sans subir de diminution avec le vieillissement. En Colombie-Britannique, une décroissance de la mobilité est bien observée entre les 25 ans et les 50 ans, mais la mobilité pour les 50 à 65 ans augmente ensuite de façon marquée, ce qui n'est pas le cas pour les deux autres provinces.

La [Figure A4-9](#) présente la mobilité ascendante par groupe d'âge pour chacune des trois provinces, toujours pour la période 2008-2013. Encore une fois, la mobilité évaluée sur l'ensemble de la population est relativement similaire entre les trois provinces et elle est plus prononcée chez le groupe des 25 à 30 ans. Une tendance décroissante pour la mobilité ascendante est également bien marquée avec le vieillissement de la population pour les trois provinces. Il est également possible de remarquer que la mobilité ascendante est plus élevée pour les 30 à 50 ans au Québec comparativement à ce qui est observé en Ontario et en Colombie-Britannique. Cette tendance subit par ailleurs un revirement autour

de 50 ans. La mobilité ascendante devient alors plus élevée pour l'Ontario et la Colombie-Britannique par rapport au Québec, pour les groupes d'âge entre 50 et 65 ans.

La [Figure A4-10](#) présente quant à elle la mobilité descendante par groupe d'âge pour chacune des trois provinces. Il est possible d'y voir une tendance partagée par les trois provinces, à savoir une diminution de la mobilité descendante entre 25 à 40 ans suivie d'une augmentation progressive de celle-ci jusqu'à 65 ans. La distinction régionale la plus marquée semble être le fait que la mobilité descendante est plus prononcée chez les 50 à 70 ans pour le Québec et la Colombie-Britannique comparativement à ce qui est observé en Ontario.

[Figure A4- 8 Ratio de mobilité pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique, 2008 - 2013](#)

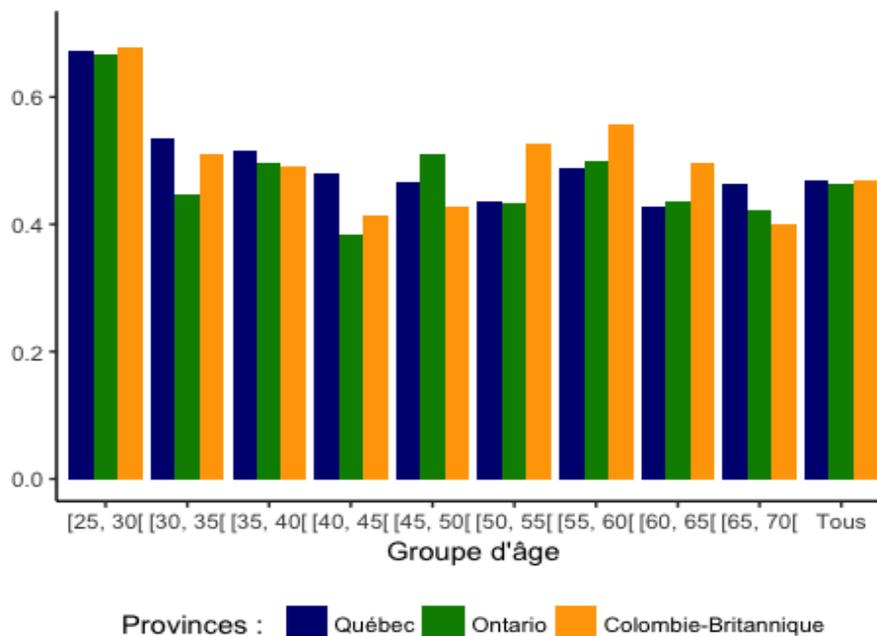


Figure A4- 9 Mobilité ascendante pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique, 2008 – 2013

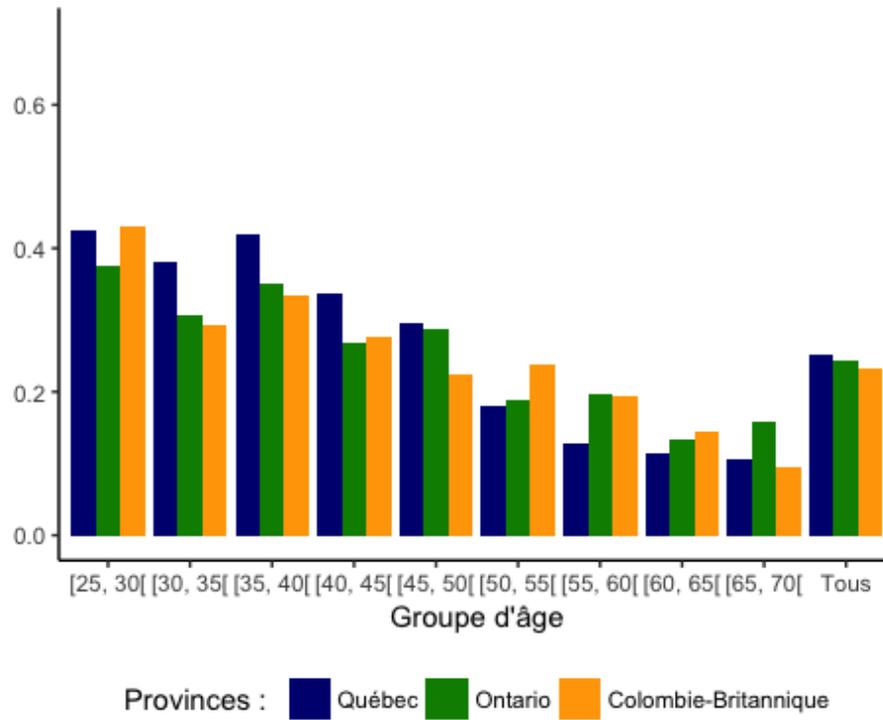
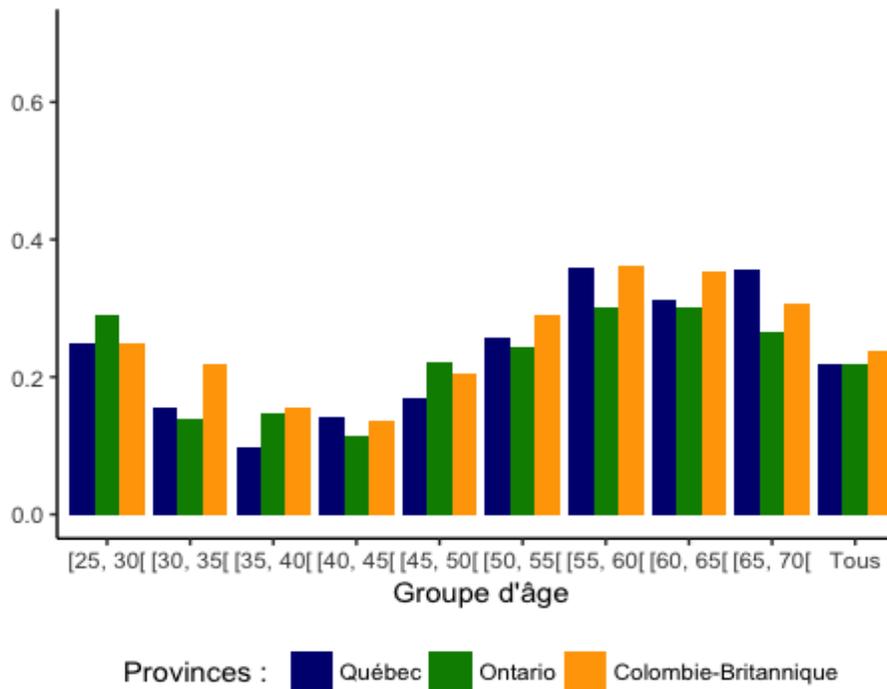


Figure A4- 10 Mobilité descendante pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique, 2008 – 2013



Les Figures suivantes : [A4-11](#), [A4-12](#) et [A4-13](#) présentent l'évolution temporelle de la mobilité économique pour le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. Pour illustrer cette évolution temporelle, les indices de mobilité associés à la Cohorte 4 (voir sections précédentes) ont été calculés pour chacune des provinces. Pour rappel, les individus qui la composent ont entre 25 ans (inclusivement) et 30 ans (exclusivement) lors de la première transition et entre 35 ans (inclusivement) et 40 ans (exclusivement) lors de la onzième et dernière transition. La première transition a lieu en 1998-2003 et la dernière en 2008-2013. Cette cohorte étant la plus récente des quatre présentées précédemment, son utilisation permet une comparaison relativement contemporaine de l'évolution de la mobilité entre les provinces. La [Figure A4-11](#) présente le ratio de mobilité pour la Cohorte 4 pour chacune des provinces, la [Figure A4-12](#) présente la mobilité ascendante tandis que la [Figure A4-13](#) présente la mobilité descendante.

Figure A4- 11 Ratio de mobilité par transition pour la 4e cohorte

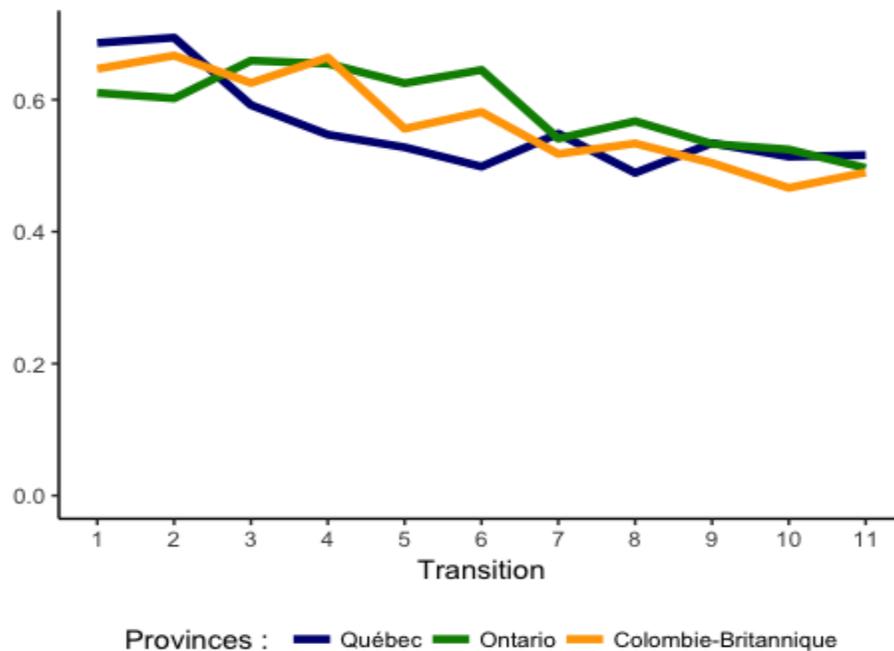


Figure A4- 12 Mobilité ascendante par transition pour la 4e cohorte du Québec

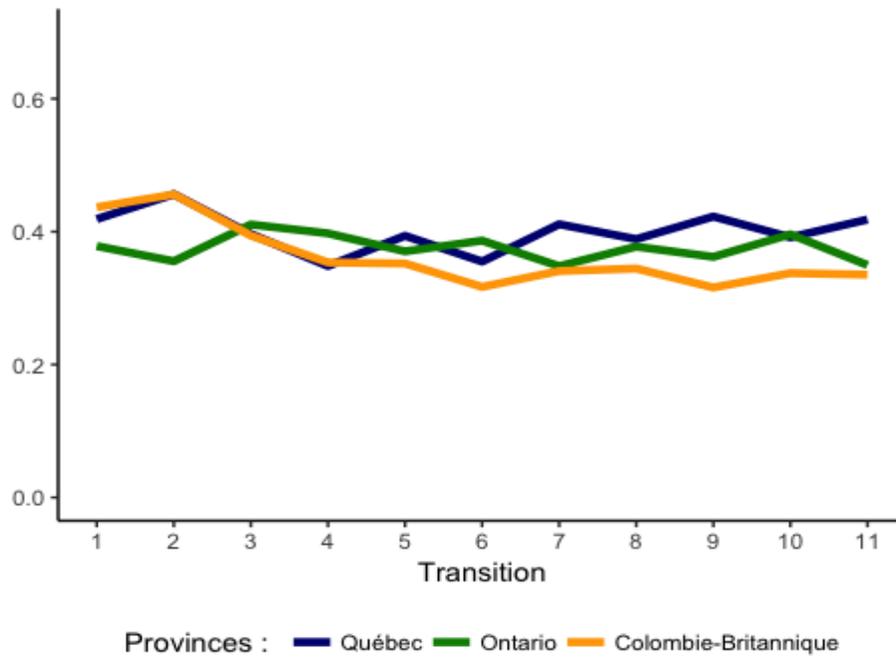
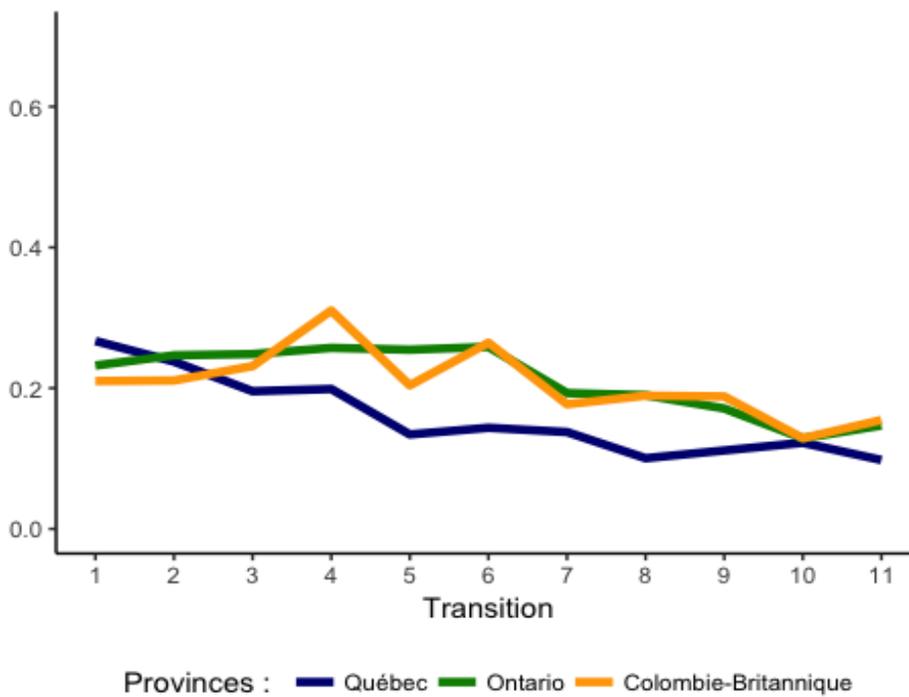


Figure A4- 13 Mobilité descendante par transition pour la 4e cohorte



Comme il est possible de le voir à la [Figure A4-11](#), un déclin de la mobilité économique, mesurée par le ratio de mobilité, est observé sur l'ensemble des transitions de la Cohorte 4 dans les trois provinces. Pour les comparaisons régionales, hormis les premières transitions, l'Ontario semble être la province où la 4e cohorte a connu la plus grande mobilité et une mobilité économique plus faible semble être observée au Québec.

La tendance est toutefois un peu différente lorsque le ratio de mobilité est décomposé. En effet, la mobilité ascendante, représentée à la [Figure A4-12](#), semble être la plus faible en Colombie-Britannique pour la majorité des transitions. En d'autres mots, la Colombie-Britannique est la province où la proportion d'individus ayant augmenté de quintiles à l'intérieur de la Cohorte 4 est la plus faible. Une mobilité ascendante plus prononcée semble être observée au Québec comparativement à sa province voisine l'Ontario pour la plupart des transitions.

Pour ce qui est de la mobilité descendante, visible à la [Figure A4-13](#), le Québec se démarque par sa mobilité descendante sensiblement inférieure à celle des deux autres provinces, notamment après les premières transitions. Par ailleurs, la mobilité descendante du côté de l'Ontario et de la Colombie-Britannique est similaire pour les deux provinces pour les transitions de la Cohorte 4.

Le Québec semble être, à première vue, un endroit où la mobilité décroît de façon plus marquée que dans les deux autres provinces. Or, cette décroissance est principalement le fruit d'une très faible mobilité descendante. Par ailleurs, en termes de mobilité ascendante, le Québec fait au aussi bien que l'Ontario et mieux que la Colombie-Britannique.

A4 – 2 – 4 Facteurs contribuant à la mobilité

Il est possible de décomposer l'écart entre deux indices calculés à partir d'une matrice de transition estimée et d'une matrice transition de référence en parts attribuables aux différences de caractéristiques entre les individus (*effet de composition*) et en parts attribuables aux écarts de rendements de ces mêmes caractéristiques (*effet de structure*) sur le revenu². Il s'agit en quelque sorte d'une généralisation de la décomposition de type Blinder-Oaxaca. De plus, la contribution de chaque caractéristique à l'effet de composition global peut être estimée de façon indépendante.

La distinction entre les effets de composition et de structure est importante dans le contexte de cette étude. En effet, ces deux éléments permettent de comprendre dans quelle mesure la mobilité plus ou moins grande des différentes cohortes à travers le temps est due aux différences de caractéristiques entre celles-ci et aux rendements différenciés de ces caractéristiques sur le marché du travail.

La procédure consiste à comparer un indice de mobilité quelconque calculé à partir d'une matrice observée à celui découlant d'une matrice de mobilité arbitraire. La pratique veut que cette dernière matrice corresponde à un monde de mobilité parfaite, bien que toute autre matrice puisse convenir aux fins de l'exercice. Dénotons l'écart entre la mobilité parfaite, M_p , de celle observée, M_o , par :

$$\Delta_o = \Delta_{M_p} - \Delta_{M_o}$$

La matrice de mobilité parfaite s'écrit ainsi:

$$M_p = \begin{pmatrix} 0.2 & \dots & 0.2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0.2 & \dots & 0.2 \end{pmatrix}$$

² Pour cet exercice, nous avons été dans l'obligation d'exclure la Colombie-Britannique en raison des tailles d'échantillons trop petits.

Cette matrice correspond à une situation selon laquelle le quintile de revenu dans lequel se trouve un individu à la période $t+1$ est totalement indépendant du quintile dans lequel il se trouvait au temps t . Cela découle du fait que tous les éléments sont égaux à 0,20. Selon ce qui précède, l'écart Δ_o peut être décomposé en un effet structurel, Δ_s , et un effet de composition, Δ_x :

$$\Delta_o = \Delta_s + \Delta_x$$

La méthode permettant de calculer la décomposition ci-dessus est relativement complexe. Les détails sont présentés à [l'Annexes A-6](#) afin de ne pas alourdir inutilement le texte.

La [Figure A4-14](#) est divisée en deux parties. La première représente Δ_o pour chaque province et à chaque quinquennat entre 1983 et 2005. La partie du bas illustre la part de l'écart qui est attribuable à la composante structurelle. Cette dernière est simplement calculée comme $\Delta_s/\Delta_o \times 100\%$. Cette figure s'intéresse spécifiquement à la mobilité globale. Elle montre que l'écart entre la mobilité observée et la mobilité parfaite est plus élevé au Québec qu'il ne l'est en Ontario, et ce pour chaque quinquennat. Ce résultat est conforme à ceux trouvés dans la section descriptive ci-dessus. Il est par ailleurs intéressant de constater qu'au cours de la décennie 1983-1993, les composantes structurelles étaient sensiblement inférieures au Québec. Autrement dit, les caractéristiques des différentes cohortes ont davantage d'importance au Québec. Comme corolaire, en Ontario les rendements sur les caractéristiques individuelles ont eu une importance plus grande. À partir de l'année 1993, la composante structurelle a diminué en Ontario jusqu'à rejoindre le niveau observé au Québec. On en déduit que le marché du travail s'y est peu à peu transformé et que la variabilité des caractéristiques inter-cohortes

a pris davantage d'importance dans cette province. Au Québec, la part de la composante structurelle est relativement constante, à l'exception de la cohorte de 1985 pour laquelle on observe une baisse importante, parallèle à celle observée en Ontario.

La [Figure A4-15](#) s'intéresse plus particulièrement à la mobilité ascendante. Encore une fois, on constate que l'écart entre la mobilité observée et la mobilité parfaite est plus élevé au Québec. Autrement dit, l'ascension dans l'échelle de revenu y est plus faible. Tout comme précédemment, on observe que la composante structurelle est plus importante en Ontario qu'au Québec, bien que les cohortes de 1995 et suivantes des deux provinces ont des parts qui semblent converger.

Figure A4- 14 Décomposition de la mobilité globale

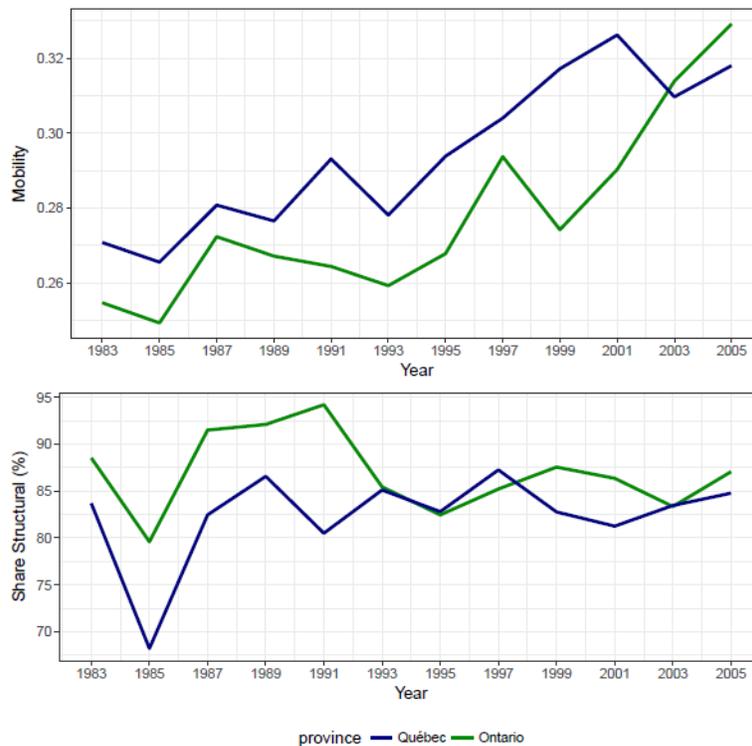
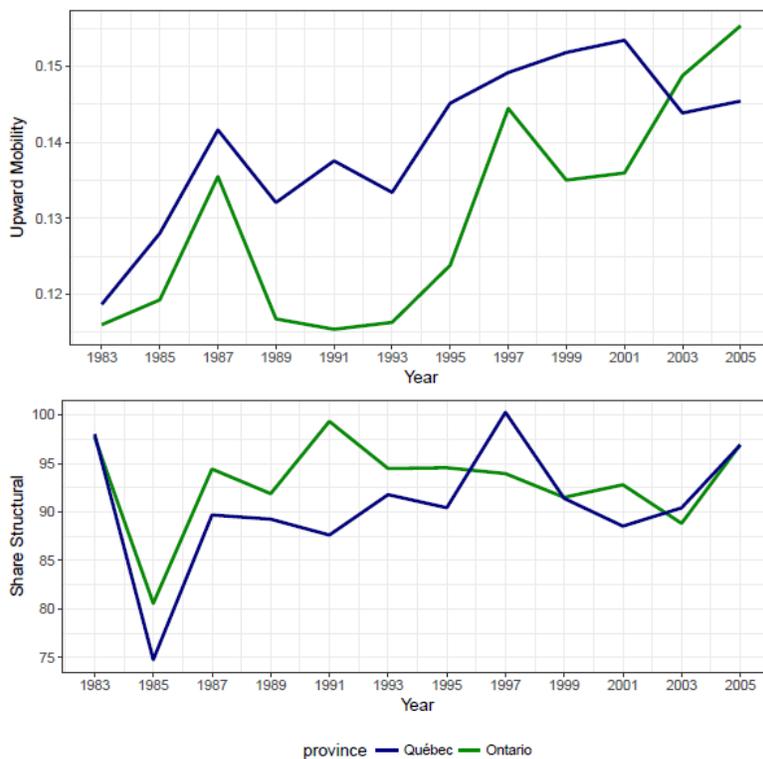
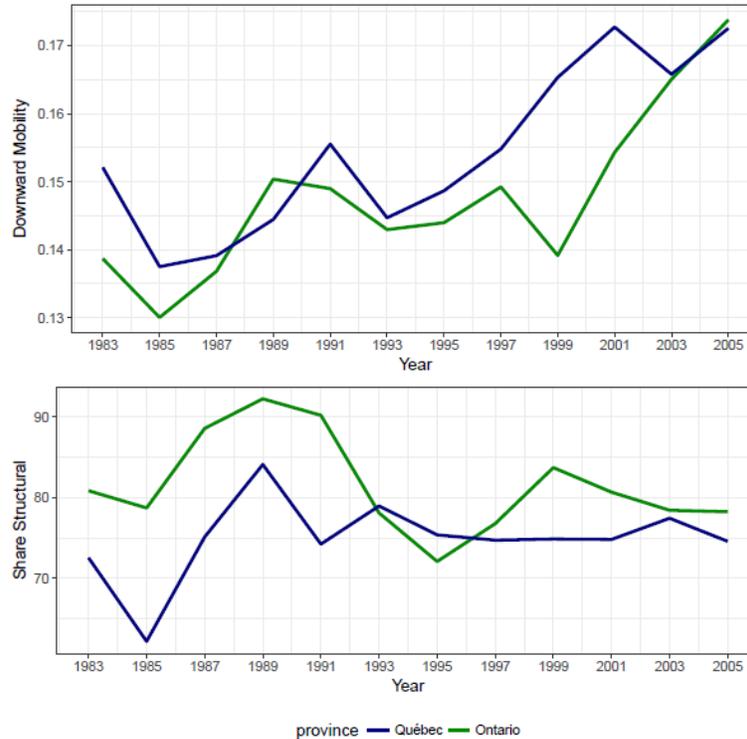


Figure A4- 15 Décomposition de la mobilité ascendante



La [Figure A4-16](#) présente la décomposition de la mobilité descendante. Cette figure est intéressante à plusieurs égards. Tout d'abord, on constate que les écarts entre la mobilité descendante observée et la mobilité descendante parfaite étaient relativement semblables dans les deux provinces entre 1983 et 1995. Les cohortes subséquentes au Québec manifestent une mobilité descendante nettement plus faible. Cette période correspond à la mise en place de nombreuses politiques publiques qui ont pu contribuer à limiter la baisse de revenus d'une certaine partie de la population. Cette période coïncide également plus ou moins à une stabilisation de la composante structurelle, c'est-à-dire que les rendements des caractéristiques individuelles sont les mêmes pour chaque cohorte. Les cohortes précédentes, *c.-à-d.* 1983—1993, ont connu des fluctuations importantes dans ces mêmes rendements, peut-être associés à des périodes de fluctuations macroéconomiques importantes.

Figure A4- 16 Décomposition de la mobilité descendante



A4 – 3 Pauvreté et transitions

Cette section présente les résultats concernant l’analyse des entrées et des sorties d’un état de pauvreté. Après quelques statistiques descriptives, nous présenterons les résultats des régressions logistiques multinomiales. Il est à noter que les résultats de la présente section ne comparent que l’Ontario et le Québec. Les analyses se concentrent sur les individus âgés entre 25 et 64 ans afin de couvrir la population des individus en âge de travailler.

A4 – 3 – 1 Statistiques descriptives des entrées et des sorties

Données relatives à la pauvreté

Les données disponibles nous permettent de déterminer les périodes de pauvreté ou de non-pauvreté vécues par chaque individu présent dans notre échantillon. Ces périodes de pauvreté peuvent avoir des durées variables et un même individu pourra alterner des

périodes de pauvreté et de non-pauvreté. En tout, nous répertorions 7118 épisodes de pauvreté, dont 3233 au Québec et 3885 en Ontario.

Il est toutefois important de noter que parmi ces individus, certains ont pu déménager hors du Canada, cesser de faire une déclaration d'impôt ou encore le panel a pu s'arrêter avant que l'épisode de pauvreté ne soit terminé.

Les [Figures A4-17](#) et [A4-18](#) présentent la distribution du nombre d'années écoulées avant la survenue respectivement d'une entrée et d'une sortie d'un état de pauvreté. Ainsi, la Figure A4-14 présente la distribution des individus entrant dans un état de pauvreté selon les intervalles de temps passé en dehors de la pauvreté. La Figure A4-15 présente quant à elle la distribution des individus sortant d'un état de pauvreté selon les intervalles de temps passé dans cet état de pauvreté. Pour rappel, le seuil de pauvreté est ici défini comme 50% du revenu médian pour chacune des provinces.

Il est possible de voir à partir de la [Figure A4-17](#) que le phénomène d'entrée dans la pauvreté est légèrement différent entre le Québec et l'Ontario. Par exemple, une part plus importante des individus effectuant une entrée en pauvreté le font après avoir passé seulement une année en dehors de cet état. La situation semble être la même pour les intervalles de deux et trois ans. Du côté des individus ayant effectué une entrée dans un état de pauvreté après 21 à 31 ans en dehors de la pauvreté, la proportion québécoise est beaucoup plus importante que celle de l'Ontario. Ceci suggère que le phénomène de retour rapide dans un état de pauvreté est plus prononcé en Ontario qu'au Québec. Au Québec, une part plus importante des individus effectuant une entrée dans un état de pauvreté le font après une longue période en dehors de cet état.

Pour ce qui est des sorties de la pauvreté, il n'existe pas de différence évidente entre le Québec et l'Ontario. Par exemple, pour les deux provinces un peu plus de 40% des

individus effectuant un passage dans un état de pauvreté en sortent après seulement un an. Ce pourcentage monte à 85% après cinq ans pour chacune des deux provinces.

Lorsqu'un individu entre ou quitte un état de pauvreté, sa destination peut être proche ou éloignée du seuil de pauvreté. Les [Tableaux A4-1](#) et [A4-2](#) présentent la proportion des différentes destinations de transition selon où se dirigent les individus lorsqu'ils effectuent un changement d'état respectivement à l'intérieur et à l'extérieur de la pauvreté.

[Figure A4- 17 Nombre d'années écoulées avant l'entrée dans un état de pauvreté pour le Québec et l'Ontario](#)

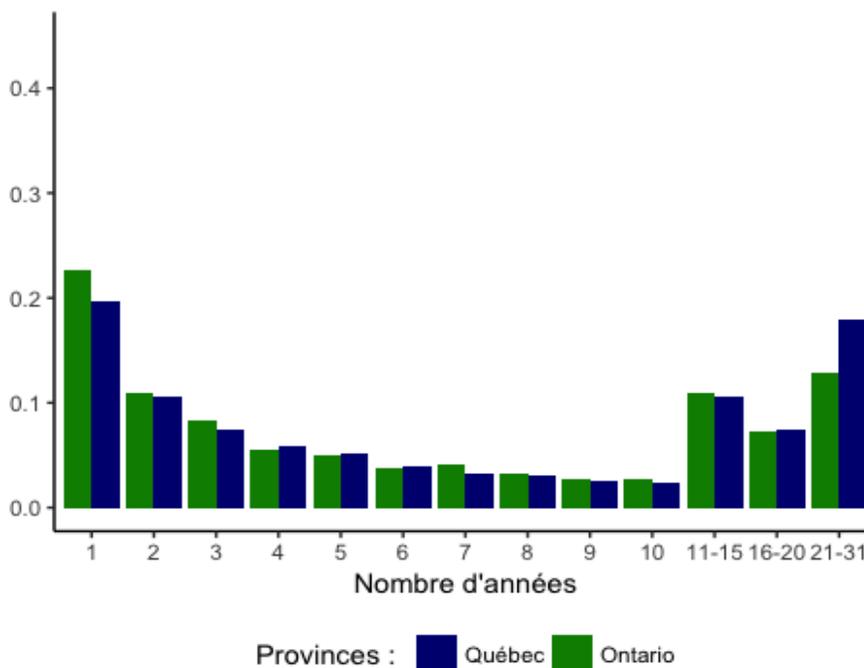
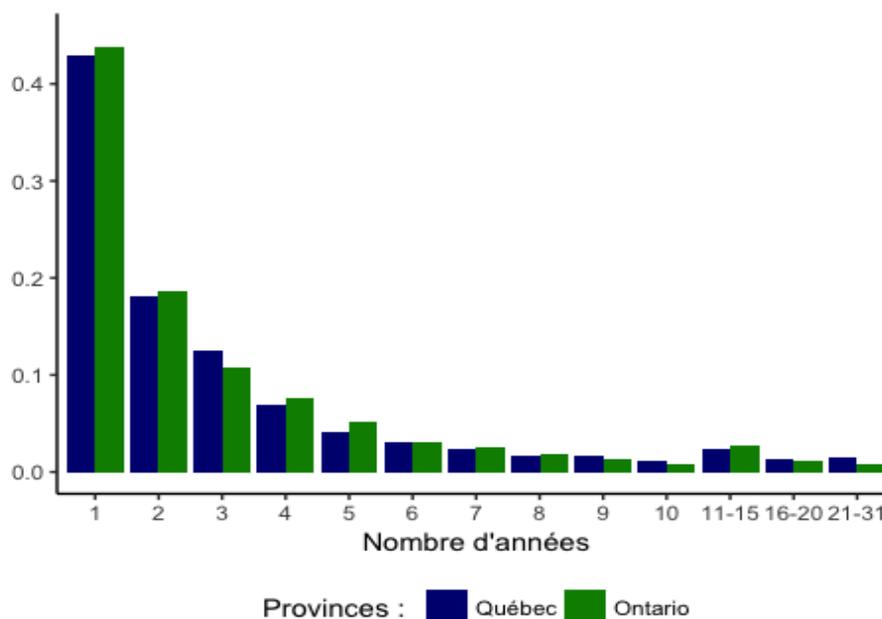


Figure A4- 18 Nombre d'années écoulées avant la sortie d'un état de pauvreté pour le Québec et l'Ontario



En ce qui concerne l'entrée en pauvreté, nous distinguons quatre catégories, présentées au [Tableau A4-1](#). Ainsi, 61% des individus de notre échantillon ne connaîtront aucun épisode de pauvreté. La situation est tout à fait similaire en Ontario où ce taux s'élève à 63%. Lorsqu'il y a une entrée dans un épisode de pauvreté, nous avons défini trois catégories : un individu entre en pauvreté entre le seuil et 90% du seuil, entre 90% du seuil et 67% du seuil, ou avec un revenu inférieur à 67% du seuil de pauvreté. Nous constatons qu'il existe peu de différence entre le Québec et l'Ontario en termes de destination lors de l'entrée dans un état de pauvreté. Dans chacune des deux provinces, lorsqu'un individu effectue une entrée dans un état de pauvreté, cela semble se faire de façon relativement uniforme entre les trois destinations.

En ce qui concerne la sortie de la pauvreté, nous avons également distingué quatre catégories, présentées au [Tableau A4-2](#). Ainsi, 31% de notre échantillon ne sortira pas de son état de pauvreté. Ce taux est légèrement plus élevé en Ontario où il atteint quasiment

les 34%. Lorsqu'un individu quitte son état de pauvreté, nous avons là encore défini trois destinations possibles : sortir entre le seuil de pauvreté et 110% du seuil, sortir entre 110% et 200% du seuil, ou sortir à plus de 200% du seuil. Là encore, nous distinguons peu de différence entre la province du Québec et celle de l'Ontario. Un point intéressant toutefois est qu'une part significative des individus effectuant une sortie de pauvreté se retrouve dans la seconde destination, c'est-à-dire entre 110% du seuil de pauvreté et 200% du seuil. Ceci semble indiquer que lorsque les individus sortent d'un état de pauvreté, ils ne le font pas forcément très loin du seuil et demeurent donc dans un état potentiellement précaire.

[Tableau A4- 1 Distribution des destinations lors d'une entrée dans un état de pauvreté](#)

Destinations	Québec	Ontario
Aucune entrée	61,266	63,314
Entre le seuil de pauvreté et 90% du seuil	12,470	11,088
Entre 90% du seuil de pauvreté et 67% du seuil	14,224	13,273
Moins de 67% du seuil de pauvreté	12,040	12,325

[Tableau A4- 2 Distribution des destinations lors d'une sortie d'un état de pauvreté](#)

Destinations	Québec	Ontario
Aucune sortie	31,395	33,9
Entre le seuil de pauvreté et 110% du seuil	16,177	16,19
Entre 110% du seuil de pauvreté et 200% du seuil	41,942	39,408
Plus de 200% du seuil de pauvreté	10,486	10,502

A4 – 3 – 2 Modèle de régression

Les statistiques descriptives vues à la section précédente sont intéressantes, mais elles ne fournissent aucune information sur les déterminants de l'entrée et de la sortie de la pauvreté ni sur l'impact de ces déterminants sur le type de destination où les individus effectuent une transition. Cette section présente deux modèles de régression appliquant le modèle logistique multinomial pour analyser l'effet des différentes caractéristiques sur la probabilité d'entrer ou de sortir d'un état de pauvreté.

Respectivement, le [Tableau A4-6](#) présente les résultats pour le modèle portant sur l'entrée dans un état de pauvreté tandis que le [Tableau A4-7](#) présente les résultats pour le modèle portant sur la sortie d'un état de pauvreté. Il est important de rappeler que les coefficients rapportés sont des rapports de cotes (R.C.), ce qui signifie qu'une valeur supérieure à un augmente la probabilité de transition alors qu'une valeur inférieure à un diminue la probabilité de transition.

Les variables intégrées dans la régression sont présentées aux [Tableaux A4-3](#), [A4-4](#) et [A4-5](#). Le [Tableau A4-3](#) présente les variables individuelles relatives notamment à l'âge, la situation matrimoniale ou encore le niveau d'éducation.

Le [Tableau A4-4](#) recense les variables liées à l'historique personnel des individus en termes de travail et de pauvreté. Pour information, la variable « Nbre d'année cum. » indique le nombre d'années cumulées passées dans l'état initial depuis qu'un individu est observé. Par exemple, si dans le modèle portant sur l'entrée dans un état de pauvreté un individu est observé de 1983 à 2000 et qu'il est toujours resté au-dessus du seuil de pauvreté, la variable prendra la valeur 17. La variable « Nbre d'épisodes » indique le nombre d'épisodes distincts passés dans l'état à l'étude. Ainsi, si nous reprenons l'individu de notre exemple précédent, le nombre d'épisodes dans le modèle portant sur l'entrée dans un état de pauvreté serait un, puisqu'il s'est toujours retrouvé au-dessus du seuil de pauvreté.

Le [Tableau A4-5](#) présente la dernière catégorie de variable : celle se rapportant au contexte social. Il est à noter que la variable « Parent Qc. post 97 » est une variable indicatrice prenant la valeur un pour les individus se trouvant au Québec après l'année 1997. Cette variable a été créée afin d'investiguer l'impact du programme des garderies subventionnées.

[Tableau A4- 3 Listes des variables individuelles](#)

Variables	Interprétation
Est un homme	1 si affirmation correcte, 0 si incorrecte
Est en couple	
Dip.:Secondaire Dip.:Collégial Dip.:Universitaire	Plus haut diplôme d'étude complété
Langue Mat.:Autre	L'individu possède une autre langue que le français ou l'anglais comme langue maternelle
Est un immigrant	Si l'individu déclare être un immigrant
Age	Indique l'âge en année
Est monoparental	La personne vit seule avec des enfants
A des enfants	La personne a des enfants

[Tableau A4- 4 Listes des variables liées à l'historique personnel des individus](#)

Variables	Interprétation
Travail année pré.	L'individu a déclaré avoir un emploi l'année précédente
Nbre d'année cum	Nombre d'années cumulées passées dans l'état initial depuis qu'un individu est observé
Nbre d'épisodes	Nombre d'épisodes distincts passés dans l'état
2 ans écoulés	Nombre d'années passées durant le présent épisode
3 ans écoulés	
4 ans écoulés	
5 ans écoulés	
6-9 ans écoulés	
Plus de 9 ans écoulés	

[Tableau A4- 5 Listes des variables liées au contexte social](#)

Variables	Interprétation
Province:Québec	variable indicatrice pour le Québec (groupe contrôle : Ontario)
Parent Qc. post 97	1 si l'individu se trouve au Québec après l'année 1997
Est sans emploi	L'individu possède un emploi durant la période d'observation

L'entrée en pauvreté

Le [Tableau A4-6](#) présente les résultats de la régression logistique multinomiale pour l'entrée dans la pauvreté. Les trois destinations sont : entrer entre le seuil de pauvreté et 90% du seuil (dest. 1); entrer entre 90% du seuil et 67% du seuil (dest. 2); entrer à moins de 67% du seuil (dest. 3).

Concernant les caractéristiques individuelles, il est possible de constater qu'être un homme diminue la probabilité d'entrée dans un état de pauvreté. Il en va de même pour

le fait d'être en couple, mais cet effet doit être considéré avec prudence, puisque la variable utilisée pour mesurer l'entrée en pauvreté est le revenu familial total. Ainsi, les individus célibataires possédant généralement un revenu familial plus faible que ceux en couple, ceux-ci sont nombreux à être artificiellement positionnés sous le seuil de pauvreté.

Avoir terminé un diplôme, peu importe le niveau de scolarité, obtenu (relativement à ne pas avoir complété le niveau secondaire), diminue également la probabilité de faire une entrée en pauvreté. Cet effet augmente avec le niveau de scolarité atteint. La probabilité de faire une entrée dans un état de pauvreté lorsqu'un individu possède un diplôme universitaire est beaucoup plus faible que pour quelqu'un possédant un diplôme d'études secondaires.

Le fait de ne pas avoir le français augmente la probabilité de faire une entrée en pauvreté. Cette variable ne permet toutefois pas de distinguer l'effet d'avoir potentiellement des difficultés à fonctionner dans un milieu de travail francophone du fait que les individus provenant des minorités ethniques ont parfois des profils de revenus différents. Par ailleurs, la probabilité de faire une entrée en pauvreté est presque doublée par le fait qu'une personne est monoparentale. Encore une fois, il est possible que cet effet provienne de la construction de la variable dépendante qui est basée sur le revenu familial total. Par contre, de façon intéressante, le fait d'avoir des enfants semble diminuer le risque de tomber dans un état de pauvreté. Une explication alternative à ces résultats pourrait être que la situation des familles est améliorée par les programmes de transferts gouvernementaux, mais que ceux-ci rateraient une partie de la population : les parents seuls. Les présentes analyses ne permettent pas d'investiguer cette possibilité.

Concernant l'information sur l'historique personnel de travail, il apparaît évident qu'avoir eu un emploi à la période précédente réduit passablement le risque de faire une entrée dans un état de pauvreté. Il en va de même pour le nombre d'années passées hors

de la pauvreté, puisque sans surprise, la probabilité de faire une entrée sur le seuil de pauvreté diminue ayant le nombre d'années passées au-dessus de ce seuil. Enfin, pour un individu ayant déjà vécu un épisode de pauvreté, plus cet épisode remonte à longtemps, plus sa probabilité de revivre un autre épisode diminue.

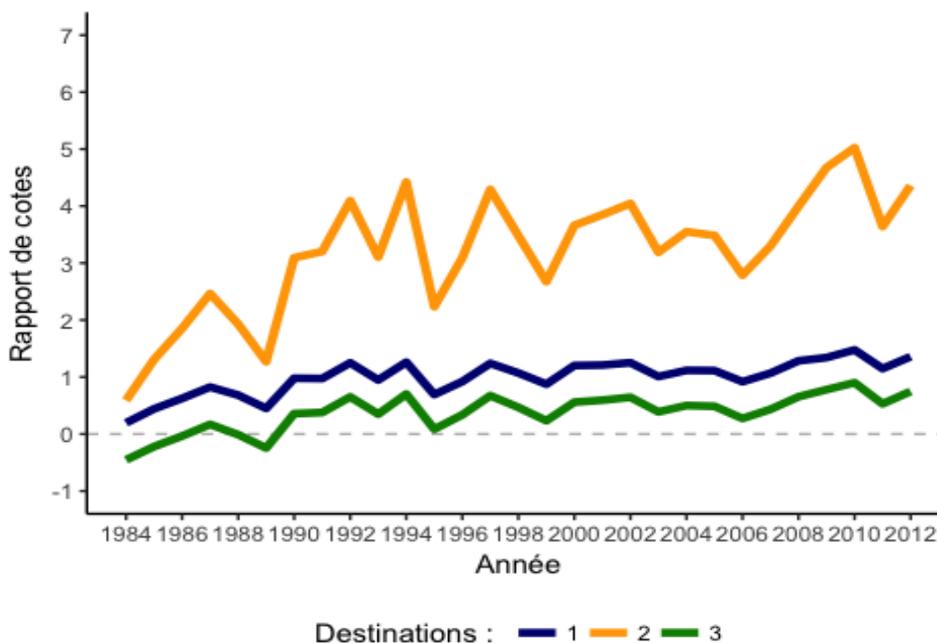
Du côté du contexte social, un résultat intéressant est l'absence d'effet provincial. En effet, une fois toutes les autres variables prises en considération, aucune différence dans la probabilité de faire une entrée dans un état de pauvreté n'est observée entre le Québec et l'Ontario. Par ailleurs, le programme québécois de garderies, instauré en 1997, semble avoir un impact sur l'entrée dans un état de pauvreté profonde. Également, le taux de chômage est associé à des résultats légèrement contradictoires. Les effets mesurés sont toutefois petits, ce qui suggère un impact faible du taux de chômage sur l'entrée en pauvreté.

Le modèle de régression portant sur l'entrée inclut également des variables indicatrices pour chaque année. Ces variables prennent la valeur un lorsque l'individu est observé à cette période et zéro autrement. Ces variables indicatrices captent les fluctuations temporelles de la probabilité d'entrer dans la pauvreté qui ne sont pas expliquées par les variables considérées dans le modèle. Les coefficients de ces variables captent donc des caractéristiques inobservables où des effets structurels peuvent changer dans le temps. La Figure 21 permet de visualiser l'évolution de ces coefficients pour chacune des destinations du modèle d'entrée en pauvreté. La [Figure A4-19](#) montre bien que pour tous les coefficients, une hausse marquée de leur valeur est observée, notamment pour ce qui est de la destination deux, à savoir l'entrée entre 90% et 67% du seuil de pauvreté. L'augmentation de ces coefficients suggère qu'une hausse des entrées en pauvreté n'étant pas expliquée par les variables du modèle a eu lieu sur la période observée.

Tableau A4- 6 Résultats de la régression logistique multinomiale pour les différentes destinations d'entrée

	Dest. 1	Dest. 2	Dest. 3
Caractéristiques individuelles			
Est un homme (écart-type)	0,959 (0,059)	0,851 *** (0,055)	0,661 *** (0,063)
Est en couple	0,608 *** (0,069)	0,519 *** (0,061)	0,438 *** (0,063)
Dip. : Secondaire	0,636 *** (0,07)	0,639 *** (0,066)	0,615 *** (0,07)
Dip. : Collégial	0,463 *** (0,087)	0,467 *** (0,081)	0,389 *** (0,09)
Dip. : Universitaire	0,229 *** (0,096)	0,253 *** (0,086)	0,34 *** (0,087)
Langue Mat. : Autre	1,28 ** (0,099)	1,394 *** (0,09)	1,117 (0,098)
Est un immigrant	1,057 (0,09)4	1,072 (0,086)	1,041 (0,092)
Age	1,003 (0,004)	1,004 (0,003)	0,994 (0,004)
Est monoparental	2,153 *** (0,096)	1,439 *** (0,098)	1,923 *** (0,093)
A des enfants	0,78 *** (0,073)	0,86 ** (0,065)	0,907 (0,067)
Historique personnel			
Travail année pré. (écart-type)	0,707 *** (0,069)	0,723 *** (0,063)	0,437 *** (0,061)
Nbre d'années cum.	0,927 *** (0,006)	0,895 *** (0,006)	0,889 *** (0,006)
Nbre d'épisodes	1,51 *** (0,028)	1,495 *** (0,027)	1,561 *** (0,029)
2 ans écoulés	1,109 (0,087)	0,755 *** (0,081)	0,683 *** (0,085)
3 ans écoulés	0,776 ** (0,104)	0,604 *** (0,095)	0,545 *** (0,101)
4 ans écoulés	0,62 *** (0,121)	0,573 *** (0,105)	0,409 *** (0,123)
5 ans écoulés	0,664 *** (0,125)	0,5 *** (0,12)	0,533 *** (0,124)
6-9 ans écoulés	0,503 *** (0,092)	0,413 *** (0,086)	0,426 *** (0,092)
Plus de 9 ans écoulés	0,526 ** (0,196)	0,371 *** (0,209)	0,494 *** (0,203)
Contexte social			
Province : Québec (écart-type)	1,171 (0,127)	1,13 (0,123)	0,841 (0,135)
Parent Qc. post 97	0,943 (0,115)	0,843 (0,108)	0,751 ** (0,12)
Taux de chômage	0,936 * (0,04)	0,959 (0,038)	1,016 *** (0,041)

Figure A4- 19 Coefficients des variables indicatrices annuelles : Modèle d'entrée en pauvreté



La sortie de la pauvreté

Le [Tableau A4-7](#) présente les résultats de régression pour la sortie de la pauvreté. Les trois destinations sont : sortir entre le seuil de pauvreté et 110% du seuil (dest. 1); sortir entre 110% du seuil et 200% du seuil (dest. 2); sortir à plus de 200% du seuil (dest. 3).

Nous constatons que le fait d'être en couple est sans surprise associé à une augmentation de la probabilité de sortir de la pauvreté. Encore une fois, ce résultat est vraisemblablement dû à la variable de revenu utilisée pour mesurer la position par rapport au seuil de pauvreté. Également, le fait de posséder un diplôme augmente la probabilité de sortir de la pauvreté, surtout dans des destinations loin du seuil. Ces résultats s'expliquent notamment par le fait que les étudiants sortant de l'école passent souvent d'un état de pauvreté (puisque'ils ne possèdent pas ou peu de revenus) à une situation largement au-dessus du seuil de pauvreté lorsqu'ils décrochent leur premier emploi. Enfin, avoir des enfants semble augmenter la probabilité de sortir de la pauvreté dans les

destinations près du seuil de la pauvreté. Encore une fois, ce résultat pourrait témoigner de l'efficacité des programmes de transferts gouvernementaux aux familles.

En ce qui concerne l'historique personnel des individus à l'étude, avoir travaillé l'année précédente augmente fortement la probabilité de faire une sortie de la pauvreté. Également, les résultats obtenus montrent bien qu'à mesure qu'un individu passe du temps dans un état de pauvreté, la probabilité qu'il en sorte diminue sans cesse, et ce pour toutes les destinations.

Enfin, du point de vue du contexte social, il semble que l'instauration du programme québécois des garderies subventionnées en 1997 ait eu un impact positif sur la probabilité qu'un individu effectue une sortie de la pauvreté vers la destination 2: entre 110% du seuil et 200% du seuil de pauvreté, bien que le résultat ne soit significatif qu'au seuil de 8%.

Tout comme le modèle portant sur l'entrée en pauvreté, le modèle de sortie intègre des variables dichotomiques pour chacune des années à l'étude. La [Figure A4-20](#) permet de visualiser l'évolution des coefficients de régression pour ces années. Il semble que la probabilité de faire une sortie dans les destinations 1 et 2 soit demeurée stable sur la période. Toutefois, la probabilité de faire une sortie dans la destination 3, c'est-à-dire à plus de 200% du seuil, a diminué sur cet horizon de trente ans.

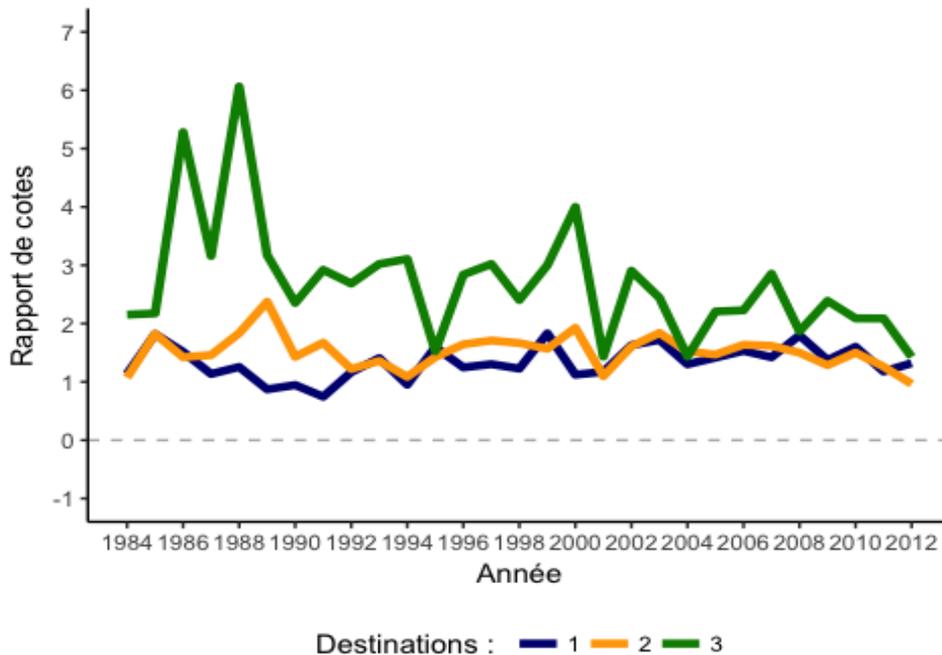
En somme, les deux modèles présentés ici illustrent des résultats cohérents et complémentaires. D'abord, le niveau d'éducation est fortement lié au fait de ne pas effectuer une entrée dans un état de pauvreté et d'en sortir rapidement si une entrée est malgré tout effectuée. Ces effets augmentent avec l'augmentation du plus haut diplôme obtenu. Par ailleurs, avoir des enfants semble prévenir l'entrée en pauvreté et contribuer à une sortie rapide de celle-ci. Ces résultats sont possiblement le fruit des programmes gouvernementaux d'aide aux familles. Les présentes analyses ne permettent toutefois pas de mettre cette hypothèse à l'épreuve. Un autre résultat intéressant est l'absence d'effet

de l'âge sur l'entrée et la sortie de la pauvreté. Ceci suggère donc que si des différences dans les entrées et les sorties de la pauvreté sont observées parmi différents groupes d'âge, celles-ci résultent possiblement de caractéristiques comme le fait d'être en couple ou le niveau d'éducation. Les modèles démontrent également bien que plus un individu demeure en dehors de la pauvreté longtemps, plus la probabilité qu'il demeure dans cette situation augmente. À l'inverse, un individu voit ses chances de sortir de la pauvreté diminuer à chaque nouvelle année que celui-ci passe dans cette situation.

Tableau A4- 7 Résultats de la régression logistique multinomiale pour les différentes destinations de sortie

	Dest. 1	Dest. 2	Dest. 3
Caractéristiques individuelles			
Est un homme (écart-type)	0,947 (0,069)	1,076 (0,046)	0,864 * (0,087)
Est en couple	1,523 *** (0,073)	1,816 *** (0,051)	2,189 *** (0,096)
Dip. : Secondaire	1,017 (0,077)	1,256 *** (0,055)	1,765 *** (0,115)
Dip. : Collégial	1,173 (0,097)	1,503 *** (0,068)	2,495 *** (0,132)
Dip. : Universitaire	1,092 (0,105)	1,841 *** (0,069)	4,025 *** (0,129)
Langue Mat. : Autre	0,959 (0,108)	1,048 (0,074)	0,859 (0,147)
Est un immigrant	0,987 (0,103)	0,904 (0,071)	0,569 *** (0,137)
Age	0,994 * (0,003)	0,985 *** (0,002)	0,999 (0,004)
Est monoparental	0,884 (0,092)	0,923 (0,063)	1,449 *** (0,107)
A des enfants	1,486 *** (0,077)	1,232 *** (0,052)	0,926 (0,096)
Historique personnel			
Travail année pré. (écart-type)	1,49 *** 0,069	1,377 *** 0,047	1,601 *** 0,092
Nbre d'années cum.	0,975 * 0,015	0,971 *** 0,011	0,954 ** 0,023
Nbre d'épisodes	1,002 0,049	1,069 * 0,034	0,987 0,07
2 ans écoulés	0,831 ** 0,088	0,688 *** 0,059	0,627 *** 0,106
3 ans écoulés	0,776 ** 0,107	0,671 *** 0,072	0,504 *** 0,142
4 ans écoulés	0,837 0,125	0,527 *** 0,093	0,339 *** 0,198
5 ans écoulés	0,739 ** 0,153	0,468 *** 0,115	0,358 *** 0,24
6-9 ans écoulés	0,567 *** 0,147	0,395 *** 0,107	0,272 *** 0,233
Plus de 9 ans écoulés	0,292 *** 0,257	0,251 *** 0,186	0,16 *** 0,435
Contexte social			
Province: Québec (écart-type)	1,04 0,148	1,083 0,104	1,093 0,19
Parent Qc. post 97	1,087 0,128	1,198 ** 0,088	1,169 0,172
Taux de chômage	1,007 0,046	1,016 0,031	0,981 0,057

Figure A4- 20 Coefficients des variables indicatrices annuelles : Modèle de sortie de la pauvreté



A4 – 4 Choix de véhicule d'épargne

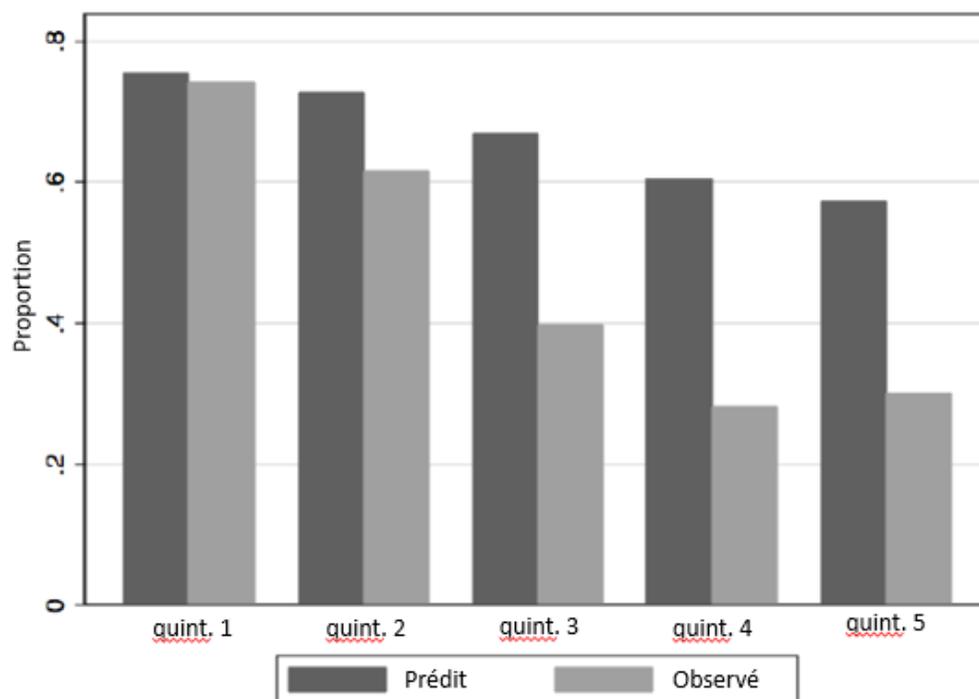
Cette section présente les principaux résultats concernant notre étude sur le choix optimal des véhicules d'épargne. Encore une fois, nous invitons les lecteurs désireux d'en apprendre d'avantage ou à connaître l'ensemble de nos conclusions, à se référer à l'article complet présenté à l'annexe 6.

Nos résultats sont présentés aux [Figures A4-21](#), [A4-22](#) et [A4-23](#). Dans chaque figure, la barre foncée représente la proportion des simulations pour lesquelles le modèle prédit qu'il est optimal de choisir un CELI plutôt qu'un REER. La barre pâle représente la proportion des individus ayant effectivement choisi le CELI, par rapport au REER, tel que nous l'observons dans la DAL.

Quintiles de revenu

La [Figure A4-21](#) présente la proportion des simulations où le CELI était prédit comme le choix optimal (barre foncée) ainsi que la proportion des individus ayant effectivement choisi le CELI (barre pâle), et ce pour chaque quintile de revenu. Nos résultats suggèrent que, compte tenu de l'évolution des revenus et de la fiscalité pour différentes sous-populations, les CELI ont tendance à engendrer des rendements plus élevés que les REER, en particulier pour les groupes à faible revenu. Les choix observés dans la DAL, semblent suggérer que les personnes à faible revenu tiennent compte de leur situation et favorisent les CELI, plutôt que les REER.

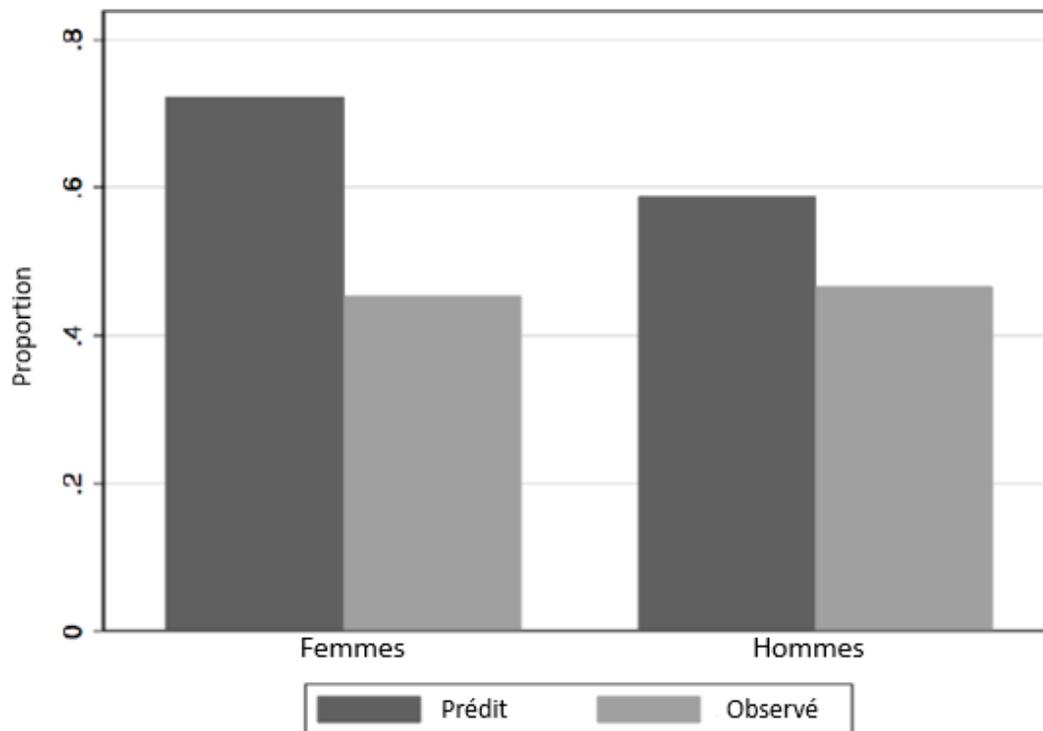
[Figure A4- 21 Comparaison de la proportion d'individus pour lesquels le CELI est un choix optimal avec la proportion effectivement observée dans la DAL, par quintile de revenu](#)



Sexe

La [Figure A4-22](#) présente le même exercice, mais cette fois-ci en différenciant pour le sexe. Même si les choix observés dans la DAL sont tout à fait similaires pour les hommes et les femmes, les rendements prédits eux diffèrent. En effet, le choix des CELI semble davantage optimal pour les femmes que pour les hommes. Cette différence s'explique principalement par le fait que les femmes présentent, encore aujourd'hui, des historiques de travail plus faible que les hommes et qui se traduiront par des revenus plus modestes une fois rendus à des âges avancés.

[Figure A4- 22 Comparaisons de la proportion d'individus pour lesquels le CELI est un choix optimal avec la proportion effectivement observée dans la DAL, par sexe](#)

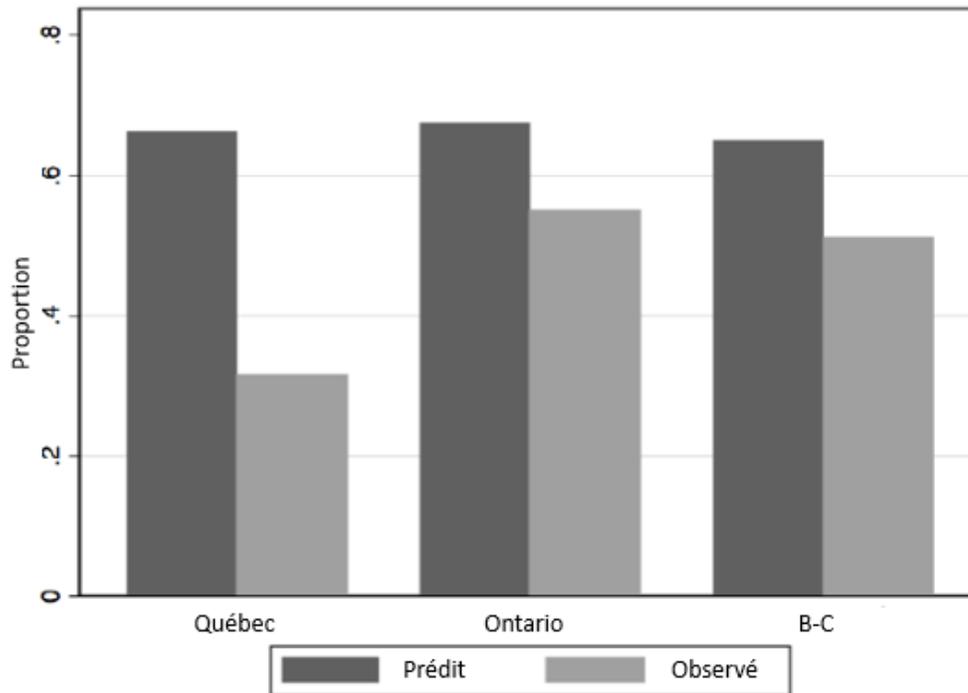


Provinces

La [Figure A4-23](#) présente le même exercice pour les provinces du Québec, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique. Nous souhaitons attirer l'attention du lecteur sur deux éléments importants. Premièrement, malgré le fait que la fiscalité diffère largement entre les provinces, ces différences ne semblent pas favoriser les REER ou les CELI en termes de rendement prédits puisqu'ils sont très similaires entre les provinces. Deuxièmement, en ce qui concerne les choix observés, les CELI semblent beaucoup moins favorisés au Québec que dans les deux autres provinces. Cette différence n'étant pas attribuable aux différences de fiscalité, cela pointe le plus faible niveau de littératie financière des Québécois, comparé aux résidents des autres provinces.

Ce résultat est d'autant plus important que le gouvernement québécois met actuellement en œuvre des politiques visant à inciter davantage de personnes à épargner dans les régimes volontaires d'épargne retraite (RVER), comparables aux REER. Ces politiques s'adressent principalement aux individus ayant des difficultés à préparer leur retraite, c'est-à-dire, selon la littérature, les individus les moins riches et présentant de faibles niveaux de scolarité. Cependant, comme nous avons pu le voir à la [Figure A4-21](#), les CELI semblent davantage préférables pour les travailleurs à faibles revenus. Ainsi, transformer les RVER un véhicule d'épargne de type CELI plutôt que de type REER serait une politique qui mériterait d'être envisagée sur la base de nos résultats.

Figure A4- 23 Comparaisons de la proportion d'individus pour lesquels le CELI est un choix optimal avec la proportion effectivement observée dans la DAL, par province



A5 – Résultats complémentaires

Les deux articles qui suivent sont des articles scientifiques écrits dans le cadre de l'Action concertée. Le premier article, intitulé *Social Policy and Income Mobility: An Interprovincial Perspective* a été écrit par Guy Lacroix, professeur titulaire à l'Université Laval et HEC Montréal, et a été soumis pour publication à la revue *Canadian Public Policies*. Le second article, *Who benefits from Tax-Preferred Savings Accounts ?* a été écrit par Steeve Marchand, chercheur post-doctoral à University of California Berkeley, et publié dans les Cahiers de recherche de la Chaire de recherche Industrielle Alliance sur les enjeux économiques des changements démographiques.

Social Policy and Income Mobility: An Interprovincial Perspective

Forthcoming, Canadian Public Policy

Guy Lacroix

Université Laval and HEC Montréal

The Government of Quebec has introduced a number of relatively novel policies aiming at fighting poverty over the past twenty-five years. Some of these were designed to enhance employment whereas others aimed at ensuring greater equity between income security recipients and low-income workers. For instance, the *Act respecting income support, employment assistance and social solidarity* (1998) was meant to tighten the links between employment assistance and financial support. The creation of *the Fonds de lutte contre la pauvreté par la réinsertion au travail* (1997), aimed at integrating the most economically disadvantaged members of society into the labour market. *The Act Respecting Family Benefits* (1997) implemented a new family allowance program whereas the *Act respecting the Ministère de la Famille et de l'Enfance and amending the Act respecting child day care* (1997) implemented educational childcare services requiring a small financial contribution from individuals. The latter two programs were meant to encourage individuals and families to integrate the labour market. Finally, the *Act to amend (1999) the Act respecting prescription drug insurance* (1996) ensured that all persons in Québec had reasonable and fair access to the medication required by their health status. The 1999 amendment exempted from the payment of any contribution persons receiving social assistance benefits and those between 60 and 65 years of age.

The above programs and policies were reinforced by the enactment of Bill 112 (2002), known as *An Act to Combat Poverty and Social Exclusion*. The Act was quite ambitious:

The object of this Act is to guide the Government of Québec and society as whole towards a process of planning and implementing actions to combat poverty, prevent its causes, reduce its effects on individuals and families, counter social exclusion, and strive towards a poverty-free Québec.

Such an Act was unique in North America; it also constituted a significant political innovation, if only because it made poverty reduction an explicit and central policy priority.¹ The Act also established a *National Strategy to Combat Poverty and Social Exclusion* and provided for the creation of an *Anti-Poverty Fund* (“Fonds québécois d’initiatives sociales”).² The implementation of policies and programs to combat poverty is by no means unique to Québec. During the 1990s, the federal government (Child Tax Benefit (1993), Working Income Supplement (1993), Canada Child Tax Benefit (1998), etc.) as well as many provincial governments introduced programs with similar aims. What is perhaps particular to Québec is the breadth and universality of the policies that were implemented during that period. This has led many observers to draw attention to Québec’s growing “exceptionalism” in the field of social and employment policy. “Its distinctive policy model has produced a growing dualism between Quebec and the rest of the country” (Berg et al., 2017).

The government’s flagship program, the Quebec Universal Child Care Program, had two main objectives: to fight family poverty by increasing mothers’ participation in the labour market and to enhance children’s development and equality of opportunity. The program was implemented concomitantly with other major changes in family policy. Indeed, the new regime included a new unified child tax benefit that was contingent on family income (replacing universal child allowances) and which was harmonized with the federal government’s own child tax benefit. The childcare program has been thoroughly investigated by many researchers. While the empirical evidence suggests the program has had detrimental effects on children’s development (Baker et al., 2008; Kottelenberg and Lehrer, 2018), most find it has led to significant increases in female labour supply (Baker et al., 2008; Haeck et al., 2018, 2015; Lefebvre et al.,

¹ At the swearing-in of the Cabinet in 2001, the Premier confirmed the importance that the government placed on eliminating poverty: “All members of the government, regardless of the sector they are called on to serve, will have to put their shoulder to the wheel. The new Minister of State for Labour, Employment and Social Solidarity (...) will coordinate this systematic offensive, assisted by the Minister for the Elimination of Poverty and Exclusion.” (<https://www.premier-ministre.gouv.qc.ca/actualites/communiqués/2001/juin/2001-06-15a.asp>).

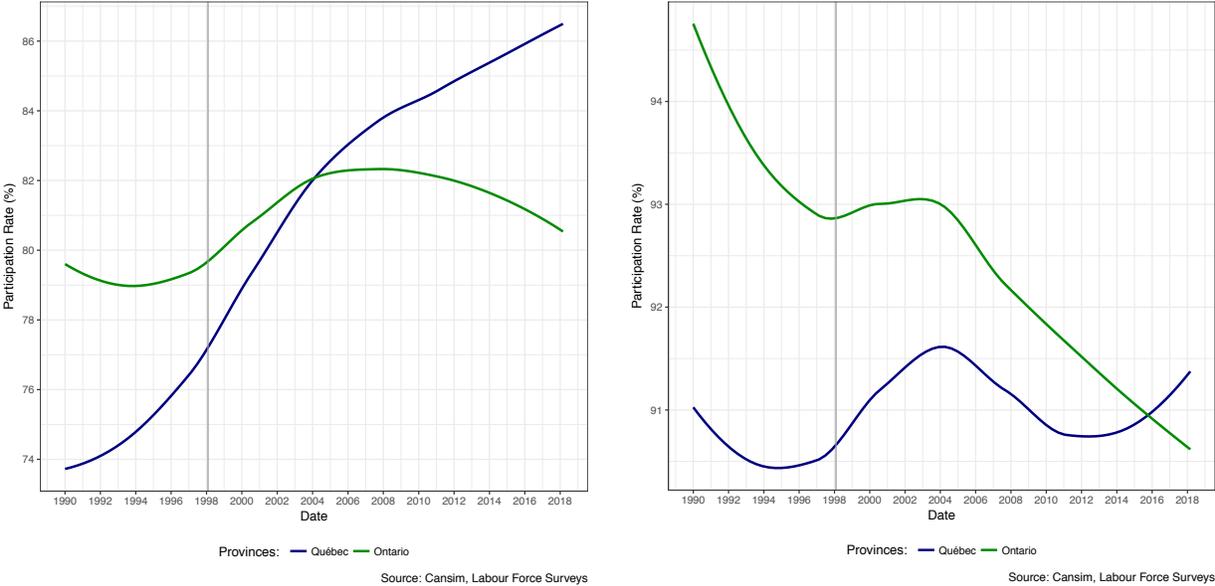
² It has further instituted an advisory committee known as the CCLP (« Comité consultatif de la lutte contre la pauvreté et l’exclusion sociale »). The role of the CCLP is to advise the government on the planning, implementation and assessment of actions taken within the scope of the National Strategy. The CCLP may also make recommendations and give opinions on government policies that may have a direct or indirect impact on poverty and social exclusion.

2011; Lefebvre and Merrigan, 2008) and mostly so among low educated and single mothers (Clavet and Duclos, 2014; Lefebvre et al., 2009).

The implementation of comprehensive programs, and in particular the childcare program, was perhaps motivated by the recognition that poverty in Québec (and Canada) during the 1990s was foremost gender-specific. Indeed, according to Finnie and Sweetman (2003), between 1992 and 1996 over 60 percent of the long-term poor in Canada were women. Moreover, 29 percent of all women and 66.7 percent of lone mothers were poor at least once in the period, in contrast to 23.6 percent of all men and 40 percent of single fathers. Yet, using data from the Survey of Income Dynamics (SLID), Bibi and Duclos (2010) found that between 1996 and 2002 the ranking of provinces in terms of absolute and relative poverty depended both on which line of poverty and poverty index were used to make the comparisons. Their preferred method nevertheless indicated that poverty in Quebec was statistically lower than that in British Columbia, Ontario and the rest of Canada. Raïq and Plante (2013), also using the SLID, more or less confirmed the findings of Bibi and Duclos (2010). Their results showed that lone-parent families in major Canadian provinces (Ontario, Alberta and British-Columbia) were more likely than those in Quebec to experience bouts of poverty between 2002 and 2007. Roughly 49.3% of lone parent families in Quebec experienced at least one year of poverty over that period, whereas the proportion ranged from 53.2% in Alberta to 56.8% in Ontario. However, their findings also indicated that once families entered into poverty, the time needed to climb back out was roughly the same in all provinces.

The findings of Bibi and Duclos (2010) span a period during which major policy initiatives were being implemented in Québec. It is thus unlikely that the lower poverty rates observed in Québec resulted from the latter. On the other hand, the analyses of Raïq and Plante (2013) span a more distant period and find similar results to those of Bibi and Duclos (2010). Likewise, Berg et al. (2017) argue that Quebec's policies and programs to combat poverty and social exclusion during 2002-2012 clearly exceeded those of the other provinces. The policy mix was family-friendly, which might explain why single adults fared no better than in other provinces, whereas families with children had much lower poverty rates during that period. The authors link a large part of Québec's success in bringing down the poverty rates of families with children to increased labour force participation. Yet, their analyses do not allow them to

determine whether the aforementioned policies were directly or indirectly responsible for the decline in poverty since the labour force participation was following a secular trend that preceded their implantation. Indeed, Figure 1 below depicts the participation rates of men and women aged between 25 and 44 in Ontario and Québec between 1990 and 2018. In the early 1990s, women’s participation rates in Québec were 4 to 6 percentage points lower than those of comparable women in Ontario. In the latter province, the participation rates remained fairly



Women

Men

Figure 1 – Monthly Labour Force Participation, 1990-2018, Men and Women 25-44

constant up until 1997 after which it witnessed a small increase that eventually tapered off starting in 2004. In Québec, on the other hand, the participation rates increased almost linearly over the whole 1990-2018 period, *i.e.* even prior to the implementation of the major policies alluded to above. As of the end of 2017, the participation rate in Québec was four percentage points above those in Ontario. The participation rates of Québec men remained fairly constant at about 90%-91% during the whole period. Men from Ontario, on the other hand, saw their participation rates decline by as much as four percentage points over the same period.

Figure 2 below reports the participation rates of single mothers whose child is at most three years of age. In the mid 1970s, the participation rates of Québec women was nearly twenty percentage points below those of Ontario. This difference decreased to six percentage points in 1990, the same gap as in the previous figure, and the participation rates in both provinces followed a common trend up until 2003-2004. In the aggregate, thus, the implementation of the subsidized day care program in 1997 is not readily apparent. The linear trend observed in Figure 1 for Québec women is also apparent in Figure 2 between 1990 and 2017. As a result, the participation rate of Québec women in 2017 is 16 percentage points

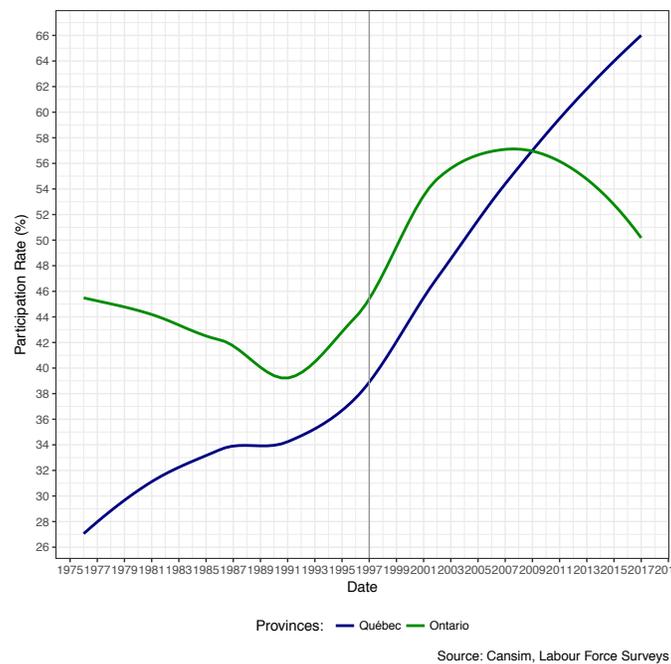


Figure 2 Yearly Participation Rates, 1976-2017, Single Mothers, Youngest Child < 3

above those in Ontario.

These sweeping changes occurred while the proportion of female single-parent households more than doubled between the 1975 and 2017 in both provinces, with Québec exhibiting a slightly larger proportion as shown in Figure 3. As mentioned above, poverty is widespread among lone mothers in Canada (Finnie and Sweetman, 2003). The increase in the proportion of single-parent households is thus likely to impact the entry in and exit from poverty. It is perhaps in response to this trend that the government of Québec introduced the *Act to facilitate the payment of support* in December 1995, and according to which Revenu Québec was

mandated to collect support from the debtor and to remit it to the creditor.³ Revenu Québec's support-payment collection program applied to all judgments that awarded support for the first time. Unfortunately, very little is known about the impact of the program on the poverty of children and their parents.⁴

In what follows, we investigate the dynamics of poverty in Québec and Ontario. This is done by modelling the transitions in and out of poverty (Section 2) and by analyzing income mobility over a long period (Section 3). The analyses attempt to measure the contributions of the policies that were implemented in Quebec during the 1990s in a crude and indirect fashion. We begin by discussing the data that are used in the analyses and by providing *prima facie* evidence on the dynamics of poverty in both provinces.

1. Data

The analyses are based on the Longitudinal and International Study of Adults 2012 (LISA). The LISA sample was drawn in 2011 by selecting dwellings from the 2011 Canadian Census of Population data and contains 23,926 respondents aged 15 years and older. The sample included dwellings from all provinces and excluded regular members of the Canadian Forces, individuals living in institutions, and individuals living on reserves and other Aboriginal settlements in the provinces. The survey questionnaire included information on respondent demographics, family and household composition, literacy, numeracy and problem solving skills, education and training, health, income and wealth, and labour market participation (Statistics Canada, 2014).

³ The reciprocal enforcement of support judgments may be done under the *Act respecting the reciprocal enforcement of maintenance orders*. In essence, this proceeding allows judgments rendered in Québec to be enforced in certain jurisdictions designated by the Québec government. The jurisdictions currently designated by the Québec government are the provinces and territories of Canada, and ten U.S. states: California, Florida, Maine, Massachusetts, New Hampshire, New Jersey, New York, Oregon, Pennsylvania and Vermont. The Ministère de la Justice acts as a liaison between Revenu Québec and the body responsible for carrying out the proceeding in the jurisdiction concerned.

⁴ Economic theories of family formation and dissolution suggest a number of observable factors that determine family structure. These include the wage rates available to men and women; the tax and transfer incentives to cohabit, marry, and bear children; the legal environment governing divorce and child support provided by absent parents; and the state of the marriage market. See (Blau and van der Klaauw, 2013; Neal, 2004; Willis, 1999)

The LISA 2011 survey was linked the current and historical T1 Family Files going back to 1982. The LISA sample included respondents as young as 15 years of age (as of 2011) while the historical linkage to the T1FF data includes 30 years of tax data. Therefore, the availability of tax data precedes the year of birth for some LISA respondents, and precedes the year of immigration to Canada for others. For example, according to Hemeon (2016), in 1982 24.4% of LISA respondents were not yet born, 10.0% had not yet immigrated to Canada, and 28.6% were 20 years of age or less or had immigrated to Canada within the past 3 years. By 1997, all LISA respondents had been born, 7.5% had not yet immigrated to Canada, and 30.2% of respondents were 20 years of age or less or had immigrated within the past 3 years.

While the LISA contains excellent income data over a long period, information on household composition is more limited. Indeed, the survey provides information only about the oldest and youngest children in the household in year 2011. It is thus impossible to determine the exact number of children in the household for any given year except in few specific cases (*i.e.* siblings born in two subsequent years). This is a serious limitation of the data and must be contended with in the empirical analysis.

In order to analyze the transitions in and out of poverty, we must first specify what is meant by “poverty” (Burkhauser and Couch, 1993; Jäntti and Jenkins, 2015). Second, we must choose an appropriate concept of income and insure it is consistent both intertemporally and across provinces. Finally, we must determine whether the analysis focuses on individual or household poverty. The poverty line we use is given by half the median equivalent *family* income in any given year and for each province separately. Family income is adjusted using the square root of “family size”, acknowledging the above caveat. Thus the adjustment will result in an underestimation of the poverty of families with more than two children at a given point in time. The same bias will occur each year and in all provinces.⁵ This bias must be kept in mind when interpreting the statistical results.

⁵ The choice of a particular equivalence scale depends on technical assumptions about economies of scale in consumption as well as on value judgements about the priority assigned to the needs of different individuals such as children, the elderly or the disabled (Brzozowski and Crossley, 2011; Burniaux et al., 1998; Pendakur, 2018). These judgements will affect results. In selecting a particular equivalence scale, it is therefore important to be aware of its potential effect on the level of inequality and poverty (Phipps, 1993). Sensitivity analyses suggest that while the level and, in particular, the composition of income poverty are affected by the use of different equivalence scales, trends over time and rankings across regions are much less affected (see Burniaux et al., 1998).

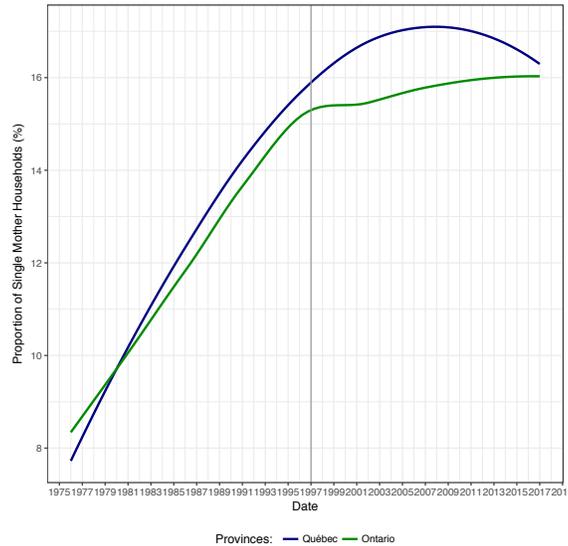


Figure 3 Proportion of Single-Mother Households

As argued by Bibi and Duclos (2010), since Québec has a more comprehensive safety net than other provinces, government transfers must be included in the income measure, for otherwise poverty in Québec would be systematically overestimated relative to other provinces. In our analysis, income is viewed in a family context because this is how poverty status is typically defined. By doing so, we implicitly assume that families pool and share their incomes.⁶ Family income in the LISA includes earnings from all family members as well as net income from self-employment, investment income, such as dividends and interest, other regular cash income, child/spousal support, social assistance, child benefits, *etc.* It excludes capital gains, withdrawals from a Tax-Free Savings Account (TFSA) or a Registered Retirement Savings Plan (RSP), the employer contributions to registered pension plans, the Québec Pension Plan Quebec, the Canada Pension Plan, and Employment Insurance. The LISA imposes an additional constraint in that the income tax payable is only available for individual respondents at the time of the survey. Since spouses are not linked in the years preceding 2011, net family income

⁶ By focusing on household poverty, we omit the important issues of intra-household inequality. See Chiappori and Meghir (2015) for a detailed presentation.

cannot be estimated retrospectively.⁷ We thus use the family before tax and after transfer income. This corresponds to the before tax Low Income Measure (LIM) of Statistics Canada.

1.1. *Prima Facie* Evidence

Following the work of Curtis and Rybczynski (2014), we examine poverty exits to within 1.1 times the LIM, to between 1.1 and 2 times the LIM, and to above twice the poverty line. In addition, we also examine the entries into poverty between .9 times the LIM and the LIM, to between 2/3 and .9 times the LMI and finally, below 2/3 the LIM. Table 1 reports basic statistics about the exits and entries into poverty for Québec and Ontario separately between 1982 and 2011. The left-hand side panel focuses on entries into poverty. It shows that roughly 62% of the sample never experienced a poverty spell. Of those who did, the distribution among the three levels of poverty is more or less equal. This is true for both Québec and Ontario. The panel on the right-hand side reports similar figures but with respect to exits from poverty. Approximately a third of all households who experienced a poverty spell was still in poverty at the time of the survey, *i.e.* in 2011.⁸ Most households who exit poverty have an income located between 1.1 and 2 times the LMI. These numbers are remarkably close to those reported by Curtis and Rybczynski (2014). Their analysis uses five complete SLID panels spanning 1993-2010, which coincides to our own period, save for the years 1982-1993. Among households who exit poverty, the proportions exiting in near, mid and above poverty levels are equal to 23.1%, 61.3% and 15.6%, respectively, according to their Table 3. Equivalent figures for our Table 1 below are 24.1%, 60.3% and 15.6%, respectively.⁹

TABLE 1 ABOUT HERE

The entry and exit patterns are remarkably similar between Québec and Ontario. Yet, a closer look at the data reveals important differences. Indeed, according to Table 2 long poverty spells

⁷ Because the respondents cannot be linked retrospectively, an inactive respondent from a two-adult household will be deemed poor based on his/her personal income despite the fact that his/her spouse may earn a sizable income. It is thus preferable to focus on the family gross income.

⁸ In our data, 67.2% of households are observed to exit poverty and 32.7 are censored spells. This is almost identical to what Curtis and Rybczynski (2014) report using the SLID: 66.8% and 33.1%, respectively.

⁹ Curtis and Rybczynski (2014) use after-tax family income whereas we use after-transfer before-tax family income. The fact that we obtain near identical poverty dynamics lends some credence to our reliance on gross family income.

(10 years and above) are proportionately more numerous in Québec.¹⁰ Conversely, lengthy off-poverty spells are proportionately fewer in Ontario. This is especially the case for spells lasting between 21 and 31 years. Taken together, Tables 1 and 2 indicate that households who enter poverty experience approximately the same “depth” of poverty in both provinces. Likewise, conditional on exiting poverty, they fall more or less into the same LMI brackets.

TABLE 2 ABOUT HERE

Yet, the likelihood of entering or exiting poverty, or the frequency of such events, differs across the provinces. Table 3 reports the average spell duration before entering the various LMI brackets.¹¹ For example, households in Québec spend 2.56 years in poverty before exiting to the 1.1 LMI – 2 LMI bracket and 2.19 years before exiting to the 2 LIM + bracket. Households in Ontario have slightly shorter spells, namely 2.48 and 2.01 years, respectively, before experiencing the same transitions. On the other hand, the spell duration off poverty is greater by almost a year in Québec irrespective of the entry route into poverty.

TABLE 3 ABOUT HERE

Finally, Table 4 provides the mean characteristics of the samples of each province separately. Although the households are similar in some respects (household composition, age, presence of children), they differ significantly in others. For instance, household heads in Québec have lower schooling and fewer had worked during the year preceding their exit from or entry into poverty. Also, the proportion of household heads who don’t have English or French as their mother tongue is much larger in Ontario. This is consistent with Ontario having a proportionately larger and perhaps more diversified immigrant population than Québec.

2. Modelling the Transitions in and Out of Poverty

The previous section has sketched a global picture of the dynamics of poverty in Ontario and Québec between 1983 and 2011 and has highlighted a number of similarities and differences. In

¹⁰ Right-censoring is not accounted for in these figures.

¹¹ The calculations do not account for censoring.

order to investigate the determinants of poverty and off-poverty spell duration over such a long period, we now turn to a formal econometric analysis.

TABLE 4 ABOUT HERE

The data we wish to model have two specific features. First, they are discrete, *i.e.* measured annually, despite the fact they are intrinsically continuous (unobserved ending dates). Second, the spells end through various routes. As is customary with such data, we estimate a discrete time competing-risks model (Curtis and Rybczynski, 2014; Finnie and Sweetman, 2003; Jenkins, 1995; Prentice and Gloeckler, 1978). Risks are said to be present when an individual is at risk of more than one mutually exclusive events, such as exits to different LMI brackets, and the occurrence of one of these prevents any other events from happening. Destination-specific models can be estimated using a simple multinomial logit estimator.¹²

Our analysis focuses on two provinces and two time periods (before and after 1997). It thus lends itself to a difference-in-difference estimation strategy. We thus seek to estimate the relative sensitivity of transitions along two dimensions: Québec vs Ontario, and before and after 1997.

2.1. Modelling the Transitions Into Poverty

We first focus on transitions into poverty. Table 5 reports the odd ratios associated with a series of covariates for each LMI bracket. We present the hazards for each bracket relative to the base case of no exit. In addition to standard demographic and labour market variables, we also include a dummy variable, Post 1997, to capture any change in the transitions that may have occurred in both provinces after 1997. We also include the Québec dummy variable to test whether there are any differences between the two provinces, irrespective of the period considered. Finally, the interaction variable, Post 1997 X Québec, seeks to measure the differences, if any, between the two provinces in the period that followed the implementation of the major reforms in Québec.

¹² Since this procedure is fairly standard, we omit the technical details. Note that we also estimated a continuous-time competing risks model à la Fine and Gray (1999) and the results were relatively similar to those of the multinomial logit model.

The parameter estimates tell a relatively standard story. Indeed, relative to childless couples, single mothers are much more likely to experiment spells of shallow (1 LIM - .9 LIM), medium (.9 LIM - .67 LIM) and deep poverty (.67 LIM -). Single fathers are not statistically different from childless couples, whereas couples with children are much less likely to experiment any type of spell. Likewise, more educated individuals are also less likely to experiment spells of poverty. University graduates are roughly 75% less likely to experience a spell of poverty than those who do not hold a high school degree. Immigrants are no different from natives, but those whose mother tongue in neither French nor English have a much higher probability of transiting through shallow and medium poverty.

The next set of covariates focuses on labour market dynamics. Once again, the parameter estimates are in agreement with much of the literature. Duration dependence out of poverty is evident in all three LMI brackets. Indeed, the longer the off-poverty spell, the less likely a transition in any of these will occur. In addition, occurrence dependence is also present in the data as outlined by the parameter estimate associated with the number of past poverty spells. Hence, individuals with a history of frequent (and brief) spells of poverty are more likely to eventually transit into one of the three poverty brackets. Finally, holding a job in the previous year decreases the probability of experimenting a spell of shallow and medium poverty by nearly 25%, and by as much as 57% that of experimenting a spell of deep poverty.

The next set of estimates focuses on variables that are directly or indirectly related to the reforms that were implemented in Québec in 1997 and the following years. The following three parameter estimates are needed for the so-called difference-in-difference estimate. The first of these, Post 1997, suggests that households in both provinces are approximately 50% more likely to experience a spell of poverty between 1997-2011 than they were during the period 1983-1997. This is a sizeable effect which may capture labour market features that are common to both provinces and that are not accounted by the provincial yearly unemployment rates (not statistically significant). Next the Québec dummy variable turns out not to be statistically significant. Thus over the entire sampling period considered in the analysis, the transitions into poverty are the same in both provinces, *ceteris paribus*. Finally, the variable Post 1997 X Québec constitutes the difference-in-difference estimate *per se*. The fact that it is not statistically significant implies that the reforms have not had a discernable impact on the transitions into

poverty. All in all, the results reported in Table 5 are consistent with those found in previous studies (e.g. Curtis and Rybczynski, 2014). Yet, given the size and breadth of the reforms implemented in Québec during the second half of the 1990s, it is rather surprising that the entry into poverty has not been impacted as was initially intended by policy makers. Yet, one must be cautious in interpreting this result. The sharper increase in female labour supply in Québec (Figure 1) has also coincided with a relatively sharper increase in female single parenthood (Figure 2). The two may have had opposite effects on earnings. A reduced-form analysis such as the one presented here simply cannot tell them apart.

2.2. Modelling the Transitions Out of Poverty

We next focus on the potential impact of the Québec reforms on exits from poverty. The estimated model is identical to that of the previous section. The parameter estimates are reported in Table 6. Each column represents the odds ratio of transiting in one of three income brackets above the LIM. Contrary to what was found in the previous section, single mothers and fathers are not statistically different from childless couples. Couples with children, on the other hand, are much more likely to exit a spell of poverty into each bracket, and much more so in the highest one. As expected, more schooling is associated with greater odds of exiting poverty. In particular, holding a post-secondary or university degree increases the likelihood of transiting into the second and third highest brackets by 240% and 380%, respectively.¹³ Surprisingly, those who are not fluent in either French or English have the same exit pattern as those who do. According to the table, immigrants are no different from natives, save for the fact that they are half as likely to exit to the highest income bracket. Finally, as with the transitions into poverty, the data depicts important duration dependence. The longer the poverty spell, the less likely one is to exit from poverty. In particular, lengthy spells considerably decrease the probability of exiting to the highest income bracket.

¹³ The parameter estimates need not be interpreted as causal. They simply reflect individual heterogeneity.

The last section of the table focuses on the “difference-in-difference” estimates. To begin with, notice that the likelihood of exiting a spell of poverty was no different in the post-1997 years than in the previous ones. This is in sharp contrast to the probability of entering into poverty in the years that followed 1997. Taken together, these results suggest that poverty may have worsened in more recent years. Interestingly, households in Québec have a much higher probability of transiting from poverty to the two highest income brackets than those in Ontario. This is consistent with the aforementioned papers, and in particular the results of Raïq and Plante (2013) according to which poverty among Québec single and dual parent families is lower than elsewhere in Canada. Yet, their results focus on SLID data for the period ranging from 2002 to 2007. Our results hold for the period 1982 to 2011. Once we interact the Québec dummy with the Post 1997 variable, we find little evidence that the policies implemented during the mid 1990s have had any impact on the exits from poverty. If anything, the parameter estimates show that households in Québec were less likely to exit to the highest income bracket during that period. All in all, thus, our parameter estimates are consistent with Québec households experiencing shorter spells of poverty. Since they are no more likely to enter poverty, this should translate into lower overall rates of poverty. On the other hand, the LISA data do not allow to conclude that the major reforms that were implemented in the mid 1990s have played a significant role in reducing poverty.

3. Intertemporal Mobility

The transitions in and out of poverty differ little between Québec and Ontario according to the previous section. While instructive, the transition models are nevertheless relatively silent with respect to inter-temporal income mobility since individual spells are treated independently. In other words, the dynamic processes of the previous section have little “memory”. As a complementary approach, we now investigate inter-temporal income mobility using so-called

transition matrices.¹⁴ For the sake of completeness, we briefly present how the matrices are computed. Transition matrices are a useful representation of mobility. Yet, in some sense, they contain too much information to easily grasp differences, if any, between the two provinces over a long period. Thus, we present next three summary statistics of the transition matrices which allow to characterize the evolution of income mobility between 1983 and 2011 in Ontario and Québec. Finally, we go one step further and present a “Blinder-Oaxaca” type decomposition of the indices so as to investigate their determinants both inter-temporally and across provinces.

3.1. Transition Matrices

The cell values of a (square) transition matrix are determined by the relative position of each individual within the income distribution at two separate moments in time. For our purpose, we divide the latter distribution into quintiles. Individuals with the lowest incomes in a given period are in the first quintile, while the wealthiest populate the fifth quintile. Let the original period be vertically aligned and the second one horizontally aligned. Movements within the income distribution over time can thus be represented by the following matrix:

$$M_{5,5} = \begin{pmatrix} m_{1,1} & \cdots & m_{1,5} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{5,1} & \cdots & m_{5,5} \end{pmatrix}$$

The cell $m_{1,1}$ represents the number of individuals who were in the first quintile in both periods. The cell $m_{2,3}$, for example, represents the number of individuals who were in the 2nd quintile at time t_0 but who are observed in the 3rd quintile at time t_1 , *etc.* Two such matrices can easily be scrutinized and compared. In what follows, we will compare transition matrices for various cohorts and for each province. It is this best to summarize them with a single index to ease the comparison.

¹⁴ This approach has been used to investigate the inter-generational income mobility in Canada by *e.g.* Corak et al. (2011) and Corak and Heisz (1999).

Jääntti and Jenkins (2015) define the *immobility ratio* (IR) as the percentage of individuals on the diagonal of a given transition matrix. This index is bounded between zero (no individual on the diagonal) and one (everyone on the diagonal). The *mobility ratio* (MR) is simply defined as one minus the immobility ratio ($MR = 1 - IR$). Thus, the higher the mobility ratio, the greater the proportion of individuals who move across quintiles between the two periods. More formally, the immobility ratio is defined as follows:

$$IR = \frac{Tr(M)}{N}$$

where N is the number of individuals, i.e. $(\sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^5 m_{i,j})$, and where $Tr(M)$ is the trace of the matrix (sum of the diagonal):

$$Tr(M) = \sum_{i=1}^5 m_{i,i}$$

Thus the *mobility ratio* is defined as

$$\begin{aligned} MR &= 1 - IR \\ &= 1 - \frac{Tr(M)}{N} \end{aligned}$$

The mobility ratio indicates the proportion of individuals who have moved across quintiles over a given time interval. It is silent as to whether individuals have changed to a higher or lower quintile. From the same matrix we may thus compute two additional indices: *upward mobility* (UM) and a *downward mobility* (DM). The former corresponds to the proportion of individuals moving to a higher quintile, and *vice-versa* for the latter. Evidently, the sum of upward and downward mobility indices corresponds to the mobility ratio. Formally, these are computed as follows:

$$UM = \frac{\sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^5 m_{i,j}}{N} \quad \forall i < j$$

$$DM = \frac{\sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^5 m_{i,j}}{N} \quad \forall > j$$

3.2. Empirical Evidence

The income quintiles are computed for each province and each year separately (2010 \$) using the same LISA data as in the previous section. Figure 4 shows the evolution of the quintiles (light lines) and the average income (dark line) for the two provinces side-by-side. In Québec, the average income has increased from 66,000\$ in 1983 to slightly less than 86,000\$ in 2008. It decreases marginally between 2008 and 2013 presumably due to the economic downturn. Economic growth was not felt throughout the entire income distribution. For instance, the fourth quintile has increased by more than \$ 25,000 over the 30-year period while the first quintile remained unchanged during the same period. This suggests an increase in economic inequality between 1983 and 2013 in Quebec. In fact the increase in economic inequality can also be observed by noting the widening gap between the first and the fifth quintiles: from just over \$ 60,000 in 1983 to nearly \$ 90,000 in 2013. The figure also shows that regardless of the year, Ontario has a higher average income and correspondingly higher income quintiles. As in Québec, the bottom quintile remained relatively constant over the whole period whereas the top quintile has increased significantly. The gap between the bottom and top quintiles rose from \$ 70,000 in 1983 to over \$ 110,000 in 2013, somewhat more than in Québec.

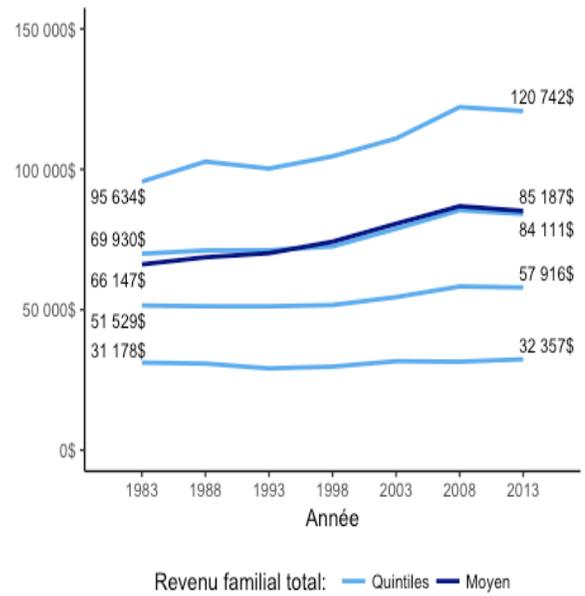
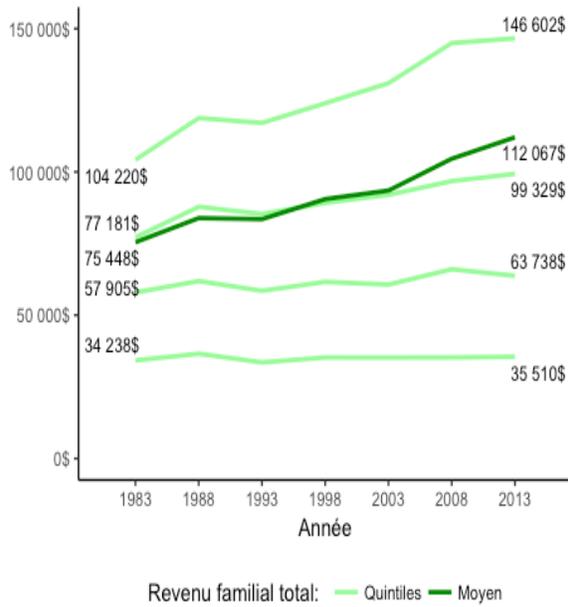


Figure 4, Evolution in income quintiles, Ontario and Québec, 1983-2013

Income mobility is best illustrated by computing the indices for a cohort of prime-age households over a given period. As mentioned previously, however, the LISA panel was constructed retrospectively so that the individuals observed in 1983 are on average slightly younger than those observed in 2013. To overcome this problem, we define four different cohorts of individuals between 25 and 30 years of age over each of the following intervals: 1983-1988, 1988-1993, 1993-1998 and 1998-2003. We next compute the yearly mobility (global, upward and downward) for their first 11 yearly (year-on-year) transitions. Thus individuals who are between 25 and 30 old in 1983 and 1988 will be between 35 and 40 by 1993-1998. Individuals in the 1998-2003 cohort will be between 35 and 40 by 2008-2013. Figure 5 illustrates the transitions of the four cohorts. The 11 yearly transitions of the 1983-1988 cohort (cohort 1) are represented by the dots on the bottom line. The closest cohort, Cohort 4, appears on the top line. Its 11 transitions are computed for the years 1998-2008 inclusively. We thus compute the mobility ratios (MR, UM, DM) over 11 transitions for 4 cohorts and for

each province separately, yielding over 264 indices. Reporting all indices in a convenient and succinct manner is challenging. This is precisely what Figure 6 does.

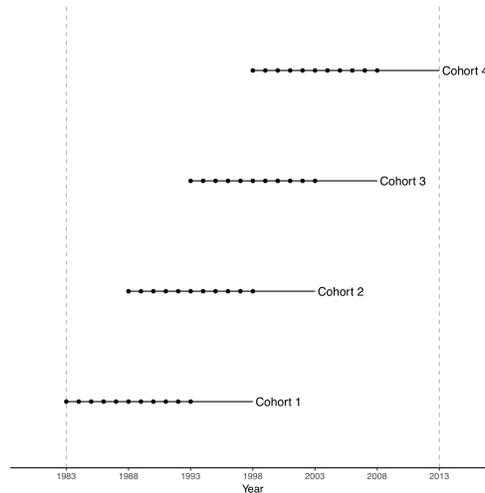


Figure 5, Cohorts and their transitions

Each of the 11 year-on-year transitions are composed of 4 bars, one for each cohort. Each bar is divided into three sections, one for each of the downward mobility ratio (light blue), the upward mobility ratio (dark blue) and the global mobility ratio (sum of the two previous ratios, gray bar). Reading from left to right for a given cohort gives an indication of the intra-cohort evolution of the mobility over more or less a decade. Focusing on a single bar gives an indication of the inter-cohort differences in mobility for a given transition. The figure shows that the overall mobility exhibits a similar pattern in both provinces. As workers get older, their mobility decreases slowly from approximately 0.6 (Ontario and Québec) to roughly 0.45 (Ontario) and 0.40 (Québec), as expected. On the other hand, the cohort pattern is somewhat different. The downward mobility (light blue) decreases in Ontario across time but is relatively similar across cohorts. The downward mobility in Québec also decrease across time but more so than in Ontario. Furthermore, the difference between older and more recent cohorts is quite noticeable. Likewise, the upward mobility increases in both provinces across time, but more so in Québec. In addition, the more recent cohorts are much more upward mobile than the older

cohorts. By construction, the two more recent cohorts in Québec either overlap (cohort 3) or follow (cohort 4) the implementation of the major reforms that were implemented during the mid 1990s. The two have also witnessed a dramatic increase in female labour supply (Figure 1), and in particular among single mothers with preschoolers (Figure 2), and a stabilization of the proportion of single-mother households (Figure 3).

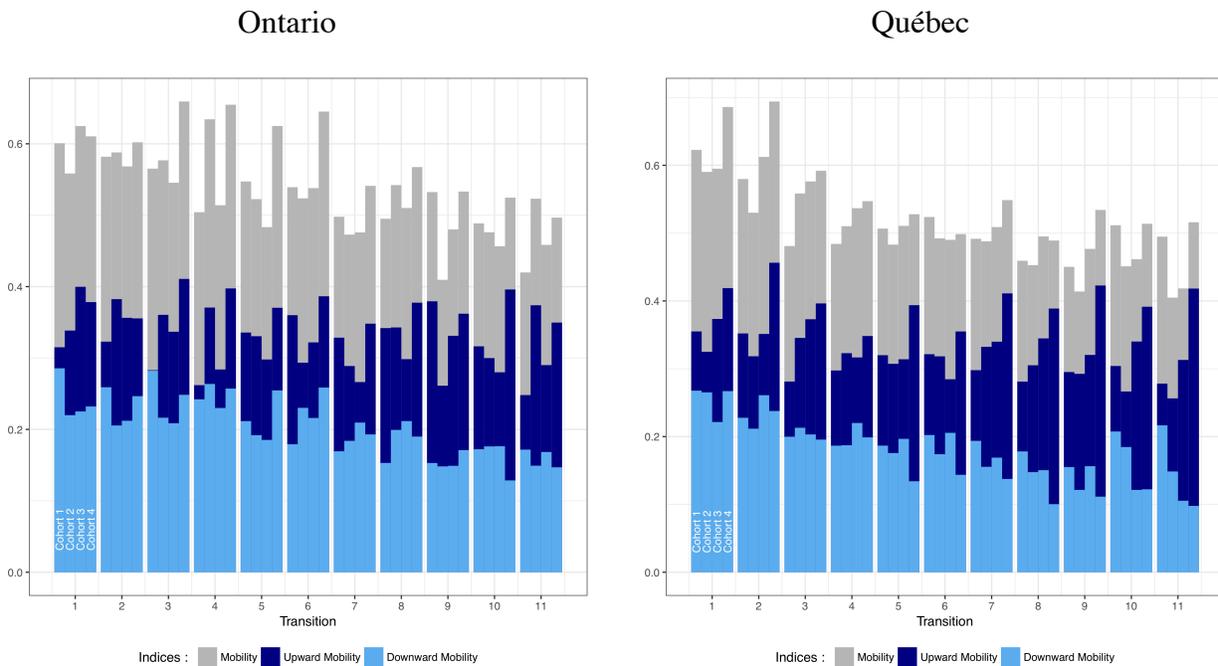


Figure 6 Income mobility, 1983-2013

3.3. Decomposing the Mobility Indices

Mobility indices are useful summary assessments of income mobility. However, they remain uninformative about the mechanisms behind the mobility they measure. Understanding the determinants of income mobility is at least as important as quantifying it. We thus follow and generalize a recent approach proposed by Richey and Rosburg (2017) who develop a

decomposition method of transition matrices that allows to identify the factors that are responsible for the persistence of economic status across time.¹⁵

The starting point of the method consists in measuring the gap between a summary index of the observed transition matrix and the same summary index of a benchmark matrix. Thus let

$$\Delta_0^v = v(M_o) - v(M_p),$$

where Δ_0^v stands for the gap between the summary index, $v(\cdot)$, of the observed matrix, M_o , and the summary index of the benchmark matrix, M_p . The same function $v(\cdot)$ is used to represent the global, upward, or downward mobility indices.¹⁶ The benchmark matrix we use in our analysis assumes independence between income quintiles at time t_0 and time t_1 . In other words, it assumes perfect mobility within the income distribution across time periods.¹⁷ Other benchmark matrices could be used. For instance, one could use the transition matrix at time $t - 1$ and compute the distance $\Delta_0^v = v(M_o^{t_1}) - v(M_o^{t_0})$. Alternatively, one could compute the differences between the indices of the two provinces: $\Delta_0^v = v(M_o^{Ontario}) - v(M_o^{Quebec})$. Since our goal is to compare mobility across provinces and across time, we use a “neutral” benchmark, *i.e.* we measure the distance with respect to the same initial reference point. We thus specify the benchmark matrix as:

$$M_p = \begin{pmatrix} 0.2 & \cdots & 0.2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0.2 & \cdots & 0.2 \end{pmatrix}$$

¹⁵ The method is fairly involved and technical. The interested reader should consult the paper by Richey and Rosburg (2017). For the sake of brevity, we only provide a sketch of their method. They focus their analysis on the intergenerational mobility between fathers and sons using data from the 1979 US National Longitudinal Survey of Youth. Note that while alternative decomposition methods could be used (see, *e.g.*, Firpo et al., 2018; Fortin et al., 2011), the one proposed by Richey and Rosburg (2017) is particularly well suited for the analysis of transition matrices.

¹⁶ The decomposition method could be used on any regular transformation of the transition matrices.

¹⁷ In the intergenerational literature, this is equivalent to assuming the usual null assumption that there is no correlation between parental and children’s incomes.

This matrix implies that the probability of moving to any quintile at time $t + 1$ is independent of the observed quintile at time t . It can be shown that the gap between the observed and the benchmark matrices can be decomposed as follows:

$$\Delta_0^v = \Delta_S^v + \Delta_X^v,$$

where Δ_S^v is a “*structural component*” and Δ_X^v is a “*composition effect*”. The former represents the portion of the gap that is explained by differences in returns to household characteristics on income (schooling, gender, *etc.*). The latter is the portion of the gap that is explained by the differences in characteristics between different households.¹⁸

The decomposition method is based on a series of counterfactual experiments that ask how the outcomes of different households would change if we varied their characteristics and/or the income structures. The counterfactual distributions are then recast into counterfactual transition matrices that are used to attribute portions to Δ_S^v and Δ_X^v . In a nutshell, the decomposition method proceeds as follows. Let $q=1,\dots,5$ denote five distinct groups of households in each quintile. Let Y^q be the observed income of a given household belonging to q and X^q , a vector of observables. Within each quintile we observe F_Y^q , and F_X^q , the distributions of household income and characteristics, respectively. We also observe $F_{Y|X}^q$, the conditional distribution of Y given X (the income structure). As above, let $v(F_Y^1, F_Y^2, F_Y^3, F_Y^4, F_Y^5)$ be a function (MR, DM,UM) of the observed transition matrix. Further, let $v(F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B)$ be a function of the independent transition matrix M_p . We may thus write:

$$\Delta_0^v = v(F_Y^1, F_Y^2, F_Y^3, F_Y^4, F_Y^5) - v(F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B).$$

The decomposition of the gap into a structural and a composition effect is based on the following counterfactual distribution. It asks what would be the income distribution of households in group q if they had the same characteristics as those in group q' :

¹⁸ The method is similar in spirit, although not strictly equivalent, to the so-called Blinder-Oaxaca decomposition.

$$F_Y^{q|q'}(y) = \int F_{Y|X}^q(y, x) dF_X^{q'}(x).$$

It corresponds to the distribution of the predicted value of Y^q using $X^{q'}$ instead X^q , but using the structure (parameter estimates) linking Y^q and X^q . The composition effect is then given by¹⁹:

$$\Delta_X^v = v(F_Y^1, F_Y^2, F_Y^3, F_Y^4, F_Y^5) - v(F_Y^{1|B}, F_Y^{2|B}, F_Y^{3|B}, F_Y^{4|B}, F_Y^{5|B}).$$

The choice of a particular baseline group is not innocuous because it will obviously affect Δ_X^v through the second term on the right-hand side of the above equation. The baseline group defines the distribution of covariates that will be assigned to all households in the counterfactual distributions. With multiple choices for the baseline group, it is best to choose the one that is perhaps the most relevant from a policy perspective. This counterfactual corresponds to the situation that would have been observed if every household had the same characteristics as those in the top quintile. We thus set $F_X^B = F_X^5$.

The structural component is derived from a comparison between the counterfactual distribution and the independent transition matrix:

$$\Delta_S^v = v(F_Y^{1|B}, F_Y^{2|B}, F_Y^{3|B}, F_Y^{4|B}, F_Y^{5|B}) - v(F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B, F_Y^B).$$

To illustrate, consider Figure 6 above. The mobility ratio of first transition of the first cohort is roughly equal to 0.6 in both provinces. The mobility ratio of our independent matrix, M_P , is equal to 0.8.²⁰ The mobility gap is thus given by $\Delta_0^v = 0.6 - 0.8$. Our goal is to determine what

¹⁹ The decomposition of the *composition effect* is based upon the copula theory (Rothe, 2015). The copula theory is gaining popularity among econometricians, and particularly among those who study income dynamics (Bonhomme and Robin, 2006). In a nutshell, a copula is a multivariate probability distribution for which the marginal probability distribution of each variable is uniform. Sklar's theorem states that any multivariate joint distribution can be written in terms of univariate marginal-distribution functions and a copula which describes the dependence structure between the variables. The counterfactual distributions are easily generated by drawing within the independent marginal distributions of the observed characteristics.

²⁰ $MR(M_P) = 1 - \frac{1}{5} = 0.8$

factors may explain the gap between the two: The variation of the characteristics of the households across quintiles or the heterogenous returns to those characteristics across quintiles.

In practice, the decomposition method is relatively time consuming as numerous estimations and simulations must be conducted to approximate the counterfactual distributions and to investigate the contribution to Δ_X^v and Δ_S^v of each variable included in X separately. In addition, the estimations must be bootstrapped to obtain the standard errors of Δ_X^v and Δ_S^v . We omit the details for the sake of brevity and refer the interested reader to the paper by Richey and Rosburg (2017).

3.4. Empirical Results

As outlined briefly above, the decomposition method is based upon numerous (distributional) regressions and simulations. Numerical and statistical efficiency requires we have enough observations and variations in household characteristics at each step of the procedure. Data constraints impose that we merge households who are between 25 and 35 years old in two adjacent years.²¹ We thus end up with twelve two-year cohorts (1983-1984, 1985-1986, ..., 2005-2006) of households in their prime working age.²² In addition, instead of focusing on year-to-year transitions we investigate the mobility of each cohort once at a five-year interval. For example, the transition matrix of the 1983-1984 cohort is computed once in 1988-1989, that of the 1985-1986 cohort is computed in 1990-1991, *etc.*

As stressed above, the method requires we compute $F_{Y|X}^q$. Each $F_{Y|X}^q$ is approximated by a series of so-called distributional regressions. The variables included in X are the same as those used in the transition model of the previous section. They include age, sex, household type, education, immigrant status, language, interaction variables, *etc.* In all, each regression includes

²¹ The data do not allow to distinguish between males and females separately.

²² Strictly speaking, these are not cohorts. The same household will be included in different “cohorts” until reaching the age of 35. Thus someone aged 25 in 1983 will be included in ten subsequent “cohorts”. Someone aged 35 in 1983 will only be included once. The “cohorts” must be viewed as a rotating panel with incoming and outgoing households each year.

36 parameters. The regressions are conducted for each of the 12 cohorts used in the analysis, and for the 3 indicators (MR, DM, UM). It is simply not feasible to present all the parameter estimates. Instead, Table 7 lists the main variables used in the analysis and highlights the ones that are statistically significant. Not surprisingly, the variables that affect income are more or less the same as those who impact the transitions in and out of poverty.

To ease interpretation, we graphically represent the evolution of the following two statistics for each province: Δ_0^v and Δ_S^v/Δ_0^v . Recall that Δ_0^v measures the *gap* between observed and perfect mobility. Δ_S^v/Δ_0^v represents the *share of the gap* that is attributable to the *structural effect*. The latter measures the extent to which mobility within each quintile is hindered or favoured by the returns to the variables included in X . Naturally, the *composition effect* is given by 1 minus the *structural effect* and need not be represented graphically.

Figure 7 focuses on the mobility ratio (MR). Recall that a larger gap implies lower mobility. The left panel reports the mobility gaps for each cohort separately as well as their (bootstrap) 95% confidence interval. The dashed line (Québec) is everywhere above the solid line (Ontario), which suggests that mobility is systematically lower in Québec. The gaps are statistically different for all the cohorts between 1991-1992 and 2001-2002. The relevant transition matrices are computed for the years 1996-1997 up until 2006-2007, respectively. Interestingly, this period coincides with the implementation of the major programs and policies in Québec. Note also that the mobility gap of the 2003-2004 and 2005-2006 cohorts are once again equal in the two provinces. While both have presumably been impacted by the 2008 economic downturn, the decrease in mobility is more apparent in Ontario than in Québec. The figure also reveals that income mobility is systematically decreasing as we move from older to more recent cohorts as the mobility gap increases by roughly 6 percentage between the two extremes. This is unlikely related to life-cycle issues since the age composition of each cohort is relatively similar. According to the right-hand side figure, the *structural effect* is not statistically different between the two provinces. Thus the market returns to household characteristics play

the same important role in explaining the mobility gap in the two provinces. Indeed, the *structural effect* accounts for between 75% to 85% of the mobility gap. Consequently, differences in household characteristics across income quintiles play a minor role in the mobility gap.

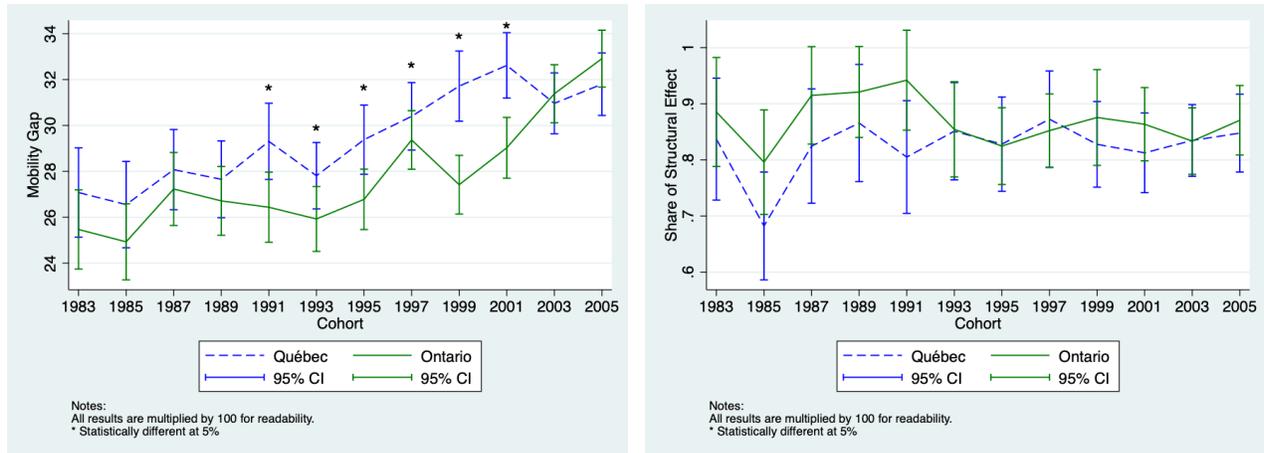


Figure 7 Mobility Gaps, Bi-Annual Cohorts, 1983-2013, Ontario and Québec

Figure 8 is identical to the previous one but focuses on the upward mobility gap. It is clearly apparent that Québec households exhibit much less upward mobility than those in Ontario. This is true for all cohorts observed between 1989-1990 and 2001-2002 and for which the transitions are measured for by comparing the original quintiles with those of the years 1994-1995 until 2006-2007. Households from these cohorts were exposed to the policies that were implemented in the mid 1990s. On the other hand, prior cohorts depicted the same upward mobility as in Ontario. As in the Figure 7, the *structural effect* explains most of the upward mobility gaps and there are statistical differences between the two provinces.

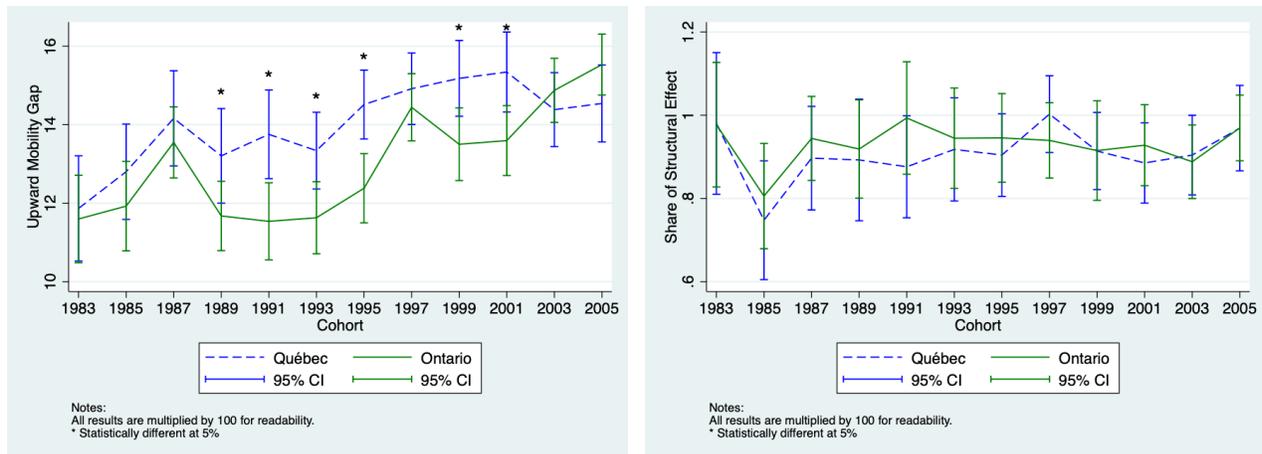


Figure 8 Upward Mobility Gaps, Bi-Annual Cohorts, 1983-2013, Ontario and Québec

Finally, Figure 9 reports the downward mobility gaps. Note how the confidence intervals for all cohorts between 1983-1997 clearly overlap one another. On the other hand, Québec cohorts 1999 and 2001 have distinctly large gaps and thus exhibit lower downward mobility. Together, Figures 8 and 9 suggest that the upward mobility was somewhat lower in Québec for most of the 1990s and exhibited more or less the same downward mobility for much of the 1980s and 1990s.

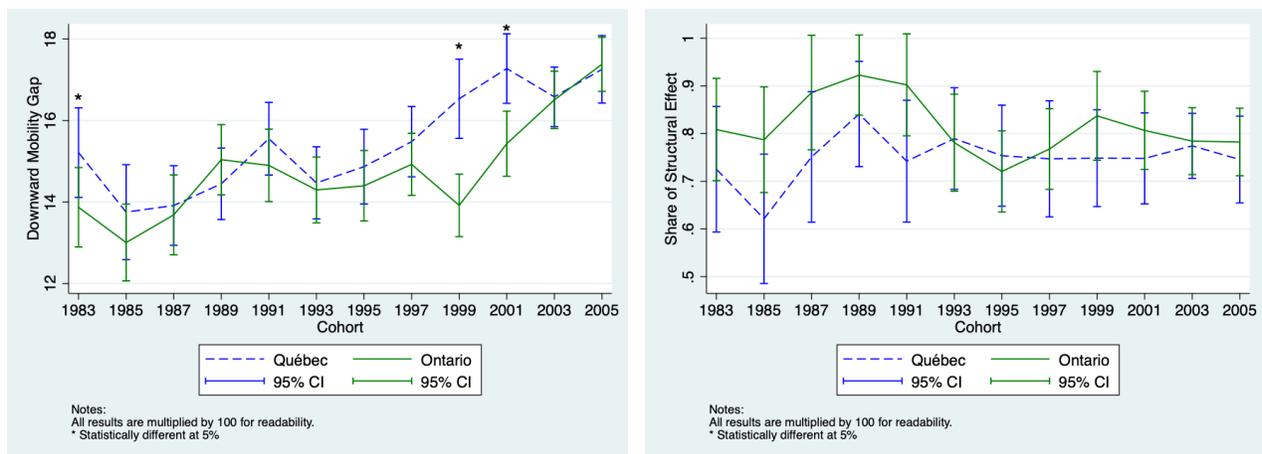


Figure 9 Downward Mobility Gaps, Bi-Annual Cohorts, 1983-2013, Ontario and Québec

4. Conclusion

It is usually acknowledged that, irrespective of their political inclination, successive governments in Québec have all been favourable to the implementation of broad and universal policies to combat poverty over the past few decades. This has led some observers to draw attention to Québec's growing "exceptionalism" in the field of social and employment policy within Canada. It is also usually acknowledged that poverty in Québec is less pronounced than in other provinces (Berg et al., 2017; Bibi and Duclos, 2010; Raïq and Plante, 2013). Many have argued that the lower poverty rates are potentially linked to the innovative policies that were implemented in the province in the mid 1990s. The empirical research generally concludes that those policies, and the Quebec Universal Child Care Program introduced in 1997 in particular, have had a positive impact on female labour force participation (Baker et al., 2008; Clavet and Duclos, 2014; Lefebvre et al., 2009; Lefebvre and Merrigan, 2008). This, in and of itself, may significantly contribute to lowering poverty.

This paper attempts to indirectly measure the impact of those policies on poverty using two different approaches. The first investigates the transitions in and out of poverty by conducting a comparative analysis between Québec and Ontario. The second focuses on income mobility of various cohorts of households in the two provinces. Both analyses are based upon the LISA data and span the period between 1982 and 2011. The transition analysis uses a difference-in-difference strategy in which the treatment corresponds to the period that begins in 1997 in Québec. The main findings mirror those of comparable analyses (Curtis and Rybczynski, 2014; Finnie and Sweetman, 2003): Single mothers are more likely to enter (medium and deep) poverty, the better educated much less so, and the data exhibit considerable duration dependence within poverty. The converse generally holds with respect to exits from poverty. More importantly, households in Québec are no more likely to enter poverty than those in Ontario, and the transitions into poverty in the post 1997 period in Québec are no different from those of previous years. On the other hand, the data show that households in Québec are much more likely to exit poverty than those in Ontario. But as with the transitions into poverty, the post 1997 effect is not statistically significant, except for transitions to twice the low income measure in which case it is negative.

The results from the transition models thus provide little support to the claim that the policies that were implemented in the mid 1990s contributed to the reduction of poverty in Québec. This is not inconsistent with the findings according to which the same policies have had a positive impact on female labour supply. Yet, the increase in labour supply must be

viewed in the context of earnings and household structure. Indeed, there are proportionately more single mothers in Québec and their participation rate is lower (up until 2009) than in Ontario. In addition, it may be that the earnings of women who were induced to work are too low to make a noticeable difference on poverty. The second part of the paper focuses precisely on the income mobility of prime-age households over the same period of time. The results of this analysis are consistent with those of the transition models. It is found that households in Québec are less upward mobile than those in Ontario. This is particularly the case for most cohorts who were “exposed” to the policies that were implemented during the mid 1990s. In addition, the Québec households are no more downward mobile than those in Ontario, save for the 1999 and 2001 cohorts. The lower upward mobility may explain why the policies appear not to have had any impact on poverty.

Acknowledgements

The author thanks Mariepier Bernard, Nicolas Corneau-Tremblay, Steeve Marchand, Manuel Paradis and Laure Sébrier for excellent research assistance. He also acknowledges financial support from the Fonds de Recherche du Québec - Société et culture through its *Action Concertée – Pauvreté et exclusion sociale* program. The analysis presented in this paper was conducted at the Quebec Interuniversity Center for Social Statistics (Université Laval), which is part of the Canadian Research Data Centre Network (CRDCN). The services and activities provided by the QICSS are made possible by the financial or in-kind support of the Social Sciences and Humanities Research Council (SSHRC), the Canadian Institutes of Health Research (CIHR), the Canada Foundation for Innovation (CFI), Statistics Canada, the Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), the Fonds de recherche du Québec - Santé (FRQS) and the Quebec universities. The views expressed in this paper are those of the author, and do not necessarily represent those of the CRDCN, its partners or the FRQSC. All errors are those of the author.

References

- Baker, M., Gruber, J., Milligan, K., 2008. Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being. *J. Polit. Econ.* 116, 709–745. <https://doi.org/10.1086/591908>
- Berg, A. van den, Plante, C., Raïq, H., Proulx, C., Faustmann, S., 2017. *Combating Poverty: Quebec’s Pursuit of a Distinctive Welfare State*. University of Toronto Press, Toronto.
- Bibi, S., Duclos, J.-Y., 2010. Y a-t-il plus de Pauvreté au Québec qu’au Canada. *Actual. Économique* 86, 277–318.
- Blau, D.M., van der Klaauw, W., 2013. What Determines Family Structure ? *Econ. Inq.* 51, 579–604. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2010.00334.x>
- Bonhomme, S., Robin, J.-M., 2006. Modelling Individual Earnings Trajectories Using Copulas: France, 1990-2002, in: *Structural Models of Wage and Employment Dynamics, Contributions to Economic Analysis*. Emerald Group Publishing Limited, pp. 441–478. [https://doi.org/10.1016/S0573-8555\(05\)75018-5](https://doi.org/10.1016/S0573-8555(05)75018-5)
- Brzozowski, M., Crossley, T.F., 2011. Viewpoint: Measuring the well-being of the poor with income or consumption: a Canadian perspective. *Can. J. Econ. Can. Déconomique* 44, 88–106. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5982.2010.01624.x>
- Burkhauser, R.V., Couch, K.A., 1993. Intragenerational Inequality and Intertemporal Mobility. *J. Econ. Theory* 61, 372–394.
- Burniaux, J.-M., Dang, T.-T., Fore, D., Förster, M.F., Mira d’Ercole, M., Oxley, H., 1998. *Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries*.
- Chiappori, P.-A., Meghir, C., 2015. Chapter 16 - Intra household Inequality, in: Atkinson, A.B., Bourguignon, F. (Eds.), *Handbook of Income Distribution*. Elsevier, pp. 1369–1418. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59429-7.00017-0>
- Clavet, N.-J., Duclos, J.-Y., 2014. Le soutien financier à la garde d’enfants : les effets sur le travail des femmes, le revenu des familles et les finances publiques. *Can. Public Policy* 40, 224–244. <https://doi.org/10.3138/cpp.2012-029>
- Corak, M., Curtis, L.J., Phipps, S.A., 2011. Chapter 3 - Economic Mobility, Family Background, and the Well-Being of Children in the United States and Canada, in: *Persistence, Privilege, and Parenting The Comparative Study of Intergenerational Mobility*. Russel Sage Foundation, pp.

73–108.

Corak, M., Heisz, A., 1999. The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data. *J. Hum. Resour.* 34, 504–533.

<https://doi.org/10.2307/146378>

Curtis, L.J., Rybczynski, K., 2014. Existing Poverty : Does Sex Matter? *Can. Public Policy* 40, 126–142.

Fine, J.P., Gray, R.J., 1999. A Proportional Hazards Model for the Subdistribution of a Competing Risk. *J. Am. Stat. Assoc.* 94, 496–509.

Finnie, R., Sweetman, A., 2003. Poverty Dynamics : Empirical Evidence for Canada. *Can. J. Econ. Rev. Can. Déconomique* 36, 291–325.

Firpo, S., Fortin, N., Lemieux, T., 2018. Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics* 6. <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>

Fortin, N., Lemieux, T., Firpo, S., 2011. Decomposition Methods in Economics, in: Ashenfelter, O., Card, D. (Eds.), . Elsevier, pp. 1–102.

Haeck, C., Lebihan, L., Merrigan, P., 2018. Universal Child Care and Long-Term Effects on Child Well-Being: Evidence from Canada. *J. Hum. Cap.* 12, 38–98.

<https://doi.org/10.1086/696702>

Haeck, C., Lefebvre, P., Merrigan, P., 2015. Canadian evidence on ten years of universal preschool policies: The good and the bad. *Labour Econ.* 36, 137–157.

<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2015.05.002>

Hemeon, J., 2016. Historical Data Linkage Quality: The Longitudinal and International Study of Adults, and Tax Records on Labour and Income.

Jäntti, M., Jenkins, S.P., 2015. Chapter 10 - Income Mobility, in: Atkinson, A.B., Bourguignon, F. (Eds.), *Handbook of Income Distribution*. Elsevier, pp. 807–935.

<https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59428-0.00011-4>

Jenkins, S.P., 1995. Easy estimation methods for discrete-time duration models. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 57, 129–138.

Kottelenberg, M.J., Lehrer, S.F., 2018. Does Quebecs subsidized child care policy give boys and girls an equal start? *Can. J. Econ.* 51, 627–659. <https://doi.org/10.1111/caje.12333>

Lefebvre, P., Merrigan, P., 2008. Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada. *J. Labor Econ.* 26, 519–548.

<https://doi.org/10.1086/587760>

Lefebvre, P., Merrigan, P., Roy-Desrosiers, F., 2011. Quebec’s childcare universal low fees policy 10 years after: Effects, costs and benefits [WWW Document].

Lefebvre, P., Merrigan, P., Verstraete, M., 2009. Dynamic labour supply effects of childcare subsidies: Evidence from a Canadian natural experiment on low-fee universal child care. *Labour Econ.* 16, 490–502. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.03.003>

Neal, D., 2004. The Relationship between Marriage Market Prospects and Never-Married Motherhood. *J. Hum. Resour.* 39, 938–957. <https://doi.org/10.2307/3559033>

Pendakur, K., 2018. Welfare analysis when people are different. *Can. J. Econ.* 51, 321–360. <https://doi.org/10.1111/caje.12335>

Phipps, S.A., 1993. Measuring Poverty among Canadian Households: Sensitivity to Choice of Measure and Scale. *J. Hum. Resour.* 28, 162–184. <https://doi.org/10.2307/146092>

Prentice, R.L., Gloeckler, L.A., 1978. Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data. *Biometrics* 34, 57–67.

Raïq, H., Plante, C., 2013. Trajectoires de pauvreté et monoparentalité : le Québec dans une

perspective comparative. *Sociol. Sociétés* 45, 67–90.

Richey, J., Rosburg, A., 2017. Decomposing economic mobility transition matrices. *J. Appl. Econom.* 33, 91–108. <https://doi.org/10.1002/jae.2578>

Rothe, C., 2015. Decomposing the Composition Effect: The Role of Covariates in Determining Between-Group Differences in Economic Outcomes. *J. Bus. Econ. Stat.* 33, 323–337. <https://doi.org/10.1080/07350015.2014.948959>

Statistics Canada, 2014. LISA Detailed information (Wave 2).

Willis, R.J., 1999. A Theory of Out-of-Wedlock Childbearing. *J. Polit. Econ.* 107, S33–S64. <https://doi.org/10.1086/250103>

Table 1
Poverty Dynamics, Québec and Ontario, 1982-2011

Destination	Entry in Poverty		Destination	Exit from Poverty	
	Québec (%)	Ontario (%)		Québec (%)	Ontario (%)
No Entry	61.3	63.3	No Exit	31.4	33.9
Entry			Exit		
1 LIM - .9 LIM	32.3	30.2	1 LMI - 1.1 LMI	23.6	24.5
.9 LIM - .67 LIM	36.7	36.2	1.1 LMI - 2 LMI	61.1	59.6
.67 LIM -	31.0	33.2	+ 2 LMI	15.3	15.9
Total # Spells	5 357	6 223	Total # Spells	3 233	3 885

Note: Values reported for all variables are proportions

Table 2
Duration of Spells, Québec and Ontario, 1982-2011

Length (years)	Poverty spells			Off-poverty spells		
	Total	Québec	Ontario	Total	Québec	Ontario
1	43,4	42,99	43,73	21,2	19,6	22,58
2	18,36	18,09	18,58	10,79	10,66	10,91
3	11,56	12,59	10,71	7,89	7,37	8,34
4	7,28	6,9	7,59	5,73	5,88	5,61
5	4,66	4,14	5,1	5,03	5,15	4,92
6	3,08	3,15	3,01	3,89	3,92	3,86
7	2,49	2,44	2,52	3,75	3,3	4,13
8	1,76	1,67	1,83	3,15	3,14	3,17
9	1,46	1,67	1,29	2,71	2,63	2,78
10	1,03	1,21	0,88	2,51	2,33	2,67
11-16	2,54	2,29	2,75	10,74	10,57	10,9
16-20	1,28	1,36	1,21	7,36	7,5	7,23
21-31	1,11	1,48	0,8	15,24	17,94	12,92

Table 3
Spell Duration Before Exiting in Various LMI Brackets

	Poverty				Off-poverty		
	Total	Québec	Ontario		Total	Québec	Ontario
LMI - 1.1 LMI	2.91	2.89	2.93	LMI - .9 LIM	5.46	5.90	5.02
1.1 LMI - 2 LMI	2.52	2.56	2.48	.9 LMI - .66 LMI	5.04	5.45	4.65
2 LIM +	2.09	2.19	2.01	.66 LMI -	4.45	4.76	4.19

Table 4
Sample Characteristics by Transition

	Exit from Poverty			Entry into Poverty		
	Total	Québec	Ontario	Total	Québec	Ontario
Two-Adult	0,697	0,673	0,716	0,786	0,783	0,788
Single Parent	0,142	0,147	0,137	0,064	0,066	0,062
High-School	0,374	0,399	0,354	0,355	0,386	0,327
Post-Secondary	0,171	0,146	0,192	0,195	0,165	0,220
University	0,188	0,142	0,227	0,269	0,232	0,301
Mother Tongue (NF/NE)	0,253	0,173	0,320	0,193	0,131	0,246
Immigrant	0,328	0,197	0,437	0,261	0,148	0,358
Age	42,305	42,288	42,320	45,445	45,451	45,440
Children in Household	0,364	0,353	0,374	0,333	0,332	0,334
Worked Previous Year	0,619	0,578	0,653	0,767	0,743	0,788

Table 5
Competing Risks Model: Entry in Poverty

	1 LIM-	.9LIM	.9LIM - .67 LIM	.67 LIM -
Couple No Children (Reference)				
Single Mother	1.151 (0.315)	1.392 (0.005)	1.447 (0.001)	
Single Father	0.599 (0.052)	0.787 (0.343)	0.559 (0.048)	
Couple with Children	0.506 (0.000)	0.506 (0.000)	0.399 (0.000)	
Less than High-School (Reference)				
High-School Completed	0.635 (0.000)	0.640 (0.000)	0.604 (0.000)	
Post-Secondary	0.477 (0.000)	0.486 (0.000)	0.407 (0.000)	
University	0.233 (0.000)	0.262 (0.000)	0.344 (0.000)	
Mother Tongue NE/NF	1.263 (0.019)	1.397 (0.000)	1.108 (0.317)	
Immigrant	1.058 (0.553)	1.071 (0.435)	1.060 (0.543)	
Age	1.007 (0.084)	1.006 (0.057)	0.996 (0.223)	
Worked Previous Year	0.742 (0.000)	0.734 (0.000)	0.438 (0.000)	
Cumulative Years in Poverty	0.930 (0.000)	0.901 (0.000)	0.896 (0.000)	
Number of Past Spells	1.529 (0.000)	1.526 (0.000)	1.594 (0.000)	
Duration of Current Spell				
1 year (Reference)				
2 years	1.132 (0.159)	0.752 (0.001)	0.728 (0.000)	
3 years	0.803 (0.030)	0.633 (0.000)	0.586 (0.000)	
4 years	0.663 (0.001)	0.595 (0.000)	0.470 (0.000)	
5 years	0.731 (0.012)	0.538 (0.000)	0.578 (0.000)	
6-9 years	0.530 (0.000)	0.442 (0.000)	0.463 (0.000)	
10 years +	0.563 (0.003)	0.392 (0.000)	0.544 (0.002)	
Unemployment Rate	0.997 (0.864)	1.009 (0.639)	1.000 (0.987)	
Post 1997	1.500 (0.000)	1.555 (0.000)	1.442 (0.000)	
Québec	0.950 (0.677)	0.993 (0.948)	0.880 (0.290)	
Post 1997 X Québec	1.058 (0.655)	0.936 (0.558)	0.911 (0.450)	
Intercept	0.040 (0.000)	0.060 (0.000)	0.177 (0.000)	

Note: P-values between parentheses

Table 6
Competing Risks Model: Exit from Poverty

	1 LIM- 1.1LIM	1.1LIM - 2 LIM	2 LIM +
Couple No Children (Reference)			
Single Mother	1.644 (0.000)	1.229 (0.030)	1.151 (0.490)
Single Father	0.767 (0.464)	1.537 (0.035)	0.666 (0.446)
Couple with Children	1.886 (0.000)	2.115 (0.000)	2.099 (0.000)
Less than High-School (Reference)			
High-School Completed	1.001 (0.990)	1.225 (0.000)	1.725 (0.000)
Post-Secondary	1.153 (0.157)	1.439 (0.000)	2.422 (0.000)
University	1.057 (0.601)	1.753 (0.000)	3.818 (0.000)
Mother Tongue NE/NF	0.996 (0.972)	1.069 (0.358)	0.837 (0.297)
Immigrant	1.022 (0.831)	0.927 (0.279)	0.565 (0.000)
Age	0.990 (0.001)	0.981 (0.000)	0.995 (0.220)
Worked Previous Year	1.449 (0.000)	1.372 (0.000)	1.591 (0.000)
Cumulative Years in Poverty	0.978 (0.103)	0.969 (0.002)	0.952 (0.078)
Number of Past Spells	0.997 (0.945)	1.071 (0.037)	0.984 (0.831)
Duration of Current Spell			
1 year (Reference)			
2 years	0.834 (0.040)	0.694 (0.000)	0.653 (0.000)
3 years	0.791 (0.024)	0.695 (0.000)	0.529 (0.000)
4 years	0.837 (0.136)	0.533 (0.000)	0.376 (0.000)
5 years	0.734 (0.039)	0.480 (0.000)	0.378 (0.000)
6-9 years	0.563 (0.000)	0.418 (0.000)	0.297 (0.000)
10 years +	0.300 (0.000)	0.265 (0.000)	0.172 (0.000)
Unemployment Rate	1.011 (0.568)	0.986 (0.298)	0.929 (0.005)
Post 1997	1.046 (0.650)	0.943 (0.394)	0.830 (0.132)
Québec	0.947 (0.690)	1.227 (0.026)	1.591 (0.005)
Post 1997 X Québec	1.161 (0.292)	1.007 (0.943)	0.716 (0.052)
Intercept	0.062 (0.000)	0.231 (0.000)	0.057 (0.000)

Note: P-values between parentheses

Table 7
Main Household Characteristics included
Income Regressions

Characteristic	Québec			Ontario		
	MR	DM	UM	MR	DM	UM
Age						
Couple	X	X	X	X	X	X
Post-Secondary				X	X	
University	X	X	X	X	X	
Immigrant		X		X		X
French				N/A	N/A	N/A
English	N/A	N/A	N/A			
Kids						

18-12

Who Benefits from Tax-Preferred Savings Accounts?

CAHIER DE RECHERCHE
WORKING PAPER

Steve Marchand

Novembre / November 2018



UNIVERSITÉ
LAVAL

Faculté des sciences sociales

HEC MONTRÉAL

ESG UQÀM



La Chaire de recherche Industrielle Alliance sur les enjeux économiques des changements démographiques est une chaire multi-institutionnelle qui s'appuie sur un partenariat avec les organisations suivantes :

- **Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO)**
- **iA Groupe financier**
- **Retraite Québec**

Les opinions et analyses contenues dans les cahiers de recherche de la Chaire ne peuvent en aucun cas être attribuées aux partenaires ni à la Chaire elle-même et elles n'engagent que leurs auteurs.

Opinions and analyses contained in the Chair's working papers cannot be attributed to the Chair or its partners and are the sole responsibility of the authors.

© 2018 Steeve Marchand. Tous droits réservés. All rights reserved. Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.

Dépôt légal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec et Bibliothèque et Archives Canada, 2018.
ISSN 2368-7207



Who Benefits from Tax-Preferred Savings Accounts?

Steeve Marchand*

November 20, 2018

Abstract

Many countries use tax-preferred saving accounts to incentivize individuals to save for retirement. The two main forms of tax-preferred saving accounts – TEE and EET – tax savings at the contribution and withdrawal years respectively. Thus the relative returns of the two savings vehicles depend on the effective marginal tax rates in these two years, which in turn depend on earning dynamics. This paper estimates a model of earning dynamics on a Canadian longitudinal administrative database containing millions of individuals, allowing for substantial heterogeneity in the evolution of income across income groups. The model is then used, together with a tax and credit calculator, to predict how the returns of EET and TEE vary across these groups. The results suggest that TEE accounts yield in general higher returns, especially for low-income groups. Comparing optimal saving choices predicted by the model with observed saving choices in the data suggests that EET are over-chosen, especially in the province of Quebec. These results have important implications for “nudging” policies that are currently being implemented in Quebec, forcing employers to automatically enrol their employees in savings accounts similar to EET. These could yield very low returns for low-income individuals, which are known to be the most sensitive to nudging.

JEL Codes: D14, H24, J18, J26

Keywords: Personal savings; Taxation; Public policy

*Postdoctoral researcher, University of California, Berkeley (email: steeve.marchand@berkeley.edu). I thank Charles Bellemare, Vincent Boucher, Bernard Fortin, Guy Lacroix, Thomas Lemieux, Derek Messacar and Pierre-Carl Michaud for useful comments. I am grateful to the Industrial Alliance Research Chair on the Economics of Demographic Change for financial support. Part of the analysis presented in this paper was conducted at the Quebec Interuniversity Centre for Social Statistics which is part of the Canadian Research Data Centre Network (CRDCN). The services and activities provided by the QICSS are made possible by the financial or in-kind support of the Social Sciences and Humanities Research Council (SSHRC), the Canadian Institutes of Health Research (CIHR), the Canada Foundation for Innovation (CFI), Statistics Canada, the Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), the Fonds de recherche du Québec - Santé (FRQS) and the Quebec universities. The views expressed in this paper are those of the author, and not necessarily those of the CRDCN or its partners.

1 Introduction

Many countries use tax-preferred saving accounts to incentivize individuals to save for retirement. These accounts yield returns that depend on effective marginal tax rates (EMTRs) at the contribution and withdrawal years and may therefore benefit disproportionately to individuals with specific career paths. Given the heterogeneity of career paths, combined with the complexity of fiscal systems, it is far from obvious who benefits the most from these plans. The question of whether different types of tax-preferred saving accounts are equally well suited for low-income and high-income individuals, those with children, or those who live alone, has important policy implications for governments that consider using these instruments to promote saving. Another important question is whether individuals are effectively able to choose the best available tax-preferred savings account. Again, the answer may vary substantially across income groups or individual characteristics if financial literacy varies across these, as evidence suggests (Lusardi and Mitchell, 2011; Lusardi and Tufano, 2015). Answering these questions would lead to important policy implications regarding the type of tax-preferred saving account that governments should encourage, for example by “nudging” individuals in saving in a specific type of account. Still, the academic literature currently offers little insights to guide these policies.

This paper aims at filling these gaps. I estimate a model of income dynamics on a rich Canadian longitudinal administrative database that comprises millions of individuals, allowing for substantial heterogeneity in income paths across income groups and other characteristics. I calculate the relative returns of the two main types of tax-preferred savings accounts based on predicted earnings dynamics, retirement incomes and implied EMTRs, shedding light on optimal choices of savings accounts given predicted income paths. I then explore whether individuals effectively tend to choose the “optimal” saving account as predicted by the model.

Importantly, I leave out the question of whether individuals should save less or more and only focus on determining the best savings vehicle given that an individual sacrifices a given amount of after-tax income to save for retirement. Taking stance on a desirable savings rate is a more complex question that requires a judgment on the time preferences individuals should have, as well as assumptions on the form of the utility function. The underlying assumptions needed to answer this paper’s questions are considerably weaker. Given a lifetime income path, a known tax-code and any market rate of return, an individual will always prefer

to invest a dollar of current-period disposable income in the tax-preferred savings vehicle that will yield the highest tax-relief. Naturally, future income and tax-code are uncertain. I therefore detail the conditions under which the after-tax return of one savings vehicle is a mean-preserving spread of the other, so that it is less desirable for any individual with concave utility (Rothschild and Stiglitz, 1970).

I focus on the two main types of tax-preferred savings accounts, often labelled taxable-exempt-exempt (TEE) and exempt-exempt-taxable (EET), where the three letters of the acronyms, from left to right, represent three chronological periods: (1) the contribution period, when money is invested in a savings account, (2) the accumulation period, when savings accumulate interests and (3) the withdrawal period, when savings are withdrawn from the account. Thus, with TEE accounts, savings are taxed the year the money is invested, whereas with EET accounts it is taxed the year it is withdrawn. Therefore comparing the returns from the two mainly involves comparing EMTRs in these two periods (this is explained in more details in the next section). EET is the most widely used plan in most OECD countries (OECD, 2015). In Canada, as in most OECD countries, employers' private pension plans are treated as EET. For individuals wishing to save by themselves, both savings vehicles are available through tax-preferred savings accounts: EET is available through the Registered Retirement Savings Plan (RRSP) and TEE through Tax-free Savings Accounts (TFSA). The possibility of choosing between RRSP and TFSA makes Canada a natural choice to study choices between the two. Furthermore, the richness of the Longitudinal Administrative Database (LAD), discussed in Section 3, allows to study how predicted returns and observed choices differ across a large number of groups specific to income levels, province, gender or family status. Despite this, Canada has been the subject of very few studies on tax-preferred savings accounts.¹

The predictions of the model of income dynamics, combined with a calculator of income taxes and credits that allows to calculate EMTRs, suggests that TEE types of savings vehicles tend in general to yield higher returns in the Canadian population. This finding applies to almost every subpopulation considered, but the predicted benefit of choosing a TEE over an EET is even stronger for low-income groups. The finding that EET policies seem particularly ill-suited for lower income groups is of particular importance for governments developing

¹There are nevertheless some notable studies on Canadian tax-preferred savings accounts. Milligan (2002)'s findings suggest that EET contributions in Canada are sensitive to EMTRs, and that individuals' contributions are in part motivated by tax smoothing considerations. Milligan (2003) studies how contribution limits to tax-preferred accounts affect contribution levels and provides evidence that they affect even individuals not reaching the limit.

policies aiming at increasing savings through these incentives. For example, the government of the province of Quebec has recently implemented a policy aimed at increasing individuals' savings through these vehicles. Between 2016 and 2017, employers in Quebec with a least ten employees were progressively required to automatically enrol all employees to contribute a fraction of their wage in a Voluntary Retirement Savings Plan (VRSP), if they were not already using a comparable employer pension plan. This policy could in theory not affect savings choices if individuals ignored choices made for them by their employer and reallocate their savings themselves. There is however substantial evidence that a large proportion of individuals is sensitive to nudging in their savings decisions (see [Beshears et al., 2009](#)). [Chetty and Friedman \(2014\)](#) show that automatic enrolment in employers pension plans affects savings rates for most individuals in Denmark, especially among those who are the least financially sophisticated and the least prepared for retirement. [Messacar \(2017\)](#) arrives at similar findings in Canada, noting that the propensity of one's savings rate to be affected by nudging is inversely related to her education level. This paper's findings on the non-suitability of EET accounts for low income individuals complement these findings. If nudging policies are aimed at improving retirement prospects for individuals who are the least prepared or able to make sound decisions, these policies should not only aim at influencing these individuals' savings rate, but also at favouring good savings choices given these individuals' situation. The results suggest that making VRSP accounts of the TEE type instead of EET would favour to a greater extent individuals targeted by these policies. While the literature provides little evidence that changing the type of account in which individuals save would change individuals' savings rates (e.g. see [Beshears et al., 2017](#), who use administrative data from employers introducing TEE on top of EET and find no effect on savings rate), low-income individuals' preparation for retirement could still be improved by better returns from contributing to savings account more suited to their situation.

Comparing the optimal choices predicted by the model to choices observed in the LAD reveals several interesting findings. Even though differences in income dynamics and tax codes across provinces do not result in significant differences in predicted optimal choices, there is a large difference in choices between Quebec and the other provinces considered. TEE in Quebec are chosen only around 30% of the time, but are predicted to be the best choice 70% of the times. In Ontario and British Columbia, TEE are also predicted to be the best choice around 70% of the time and are favoured over EET in more than 50% of the cases. Also,

low-income individuals do seem to take their situation into account and favour TEE more often than higher-income individuals.

The next section discusses the link between EMTRs and optimal savings choices. Section 3 discusses the data and Section 4 presents the income dynamics model. Section 5 then uses this model to simulate income paths and calculate the implied EMTRs. Section 6 compares optimal contribution choices, as predicted by the model, with observed choices in the data, Section 7 discusses how uncertainty may affect the results, and Section 8 concludes.

2 Effective marginal tax rates and returns from tax-preferred savings accounts

With TEE accounts, savings is taxed the year the money is invested, whereas it is taxed the year it is withdrawn with EET accounts. It is well known that the relative returns between the two depend on how the EMTRs differ in the contributory year and in the withdrawal year. Assume a two-period model where τ_0 and τ_1 are the EMTRs at the contribution and withdrawal year respectively. Under a TEE regime, the amount withdrawn in period 1 when giving up one dollar of after-tax income in period 0 is simply $R^{TEE} = (1 + r)$, where r is the interest rate. Under an EET regime, one must invest $1/(1 - \tau_0)$ to give up one dollar of after-tax income in period 0, so the after-tax amount withdrawn in period 1 is $R^{EET} = \frac{(1 - \tau_1)}{(1 - \tau_0)}(1 + r)$. Thus, to compare the return of EET relative to TEE, one must simply compare the EMTR that is avoided by contributing to a EET in period 0 with the EMTR that must be paid in period 1 on the withdrawal: R^{TEE} is smaller, equal or larger than R^{EET} if τ_1 is respectively smaller, equal or larger than τ_0 .

In practice, the relevant EMTRs must be calculated using the complex fiscal rules that apply to EET contributions and withdrawals. I define the EMTR of the contribution period as follows:

$$EMTR_{contrib}(earn, \mathbf{x}) = 1 + \frac{\Delta dispinc}{\Delta contrib} \Big|_{earn, \mathbf{x}}, \quad (1)$$

where $earn$ is earnings, $\Delta contrib$ is an increase in EET contributions (I use 100\$ in the graphs below), $\Delta dispinc$ is the variation in disposable income (i.e. income after taxes, credits, transfers and contributions) that results from the increase in contribution, and \mathbf{x} is the vector

of all characteristics that are taken into account in the calculation of taxes and transfers. Note that $\Delta dispinc$ can potentially vary between $-\Delta contrib$ and zero. An EMTR of zero would mean that investing 100\$ in an EET reduces disposable income by 100\$, so the individual does not avoid any tax or transfer clawback by contributing. An EMTR of one would mean that disposable income is not reduced by the contribution, implying that the individual avoids a 100% tax or clawback rate on the amount she invests.

I define the EMTR affecting withdrawals as follows:

$$EMTR_{withdraw}(retinc, \mathbf{x}) = 1 - \frac{\Delta dispinc}{\Delta retinc} \mid retinc, \mathbf{x}, \quad (2)$$

where $retinc$ is private pension incomes (EET withdrawals in Canada are treated as pension income in tax returns), $\Delta retinc$ is an increase in $retinc$ (I use 100\$ in the graphs below), and $\Delta dispinc$ is the resulting increase in disposable income.

Figure 1 presents the EMTRs for single individuals and couples without children, in the fiscal year 2015, for Canada’s three most populous provinces (Ontario, Quebec and British Columbia).² The solid lines depict EMTRs on contributions to EET before age 65. For both single individuals and couples, and for all provinces, these EMTRs are very low for low-income individuals and tend to increase with income.³ The dashed lines show the EMTRs on pension withdrawal incomes for individuals over 65 years old. These EMTRs are the highest for low-income individuals – generally higher than EMTRs for contributions. This is due to high clawback rates of public pension schemes targeted at low-income seniors.⁴ These high EMTRs on withdrawals can tend to make TEE savings vehicles more interesting for individuals expecting low incomes when withdrawing after age 65.

3 Data

I use data from the Longitudinal Administrative Database (LAD), a Canadian administrative longitudinal database developed by Statistics Canada using T1 family files. The first

²I calculate the EMTRs using *SimTax*, a Canadian calculator of taxes and transfers developed by myself and other members of the *Industrial Alliance Research Chair on the Economics of Demographic Change*.

³The low EMTRs on contributions for low-incomes contrast with usual high EMTRs on earnings for low incomes. This difference is mainly explained by social assistance: since one cannot claim additional social assistance by contributing to a EET (social assistance calculations ignore contributions to tax-preferred saving accounts), the high EMTRs on earnings caused by social assistance does not affect EMTRs on contributions.

⁴Canadians of at least 65 years old are eligible to the Guaranteed Income Supplement (GIS), which is clawed back with income at a rate of 50%, or even 75% in some income ranges.

available year is 1982. A random sample of 20% of Canadian tax filers was selected in 1982. Selected households are followed each year until individuals die or emigrate from Canada, and additional households are added each year to reach 20% of tax filers for each years. The last available year is the 2013 data, so I observe individuals for at most 31 years. Variables include most lines appearing in the Canadian income tax return, so the LAD is very rich in terms of income sources. It is however less rich in terms of other socio-demographic variables. It includes gender, age, province of residence, marital status and the age of all children. The large number of observations (20% of Canadian tax filers represents more than five millions of observations per year) makes the LAD a natural choice to study income dynamics while allowing for substantial heterogeneity in income processes. This heterogeneity allows to investigate whether EET and TEE are more or less suited to low-income or high-income individuals, men or women, or whether their returns vary by family status.

Importantly, the LAD also contains information on contributions to RRSP (EET tax-preferred savings account) and TFSA (TEE type).⁵ Figure 2 presents the proportion of individuals contributing to RRSP and TFSA savings accounts at 30 y/o by year and earnings quintile. The propensity to contribute to both RRSP and TFSA increase with earnings quintile. For the lowest quintile, the proportion of individuals contributing to a TFSA account is higher than it is for a RRSP account, while the opposite is true for the highest quintiles. Also, since TFSAs are only available since 2009, the sharp increase in the proportion of individuals contributing to it probably results in part from a period of transition for which this saving vehicle is less known.

I use the LAD to estimate (1) a model of earnings dynamics, (2) a model of private retirement income and (3) to analyze choices between TEE and EET. The data treatment used for each of these analyses is discussed separately in the subsequent sections.

4 Modelling income dynamics

This section presents the models used to estimate parameters that will allow to simulate income path in the next section. I estimate a model of earnings dynamics, as well as a model of retirement incomes.

⁵Statistics Canada matched the information from TFSA contribution to the LAD even though TSFA are not recorded in the Canadian tax returns.

4.1 The earnings dynamics model

I estimate a model largely inspired from the earnings dynamics structure used in [Gourinchas and Parker \(2002\)](#). Let $y_{i,t}$ be real earnings of individual i at year t . I assume the following:

$$\log(y_{i,t}) = f(\text{age}_{i,t}) + \alpha_t + p_{i,t} + \mu_{i,t}, \quad (3)$$

$$p_{i,t} = \rho p_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}, \quad (4)$$

where $\mu_{i,t}$ is i 's transitory shock at year t , $\epsilon_{i,t}$ is his permanent shock and ρ is the persistence of the permanent shocks. The model includes year-specific fixed effects α_t , and a parametric function of age $f(\text{age}_{i,t})$. I let $f(\text{age}_{i,t})$ be the third degree polynomial function $f(\text{age}_{i,t}) = \beta_1 \text{age}_{i,t} + \beta_2 \text{age}_{i,t}^2 + \beta_3 \text{age}_{i,t}^3$, where $\text{age}_{i,t}$ is i 's age minus 30.

With panel data, this model can be estimated in two parts. First, assuming $E[\eta_{i,t} | \text{age}_{i,t}] = 0$, where $\eta_{i,t} \equiv p_{i,t} + \mu_{i,t}$, I estimate the age trends parameters β_1 , β_2 and β_3 using a within individual regression with years fixed effects. Second, I estimate the variance of the permanent income shocks (σ_ϵ^2) and of transitory income shocks (σ_μ^2) by a minimum distance estimation, which compares the covariance matrix of the residual earnings with the theoretical covariance matrix. Let θ be the vector of parameters to be estimated $[\rho, \sigma_\epsilon, \sigma_\mu]'$ and θ_0 be the vector of these parameters' real values. Let also $\hat{\Omega}(\theta_0)$ be the observed covariance matrix, and $\Sigma(\theta)$ the theoretical covariance matrix implied by the above structure, with the off-diagonal and on diagonal elements respectively given by :

$$E[\eta_{i,t} \eta_{i,s}] = \rho^{|t-s|} \frac{\sigma_\epsilon^2}{1-\rho^2}, \quad (5)$$

$$V[\eta_{i,t}] = \frac{\sigma_\epsilon^2}{1-\rho^2} + \sigma_\mu^2. \quad (6)$$

The (equally weighted) minimum distance estimator is then given by:

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \text{vech} \left(\Sigma(\theta) - \hat{\Omega}(\theta_0) \right)' \text{vech} \left(\Sigma(\theta) - \hat{\Omega}(\theta_0) \right). \quad (7)$$

and the standard errors of the estimates are estimated using:⁶

$$V[\hat{\theta}] = (\mathbf{G}'\mathbf{G})^{-1} \left(\mathbf{G}'V[\text{vech}(\hat{\Omega}(\theta_0))]\mathbf{G} \right) (\mathbf{G}'\mathbf{G})^{-1} \quad (8)$$

⁶See Section 6.7 of [Cameron and Trivedi \(2005\)](#) for the proof.

where $G \equiv \partial (\text{vech} [\Sigma(\boldsymbol{\theta})]) / \partial \boldsymbol{\theta}' |_{\boldsymbol{\theta}_0}$ and $V[\text{vech}(\hat{\boldsymbol{\Omega}}(\boldsymbol{\theta}_0))]$ is estimated by bootstraps.

I estimate the above two-part model using the LAD on earnings, converted in real 2010 dollars using Statistics Canada’s Consumer Price Index, of individuals born between 1953 and 1958, since these individuals are observed at least from age 30 to age 55. I only use observation from ages 30 to 55 so that the age range is identical across birth cohorts. Importantly, I allow for substantial heterogeneity in earnings dynamics by estimating the model separately for each combination of gender, province, marital status at age 30 and earnings quintile at age 30. Since I use the log of earnings as the dependent variable, only observations with strictly positive earnings are used. Therefore, it is worth keeping in mind that the results presented latter in the paper apply to individuals with uninterrupted careers. I consider the three most populous Canadian provinces (Quebec, Ontario and British Columbia), and the four following marital status:

1. Single individual without children,
2. Couple without children,
3. Single individual with one or more children,
4. Couple with one or more children.

The "single individual with one or more children" category is only considered for women, because of the lower number of observations for men in this category.

The estimates of the age trend parameters of the first part of the model are presented in Table [1](#). Because of the large number of parameters, this section’s discussion rather summarizes the predicted age trends resulting from these estimates. Note from the table that most of the estimates underlying the predicted trends are estimated very precisely because of the large number of observations, with the majority of the estimates having a *p-value* of less than 0.001.

Figure [3](#) shows the predicted earnings for each combination of gender, group of provinces at age 30, marital status at age 30 and earnings quintile at age 30. Note that the slopes of the predicted trends correspond increases of earnings in percentages, since the dependent variable is the log of earnings. Predicted log earnings tend to increase with age, but tends to increase at a slower rate as age increases. Furthermore, the increase tends to be more important for the lowest quintile, so a 30-years-old low-income individual should in general expect his earnings to increase significantly throughout his career.

The estimates of the parameters of the error component model are presented in Table 2. The most noticeable tendency is that the persistence of persistence shocks tends to decrease with income quintile at 30 y/o. The two other parameters – the variance of persistent and transitory shock – do not display any obvious trend, but differ significantly across groups.

4.2 The retirement income model

This section describes how private retirement incomes are predicted using the LAD database. Using a two-part estimation, I predict private retirement taxable incomes from employers' pension plans and or from other private sources, excluding income from RRSPs (individual EET accounts).⁷ I use individuals observed at least from ages 45 to 70. This allows to observe both earnings in the end of career and retirement incomes, and thus to predict the latter as a function of the former. Although the analysis models retirement incomes at 70 years old only, all results are robust to using 75 years old instead; these results are available upon request. The first part of the model estimates the probability that a 70-years-old individual receives any private retirement income using the following model:

$$b_{1i}^* = \gamma_0 + \gamma_1 \log(\bar{y}_i) + \gamma_2 \log(cqpp_i) + \gamma_3 \text{couple}_i + v_i \quad (9)$$

where b_{1i}^* is a latent variable, \bar{y}_i is the average annual earnings the individual received from 45 to 55 years old, $cqpp_i$ is her Canadian or Quebec Pension Plan income and couple_i is a dummy that equals one if the individual is in a couple and zero otherwise. The observable outcome is b_{1i} , which equals one if $b_{1i}^* \geq 0$ and zero otherwise. This model is estimated separately for each combination of provinces and gender. I assume the error term v_i follows a logistic distribution and use a logit estimation to estimate the model.

In the second step, I estimate the amount of private retirement income – conditioning on receiving an amount strictly greater than zero – using a OLS estimation of the following model:

$$b_{2i} = \delta_0 + \delta_1 \log(\bar{y}_i) + \delta_2 \log(cqpp_i) + \delta_3 \text{couple}_i + \psi_i \quad (10)$$

⁷More precisely, the variable I define as private retirement income corresponds to the line 115 of the Canadian federal tax return.

where b_{2i} is the log of private retirement pension income. The model is again estimated separately for each combination of provinces and gender.

Table 3 presents the estimates of the models. Earnings are positively related to private pension incomes in both the first and the second step and is the most important predictor for men. For men, a one percent increase in average earnings from 45 to 55 years old is associated with a little more (for Quebec) or a little less (for Ontario and British Columbia) than a one percent increase in private retirement income. For women, income from Canadian or Quebec Pension Plan (CPP or QPP) is a stronger predictor of private retirement income than earnings history.

5 Who can potentially benefit from EET and TEE?

In this Section, I first use the income models from the previous section to simulate heterogeneous private income paths. I then use a calculator of taxes and other government transfers to calculate incomes from public sources and EMTRs on EET contributions and withdrawals. I finally use these EMTRs to investigate whether EET or TEE is the optimal choice given the simulated income path.

I run 10000 simulations. Each one goes as follows:

1. I assume that persistent shocks at age 29 are zero.
2. I generate log earnings from 30 to 55 years old using the coefficients and variances estimated from equations (3) and (4) – for each combination of gender, province, marital status at age 30 and earnings quintile at age 30, and using the year fixed effect from the last available year (2013). I convert these earnings *ex post* in 2015 constant dollars using Statistics Canada CPI.
3. For each simulation and each group, I calculate CPP or QPP benefits according to earnings history as follows:

$$b_{CPP} = \frac{1}{26} \sum_{t=30}^{55} 0.25 \min(MPE, y_{i,t}), \quad (11)$$

where MPE is the *Maximum annual Pensionable Earnings* used in 2015 (53600\$). This formula corresponds to simplified rules from 2015 and assumes the parameters from

these rules remain fixed in real terms.⁸ It also assumes the individual chooses to start receiving CPP/QPP at the normal age (65 years old).

4. For each simulation, I then use the estimated parameters from equations (9) and (10) to predict private pension income at 70 years old as a function of the earnings history and CPP/QPP that are generated in the previous steps.
5. Using SimTax – a Canadian calculator of taxes and transfers (see Marchand et al. (2015)), I compute, for each simulation, the EMTRs on a 1000\$ contribution to an EET account at each age between 30 and 55. I also compute the EMTR on a 1000\$ EET withdrawals at 70 years old.⁹

Figure 4 shows the average difference in EMTRs on EET withdrawals and on EET contributions across simulations – in percentage points– for each combination of age province, gender, family status at 30 years old and earnings quintile at 30 years old. A positive value means that the EMTR on EET withdrawals at 70 years old tends to be higher than the EMTR on EET contribution at the current age, and thus that TEE should tend to be favoured. For women, EMTRs tend to be most of time higher at 70 years old in all provinces, except for those with children in the highest earnings groups. The picture is slightly more complicated for men. In all provinces, men who are single and without children at 30 years old should most of the time favour TEE. For men in a couple without children, this is only true for the lowest quintile groups. Finally, for men in a couple with children at 30 years old, EET are predicted to be optimal most of the time.

To sum up these findings, Tables 4 and 5 present the proportions of simulations for which TEE should be favoured over EET as predicted by the model. Table 4 shows that the dominance of TEE over EET is varies little across provinces. It does vary, however, across earnings quintiles: TEE is favoured in 73% to 79% of simulations for the lowest quintile, whereas it is only favoured in 55% to 59% of simulations for the highest quintile. Table 5 shows how these proportions vary across family status at 30 years old. The negative relation with earnings quintile still arises conditionally on family status. Also, single individuals,

⁸Using the complete set of rules would not be possible, because they depend on earnings history since 18 years old.

⁹I use 1000\$ contributions and withdrawals instead of 1 or 100\$ in order to illustrate more realistic contribution and withdrawal behaviours.

with or without children, should tend to favour TEE more often than individuals in couples according to the model. Overall, these results suggest that TEE should in general be favoured, especially for the lowest income groups.

6 Are predicted optimal choices in line with observed choices?

This section compares the predicted optimal choices from last section with observed choices in the LAD. Recall that, in Canada, individuals wishing to invest themselves for retirement in a tax-preferred savings account may contribute to a RRSP (of the EET type) or to a TFSA (of the TEE type), both of which are observable in the LAD. As shown in Figure 2 TFSA were only introduced in 2009 in Canada, and the proportion of individuals contributing to them has kept increasing since then. I therefore only use data from 2013, the last available year in the LAD, in the analysis. Since the analysis focusses on optimal contribution choice conditional on contributing, I exclude individuals who did not contribute to a TFSA or to a RRSP in the year. Furthermore, for simplicity, I focus on individuals who either invested in a RRSP or in a TFSA – and not in both.

Figure 5 presents the proportion of simulations where TEE is favoured, as well as the proportion of individuals choosing TEE in the LAD. Figure 5a first decomposes these proportions by province. The results are worrying for Quebec: although Quebec’s earnings dynamics and tax code creates no obvious disadvantage of choosing a TEE, it is chosen only around 30% of the times in this province, and around 50 and 55% of the times in British Columbia and Ontario. Figure 5b suggests that predicted optimal choices are more in line with observed choices for men than they are for women. It is however important to keep in mind that the income dynamics model might perform worst in predicting income trends that are still relevant in 2013, since the data used to estimate the model go back to 1983, and women’s careers have evolved substantially since then. Figure 5c suggests that, while single individuals may benefit more often from TEE, they do not seem to choose this account significantly more often. Finally, Figure 5d suggests a positive finding for low-income individuals: the lowest earnings quintile chooses TEE almost 80% of the times, a proportion very much in line with that predicted by the model.

7 How would risk aversion change the picture?

The predictions of optimal choices in Section 5 implicitly assume risk neutrality. However, at least two sources of uncertainty may affect optimal choices between EET and TEE. First, while the present tax code is known, future tax code may change for policy reasons. That is to say that the tax rate from TEE is given while the one from EET is uncertain. Assume an individual sacrifices one dollar of disposable income in period 0 to save it for period 1. Assume also for now, in order to isolate the effect of this source of uncertainty, that future income is given. Recall from Section 2 that the amount withdrawn in period 1 if investing in a TEE is $R_1^{TEE} = (1 + r)$, where r is the interest rate. If investing in an EET, this amount is $\tilde{R}_1^{EET} = \frac{1 - \tilde{\tau}_1}{1 - \tau_0}(1 + r)$, where $\tilde{\tau}_1 = \tau_1 + \epsilon$. Assume $E(\epsilon) = 0$, so that individuals have no information suggesting that future tax rates should systematically increase or decrease. Then, uncertainty on future tax rate only adds noise to \tilde{R}_1^{EET} , diminishing the desirability of EET for any risk averse individual (Rothschild and Stiglitz, 1970). If TEE was already the optimal choice without uncertainty (i.e. if $\tau_1 > \tau_0$), then adding this uncertainty makes TEE an even better choice if the individual is risk averse. If EET was the optimal choice without uncertainty, then TEE could become the optimal choice depending on the individual's risk premium. Therefore, uncertainty on future tax code would favour TEE even more than the results in Section 5.

A second source of uncertainty that can affect the return of EET relative to TEE is risk on future income. Assume that the future tax code is known (and thus ignore risks on the tax code discussed in the previous paragraph). Let the total tax amount that the individual will have to pay in period 1 be $T(\tilde{y}_1)$, where \tilde{y}_1 is the uncertain future before-tax income. An individual sacrificing one dollar of disposable income in period 0 to invest in a TEE or in an EET will respectively have the following after-tax income in period 1:

$$\tilde{c}_1^{TEE} = \tilde{y}_1 - T(\tilde{y}_1) + 1 + r, \quad (12)$$

$$\tilde{c}_1^{EET} = \tilde{y}_1 - T(\tilde{y}_1) + \frac{1 - \tau_1(\tilde{y}_1)}{1 - \tau_0(y_0)}(1 + r). \quad (13)$$

Note that the marginal tax rate $\tau_1(\tilde{y}_1)$ is the derivative of $T(\tilde{y}_1)$ with respect to \tilde{y}_1 . After having invested one dollar of after-tax income in TEE and EET, respectively, a one dollar shock in future before-tax income will create the following variations in future disposable

income:

$$\frac{\partial c_1^{TEE}}{\partial \tilde{y}_1} = 1 - \tau_1(\tilde{y}_1), \quad (14)$$

$$\frac{\partial c_1^{EET}}{\partial \tilde{y}_1} = 1 - \tau_1(\tilde{y}_1) - \tau_1'(\tilde{y}_1) \frac{(1+r)}{1 - \tau_0(y_0)}. \quad (15)$$

Noting that $\frac{(1+r)}{1 - \tau_0(y_0)} > 0$, it follows that shocks on future before-tax income y_1 will be attenuated by a EET, relative to a TEE, if $\tau_1' > 0$ and accentuated if $\tau_1' < 0$. The intuition behind this result is straightforward: progressive taxation (i.e. $\tau_1' > 0$) leads to less variable after-tax income, whereas the opposite is true for regressive taxation (i.e. $\tau_1' < 0$). Therefore, for risk-averse individuals, uncertainty on income increases the desirability of EET compared to TEE with progressive taxation and decreases it with regressive taxation.

In practice, as shown in Figure 4, EMTRs are neither clearly increasing nor clearly decreasing with income, so the effect of income uncertainty on the relative desirability of EET and TEE for risk-averse individuals is ambiguous. However EMTRs after 65-years-old do show an important decrease for lower income group that results from the high clawback rate of government transfers for low-income seniors. Overall, the progressivity of the Canadian EMTRs seems unlikely to be pronounced enough to invalidate the results from Section 5 that favour TEE, especially for the low-income individuals, for which TEE may be even more desirable.

8 Discussion and policy implications

This paper suggests that, given income dynamics across income groups and the Canadian tax code, TEE savings vehicles tend to yield higher returns than EET, especially for the lowest income groups. This is in large part due to the very high EMTRs resulting from the clawbacks of social transfers. While the main analysis considered EMTRs implicitly assumed risk neutrality, it is likely that risk aversion favours TEE accounts even more. First, uncertainty on future tax code adds noise to the future return of EET accounts. Second, uncertainty on income may only favour EET if the progressivity of taxation is significant. For low-income individuals the decreasing EMTRs resulting from the clawbacks of social transfers are therefore likely to favour TEE even more, as before-tax income shocks are accentuated by EET accounts under regressive taxation. Observed choices in the LAD suggests that

low-income individuals do take their situation into account and favour TEE more often than higher-income individuals.

Another finding is that TEE is much less favoured in Quebec than in Ontario or British Columbia, a result that is not explained by differences in taxation or in income dynamics across provinces. These findings are important considering that the government of Quebec is currently implementing policies aimed at nudging more individuals to save in EET accounts. Employers not currently offering an equivalent pension plan are now required to automatically enrol their employees in VRSPs, which are of the EET type. It is likely that these policies will lead low-income individuals to make saving choices that are less suited to their situation. Since richer and more educated individuals are probably more able to ignore default choices made by their employer and make saving choices according to their own situation (see [Chetty and Friedman \(2014\)](#) and [Messacar \(2017\)](#)), it would seem natural that nudging policies be more oriented toward individuals with lower incomes. Thus, making VRSPs of the TEE type instead of EET would be a policy worth considering. Future research should explore in greater length potential financial literacy problems in Quebec and their implications for nudging policies.

Importantly, this paper simply focuses on determining the best savings vehicle given an individual's income path, and given that the individual sacrifices a given amount of disposable income at the current period to save for retirement. Consequently, it does not address the more complex question of whether individuals should save less or more. On the one hand, it is not at all obvious that we should seek to promote a higher savings rate for all income groups, considering that retirement may come with lower necessary expenses, that it can be partly financed through housing equity and that it can be easier for retirees to economize ([Skinner, 2007](#)). On the other hand, various behavioural biases, for example hyperbolic discounting (see [Frederick et al. \(2002\)](#) for a review), bounded rationality and self-control (see [Thaler and Benartzi \(2004\)](#) for a review) may cause individuals to save less than what would maximize their long-term well-being.¹⁰ Therefore, although this paper suggests that nudging individuals into EET might not yield the highest return for the lowest income groups, it does not necessarily suggest that the policy is worse than doing nothing. But, although nudging

¹⁰See [Benartzi and Thaler \(2007\)](#) for a review of various heuristics that may lead to systematic biases in retirement savings decisions.

individuals into EET savings vehicles can be justified, the benefits of such policies would likely be less concentrated in highest income groups if they were rather nudged in a TEE vehicles.

Figure 1: Effective Marginal Tax Rates (EMTR) for contributions before age 65 and pension withdrawals after age 65; fiscal year 2015 ; no child; graphs for couples assume one individual has all before-tax income

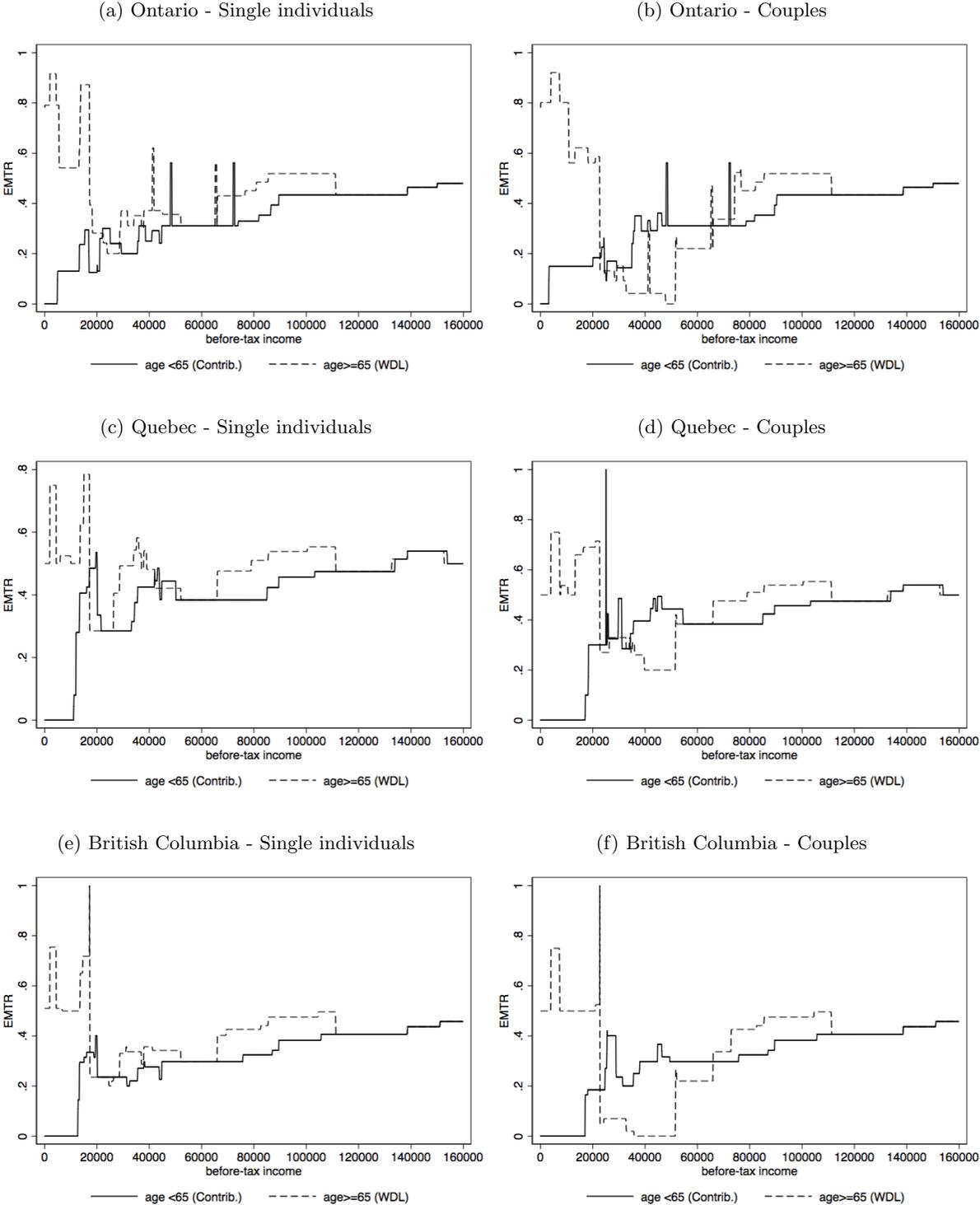


Figure 2: Proportion of individuals contributing to RRSP and TFSA savings accounts at 30 y/o by year and earnings quintile

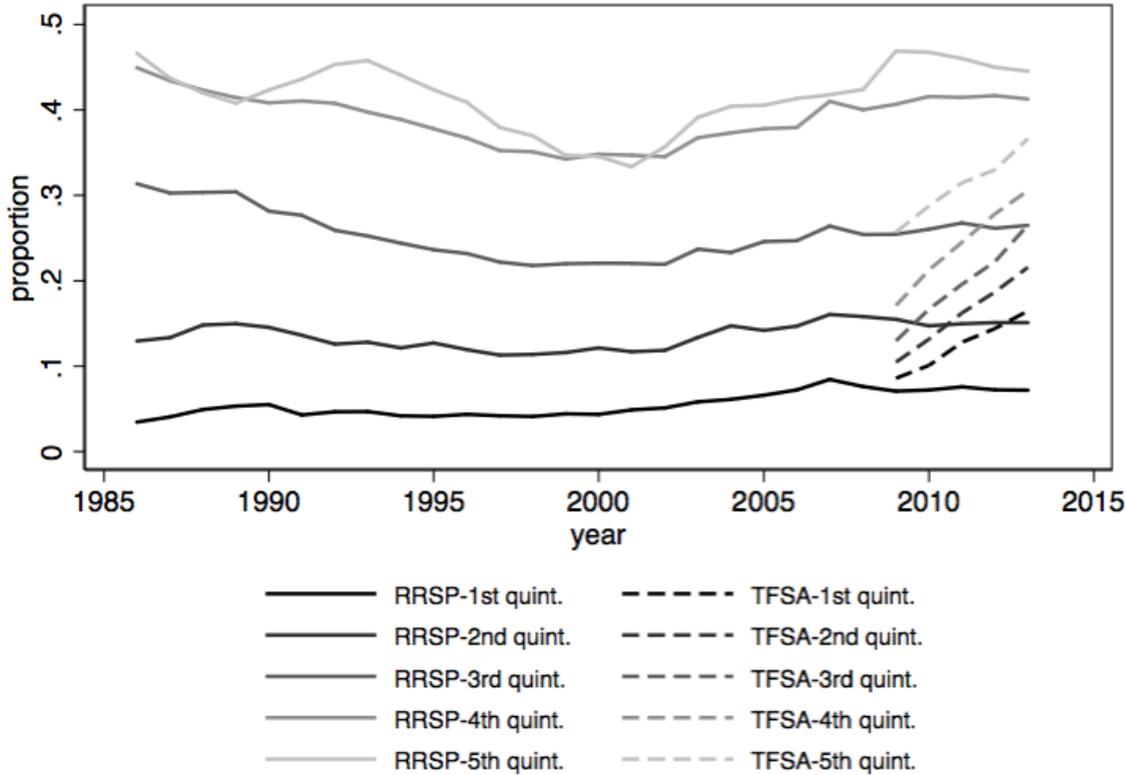


Table 1: Estimated coefficients of earnings age trends by family status and earnings quintile at 30 y/o - within individual regressions with year fixed effects (not shown) - p -values in square brackets

Women-Quebec										
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
<i>age</i> - 30	0.1438	0.0529	0.0161	0.0121	0.0119	0.1305	0.0385	0.0025	0.0003	0.0002
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.2651]	[0.8910]	[0.9334]
$(age - 30)^2$	-0.0094	-0.0021	-0.0002	0.0011	0.0014	-0.0078	-0.0015	0.0015	0.0023	0.0027
	[0.0000]	[0.0000]	[0.3924]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$(age - 30)^3$	0.0002	0.0000	0.0000	-0.0001	-0.0001	0.0002	0.0000	-0.0001	-0.0001	-0.0001
	[0.0000]	[0.0556]	[0.1997]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0184]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>constant</i>	9.3530	10.0102	10.2863	10.5619	10.8895	9.1925	9.9281	10.2250	10.5217	10.7926
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	43735	58970	65215	69565	61745	34950	47745	60885	69180	62210
N. indiv.	2005	2540	2620	2735	2510	1625	2080	2510	2760	2565
Men-Quebec										
	Single-with child at 30 y/o					Couple-with child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
<i>age</i> - 30	0.1357	0.0248	0.0131	0.0071	0.0080	0.1265	0.0196	-0.0078	-0.0162	-0.0178
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0005]	[0.0500]	[0.0759]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$(age - 30)^2$	-0.0057	0.0020	0.0026	0.0028	0.0045	-0.0042	0.0033	0.0047	0.0058	0.0059
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$(age - 30)^3$	0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0002	0.0000	-0.0001	-0.0002	-0.0002	-0.0002
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>constant</i>	8.9728	9.7236	10.1942	10.5152	10.6890	8.8088	9.6755	10.0969	10.3305	10.6444
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	35070	31335	26925	21725	14570	147745	157975	171500	166290	126105
N. indiv.	1705	1365	1120	855	585	6840	6690	6965	6555	4960
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
<i>age</i> - 30	0.1237	0.0398	0.0142	0.0160	-0.0027	0.1583	0.0683	0.0312	0.0227	0.0152
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.2640]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$(age - 30)^2$	-0.0069	-0.0016	0.0002	0.0016	0.0027	-0.0105	-0.0036	-0.0006	0.0010	0.0022
	[0.0000]	[0.0000]	[0.3526]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0005]	[0.0000]	[0.0000]
$(age - 30)^3$	0.0001	0.0000	-0.0000	-0.0001	-0.0001	0.0002	0.0000	-0.0000	-0.0001	-0.0001
	[0.0000]	[0.2379]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0003]	[0.0000]	[0.0000]
<i>constant</i>	9.5249	10.2970	10.5760	10.8340	11.0059	9.9067	10.4479	10.6562	10.8362	11.1303
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	124675	109275	97960	71175	46380	67835	75755	86110	73950	54530
N. indiv.	5705	4685	4005	2900	1950	2845	2990	3315	2905	2215
	Couple-with child at 30 y/o									
	q1	q2	q3	q4	q5					
<i>age</i> - 30	0.1388	0.0565	0.0274	0.0228	0.0127					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]					
$(age - 30)^2$	-0.0088	-0.0029	-0.0006	0.0007	0.0027					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]					
$(age - 30)^3$	0.0002	0.0000	-0.0000	-0.0001	-0.0001					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]					
<i>constant</i>	9.7250	10.3712	10.6248	10.8633	11.0916					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]					
N. obs.	122320	171895	215615	206895	174670					
N. indiv.	4920	6545	7970	7795	6730					

Table 1 (continued) - Estimated coefficients of earnings age trends by family status and earnings quintile at 30 y/o - within individual regressions with year fixed effects (not shown) - *p*-values in square brackets

Women-Ontario										
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
<i>age</i> - 30	0.1386	0.0540	0.0228	0.0188	0.0098	0.1373	0.0504	0.0031	0.0008	-0.0020
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.1473]	[0.6703]	[0.2284]
<i>(age</i> - 30) ²	-0.0097	-0.0039	-0.0011	-0.0004	0.0013	-0.0107	-0.0032	0.0000	0.0006	0.0015
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.1074]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.9684]	[0.0092]	[0.0000]
<i>(age</i> - 30) ³	0.0002	0.0001	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0003	0.0001	0.0000	0.0000	-0.0001
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0816]	[0.0008]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.3377]	[0.0001]	[0.0000]
<i>constant</i>	9.4181	10.0548	10.3526	10.6421	10.8510	9.4635	10.0445	10.3006	10.5689	10.8568
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	39210	62975	74045	84270	93940	34365	61175	80595	103725	124035
N. indiv.	2195	3160	3390	3710	4280	1890	2995	3640	4495	5495
Men-Ontario										
	Single-with child at 30 y/o					Couple-with child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
<i>age</i> - 30	0.1474	0.0361	0.0100	-0.0039	-0.0054	0.1318	0.0279	-0.0139	-0.0323	-0.0333
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0029]	[0.3002]	[0.2624]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>(age</i> - 30) ²	-0.0066	0.0004	0.0022	0.0031	0.0035	-0.0049	0.0024	0.0051	0.0067	0.0068
	[0.0000]	[0.2713]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>(age</i> - 30) ³	0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0002	0.0001	-0.0001	-0.0002	-0.0002	-0.0002
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>constant</i>	9.0230	9.8024	10.1694	10.3718	10.7707	8.8455	9.7238	10.0594	10.2354	10.5411
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	43715	36000	31570	26205	17335	195315	202830	234905	235245	230180
N. indiv.	2620	1845	1475	1165	795	9780	9180	10175	10000	9670
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
<i>age</i> - 30	0.1240	0.0461	0.0209	0.0163	0.0032	0.1766	0.0786	0.0410	0.0297	0.0133
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0590]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>(age</i> - 30) ²	-0.0080	-0.0022	-0.0006	0.0010	0.0016	-0.0115	-0.0044	-0.0014	-0.0004	0.0015
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0008]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0069]	[0.0000]
<i>(age</i> - 30) ³	0.0002	0.0000	-0.0000	-0.0001	-0.0001	0.0002	0.0001	0.0000	-0.0000	-0.0001
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0946]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.7618]	[0.0000]	[0.0000]
<i>constant</i>	9.6998	10.3793	10.6569	10.8628	11.0362	10.0309	10.5822	10.7309	10.9433	11.0884
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	111900	112320	109665	103695	89370	72660	87285	104640	119325	114510
N. indiv.	6490	5695	5135	4780	4140	3570	3945	4450	5060	5010
	Couple-with child at 30 y/o									
	q1	q2	q3	q4	q5					
<i>age</i> - 30	0.1495	0.0653	0.0391	0.0294	0.0128					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]					
<i>(age</i> - 30) ²	-0.0103	-0.0039	-0.0012	-0.0001	0.0018					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.3039]	[0.0000]					
<i>(age</i> - 30) ³	0.0002	0.0001	-0.0000	-0.0000	-0.0001					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]					
<i>constant</i>	9.8846	10.4694	10.7368	10.9294	11.1028					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]					
N. obs.	102255	159135	229695	305435	326810					
N. indiv.	5070	6930	9400	12480	13640					

Table 1 (continued) - Estimated coefficients of earnings age trends by family status and earnings quintile at 30 y/o - within individual regressions with year fixed effects (not shown) - p -values in square brackets

Women-British-Columbia										
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$age - 30$	0.1212	0.0601	0.0181	0.0042	-0.0121	0.1185	0.0428	-0.0035	-0.0143	-0.0298
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.2053]	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.4024]	[0.0000]	[0.0000]
$(age - 30)^2$	-0.0084	-0.0045	-0.0010	0.0012	0.0023	-0.0080	-0.0017	0.0008	0.0016	0.0035
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0349]	[0.0038]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0036]	[0.0930]	[0.0001]	[0.0000]
$(age - 30)^3$	0.0002	0.0001	0.0000	-0.0001	-0.0001	0.0002	0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0001
	[0.0000]	[0.0000]	[0.7039]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.1177]	[0.4158]	[0.0001]	[0.0000]
$constant$	9.2553	10.0556	10.4042	10.5601	10.7418	9.3190	9.9085	10.2606	10.5242	10.6776
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	15455	21695	22110	30170	38210	13020	20875	23240	31285	44715
N. indiv.	935	1255	1205	1490	1880	805	1150	1205	1540	2185
Women-British-Columbia										
	Single-with child at 30 y/o					Couple-with child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$age - 30$	0.1381	0.0310	0.0096	-0.0104	-0.0110	0.1345	0.0222	-0.0146	-0.0490	-0.0673
	[0.0000]	[0.0000]	[0.1697]	[0.1603]	[0.1730]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$(age - 30)^2$	-0.0073	-0.0007	0.0029	0.0039	0.0038	-0.0056	0.0039	0.0062	0.0089	0.0097
	[0.0000]	[0.3174]	[0.0004]	[0.0000]	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$(age - 30)^3$	0.0001	-0.0000	-0.0001	-0.0001	-0.0002	0.0001	-0.0002	-0.0002	-0.0003	-0.0003
	[0.0000]	[0.8401]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
$constant$	8.9394	9.8772	10.2215	10.3016	10.7052	8.9174	9.6508	10.0082	10.1446	10.3265
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	16510	12995	8745	6915	6135	66160	57435	51210	56165	69660
N. indiv.	1080	755	480	365	305	3685	3025	2585	2710	3245
Men-British Columbia										
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$age - 30$	0.1207	0.0484	0.0158	0.0111	-0.0100	0.1604	0.0779	0.0341	0.0205	-0.0035
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0002]	[0.0001]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.1448]
$(age - 30)^2$	-0.0068	-0.0021	0.0004	0.0018	0.0021	-0.0092	-0.0045	-0.0018	-0.0000	0.0024
	[0.0000]	[0.0000]	[0.2625]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.9705]	[0.0000]
$(age - 30)^3$	0.0001	0.0000	-0.0000	-0.0001	-0.0001	0.0002	0.0001	0.0000	-0.0000	-0.0001
	[0.0000]	[0.1272]	[0.0003]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0069]	[0.0020]	[0.0000]
$constant$	9.6479	10.3565	10.6518	10.8806	11.0340	9.8387	10.5723	10.7762	10.9338	11.0590
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
N. obs.	40860	38460	32480	34615	42340	25490	27350	26930	32580	41995
N. indiv.	2650	2265	1830	1805	2120	1430	1430	1330	1575	2005
Men-British Columbia										
	Couple-with child at 30 y/o									
	q1	q2	q3	q4	q5					
$age - 30$	0.1507	0.0677	0.0315	0.0203	0.0016					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.2390]					
$(age - 30)^2$	-0.0093	-0.0039	-0.0013	-0.0004	0.0014					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0874]	[0.0000]					
$(age - 30)^3$	0.0002	0.0001	0.0000	-0.0000	-0.0001					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.6069]	[0.0001]	[0.0000]					
$constant$	9.8880	10.5110	10.7324	10.9515	11.1354					
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]					
N. obs.	35935	46855	52610	69935	116405					
N. indiv.	1960	2350	2575	3345	5425					

Figure 3: Predicted earnings (\$ 2010) by province group, family status at 30 y/o and earnings quintile at 30 y/o

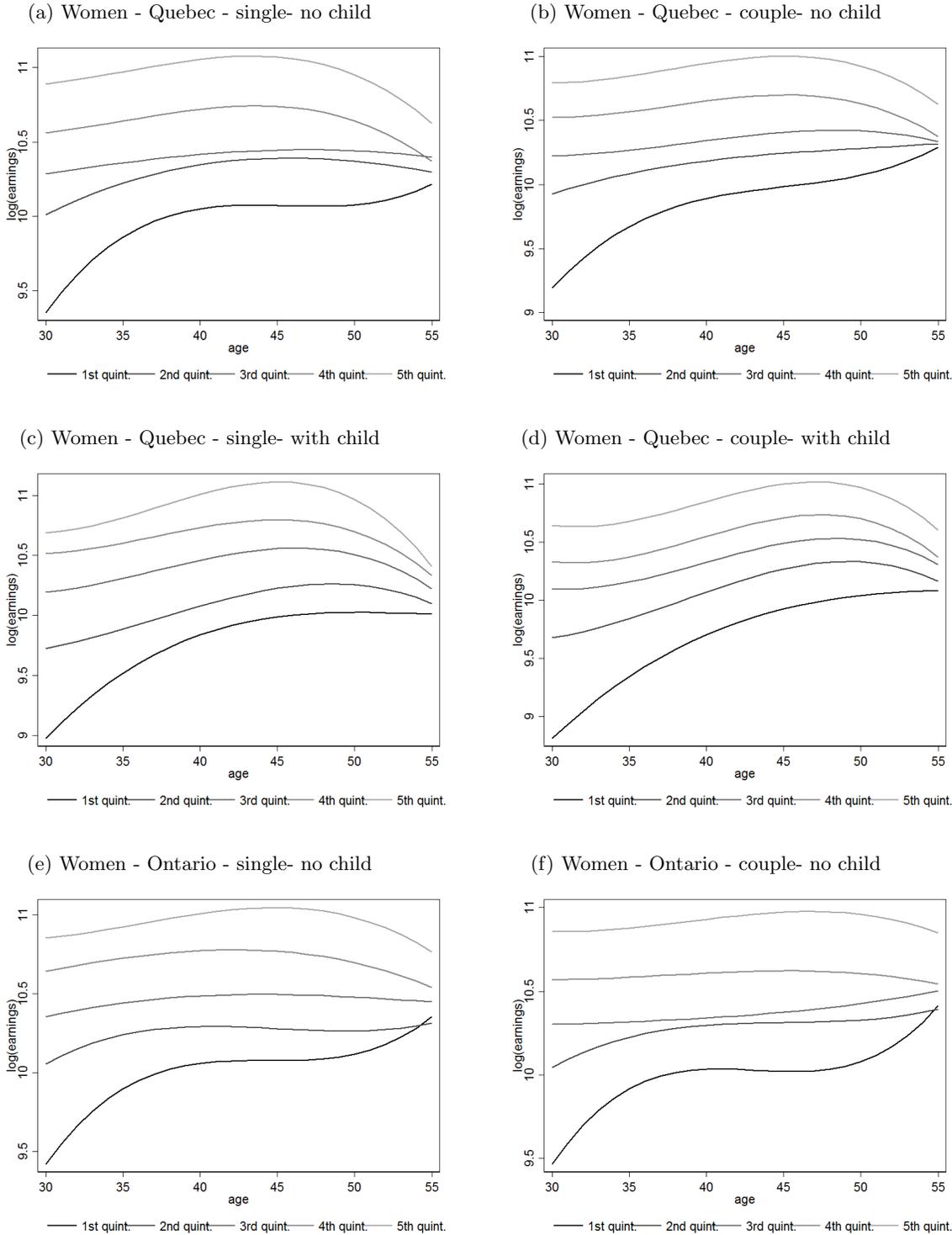
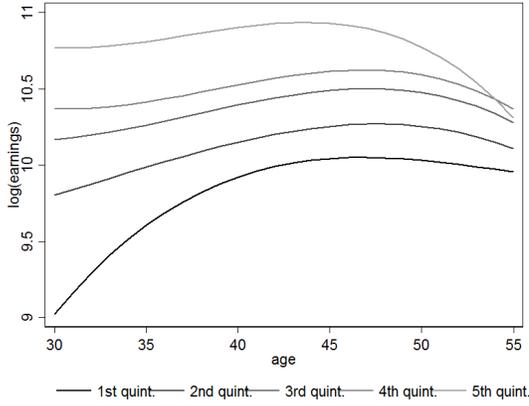
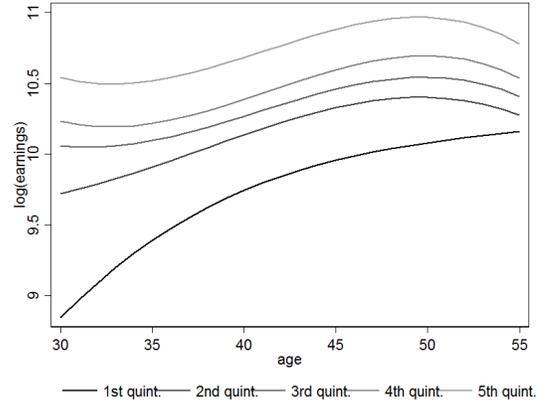


Figure 3 (continued) – Predicted earnings (\$ 2010) by province group, family status at 30 y/o and earnings quintile at 30 y/o

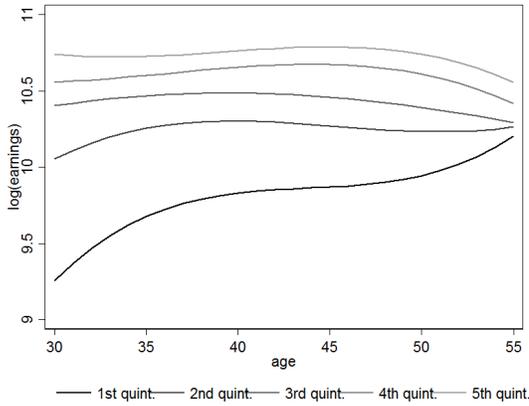
(g) Women - Ontario - single- with child



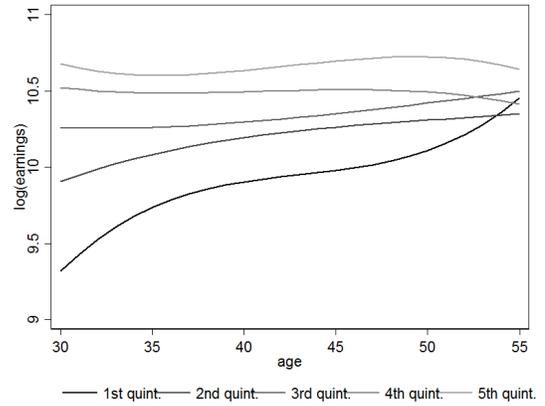
(h) Women - Ontario - couple- with child



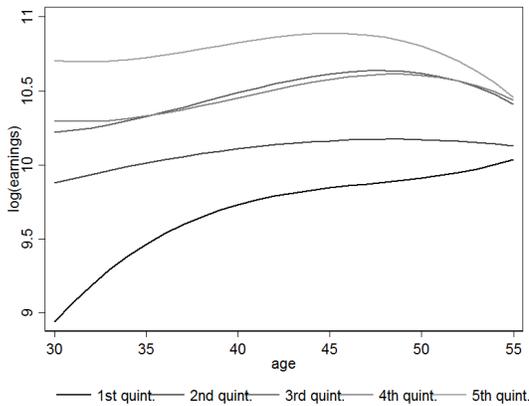
(i) Women - British Columbia - single- no child



(j) Women - British Columbia - couple- no child



(k) Women - British Columbia - single- with child



(l) Women - British Columbia - couple- with child

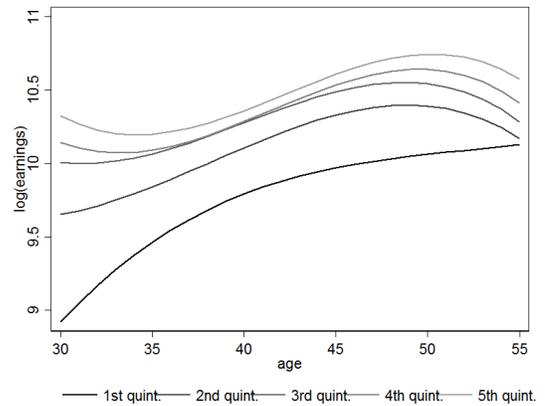


Figure 3 (continued) – Predicted earnings (\$ 2010) by province group, family status at 30 y/o and earnings quintile at 30 y/o

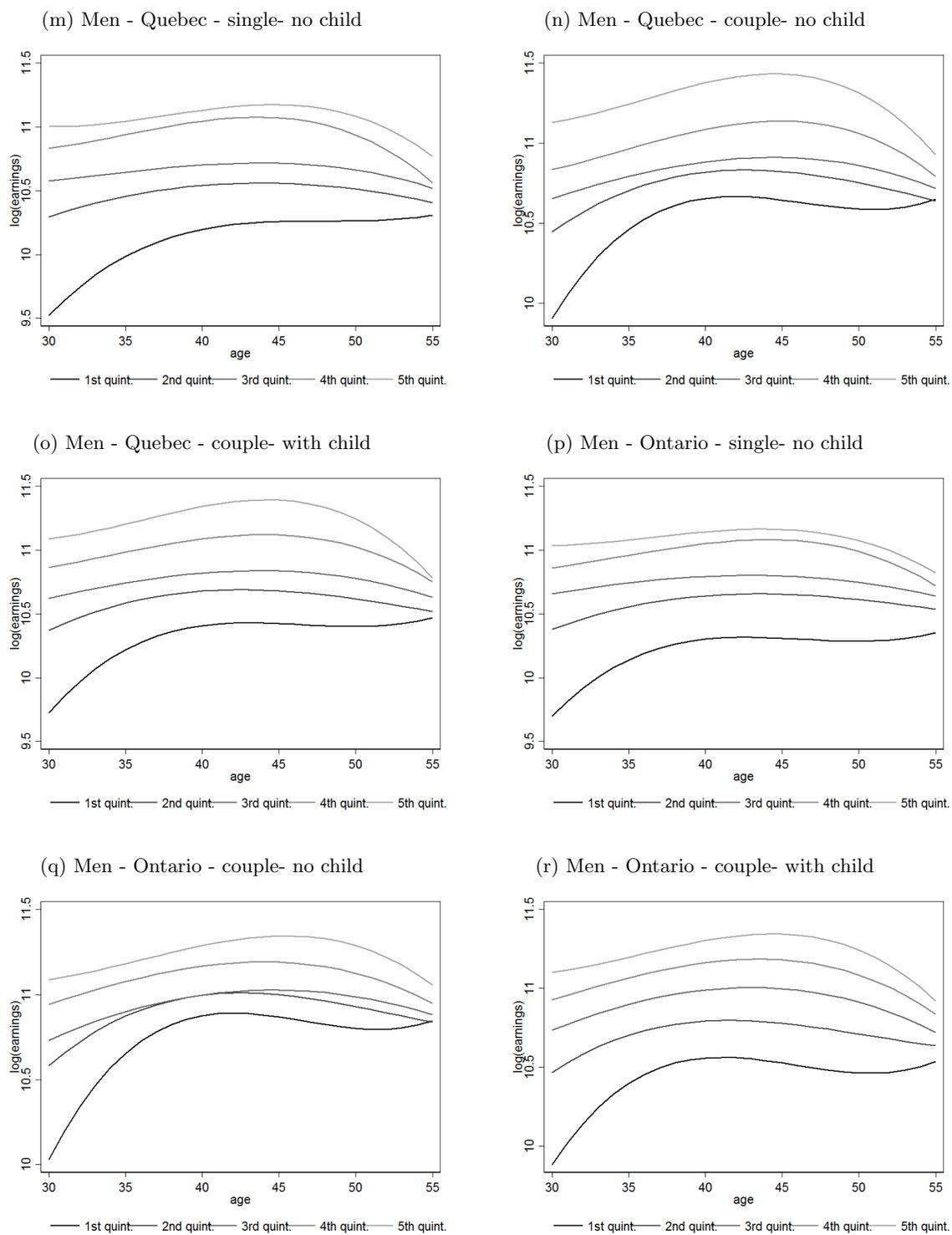
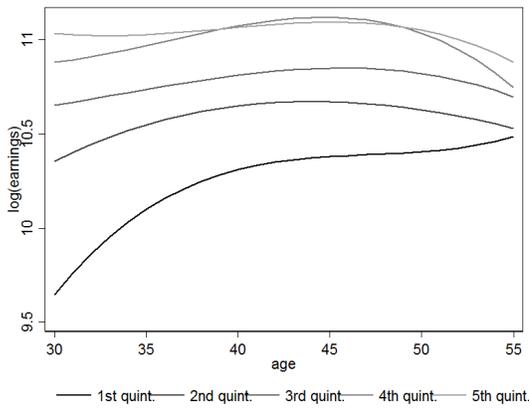
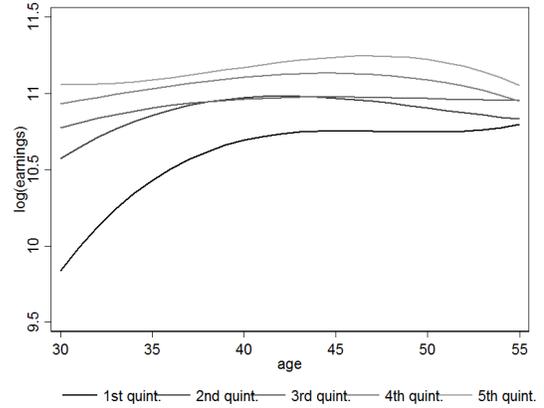


Figure 3 (continued) – Predicted earnings (\$ 2010) by province group, family status at 30 y/o and earnings quintile at 30 y/o

(s) Men - British Columbia - single- no child



(t) Men - British Columbia - couple- no child



(u) Men - British Columbia - couple- with child

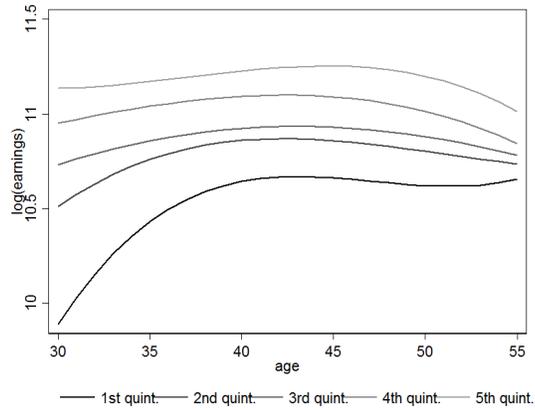


Table 2: Estimated persistence (ρ) variance of persistent shocks (σ_ϵ^2) and of transitory shocks (σ_μ^2) by family status and earnings quintile at 30 y/o of residuals from within individual regressions with year fixed effects - p -values in square brackets

Women-Quebec										
Single-no child at 30 y/o						Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.9586	0.9486	0.9381	0.9087	0.9115	0.9723	0.9538	0.9397	0.8885	0.8988
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.0338	0.0347	0.0326	0.0430	0.0481	0.0218	0.0320	0.0317	0.0512	0.0558
	[0.022]	[0.030]	[0.002]	[0.329]	[0.405]	[0.370]	[0.139]	[0.006]	[0.609]	[0.307]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.1630	0.1282	0.1097	0.1647	0.2072	0.1922	0.1008	0.1361	0.1392	0.2051
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
N. obs.	43735	58970	65215	69565	61745	34950	47745	60885	69180	62210
N. indiv.	2005	2540	2620	2735	2510	1625	2080	2510	2760	2565
Single-with child at 30 y/o						Couple-with child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.9460	0.9443	0.8945	0.9305	0.8762	0.9485	0.9412	0.9330	0.9270	0.9176
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.0439	0.0385	0.0422	0.0213	0.0487	0.0437	0.0379	0.0397	0.0261	0.0443
	[0.411]	[0.397]	[0.582]	[0.766]	[0.838]	[0.004]	[0.008]	[0.016]	[0.066]	[0.168]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.1760	0.1567	0.1581	0.1454	0.1994	0.2106	0.1647	0.1546	0.1899	0.2097
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Men-Quebec										
Single-no child at 30 y/o						Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.955	0.950	0.932	0.930	0.921	0.953	0.951	0.950	0.910	0.917
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.036	0.030	0.032	0.036	0.042	0.032	0.028	0.023	0.051	0.055
	[0.007]	[0.052]	[0.007]	[0.381]	[0.682]	[0.062]	[0.020]	[0.062]	[0.633]	[0.389]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.195	0.129	0.145	0.173	0.206	0.196	0.117	0.113	0.134	0.233
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
N. obs.	124675	109275	97960	71175	46380	67835	75755	86110	73950	54530
N. indiv.	5705	4685	4005	2900	1950	2845	2990	3315	2905	2215
Couple-with child at 30 y/o										
	q1	q2	q3	q4	q5					
$\hat{\rho}$	0.958	0.951	0.941	0.923	0.926					
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]					
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.025	0.027	0.023	0.041	0.041					
	[0.003]	[0.000]	[0.000]	[0.122]	[0.000]					
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.165	0.125	0.097	0.125	0.201					
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]					
N. obs.	122320	171895	215615	206895	174670					
N. indiv.	4920	6545	7970	7795	6730					

Table 2 (continued) - Estimated persistence (ρ) variance of persistent shocks (σ_ϵ^2) and of transitory shocks (σ_μ^2) by family status and earnings quintile at 30 y/o of residuals from within individual regressions with year fixed effects - p -values in square brackets

Women-Ontario										
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.977	0.959	0.948	0.901	0.918	0.953	0.963	0.935	0.911	0.938
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.022	0.035	0.030	0.061	0.064	0.043	0.039	0.041	0.061	0.040
	[0.655]	[0.401]	[0.150]	[0.234]	[0.112]	[0.244]	[0.093]	[0.034]	[0.303]	[0.230]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.165	0.135	0.098	0.096	0.177	0.119	0.116	0.084	0.088	0.127
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.002]	[0.006]	[0.000]
N. obs.	39210	62975	74045	84270	93940	34365	61175	80595	103725	124035
N. indiv.	2195	3160	3390	3710	4280	1890	2995	3640	4495	5495
	Single-with child at 30 y/o					Couple-with child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.920	0.917	0.921	0.872	0.841	0.937	0.937	0.928	0.927	0.920
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.060	0.041	0.035	0.071	0.099	0.048	0.047	0.044	0.043	0.044
	[0.501]	[0.846]	[0.696]	[0.829]	[0.672]	[0.003]	[0.141]	[0.022]	[0.000]	[0.002]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.279	0.215	0.129	0.130	0.058	0.205	0.132	0.107	0.121	0.155
	[0.000]	[0.000]	[0.006]	[0.175]	[0.871]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
N. obs.	43715	36000	31570	26205	17335	195315	202830	234905	235245	230180
N. indiv.	2620	1845	1475	1165	795	9780	9180	10175	10000	9670
Men-Ontario										
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.946	0.958	0.942	0.884	0.921	0.959	0.959	0.939	0.941	0.922
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.045	0.034	0.028	0.068	0.055	0.043	0.034	0.039	0.033	0.057
	[0.010]	[0.005]	[0.095]	[0.043]	[0.217]	[0.094]	[0.063]	[0.331]	[0.010]	[0.195]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.179	0.124	0.103	0.123	0.129	0.151	0.093	0.092	0.100	0.175
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.010]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
N. obs.	111900	112320	109665	103695	89370	72660	87285	104640	119325	114510
N. indiv.	6490	5695	5135	4780	4140	3570	3945	4450	5060	5010
	Couple-with child at 30 y/o									
	q1	q2	q3	q4	q5					
$\hat{\rho}$	0.950	0.940	0.929	0.911	0.908					
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]					
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.038	0.039	0.036	0.053	0.062					
	[0.001]	[0.055]	[0.000]	[0.000]	[0.000]					
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.196	0.137	0.123	0.109	0.164					
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]					
N. obs.	102255	159135	229695	305435	326810					
N. indiv.	5070	6930	9400	12480	13640					

Table 2 (continued) - Estimated persistence (ρ) variance of persistent shocks (σ_ϵ^2) and of transitory shocks (σ_μ^2) by family status and earnings quintile at 30 y/o of residuals from within individual regressions with year fixed effects - p -values in square brackets

Women-British-Columbia										
	Single-no child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.923	0.967	0.935	0.933	0.888	0.959	0.952	0.892	0.905	0.932
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.060	0.020	0.037	0.029	0.081	0.043	0.044	0.054	0.087	0.038
	[0.827]	[0.846]	[0.781]	[0.222]	[0.441]	[0.869]	[0.554]	[0.621]	[0.567]	[0.208]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.061	0.107	0.132	0.153	0.115	0.176	0.178	0.109	0.099	0.131
	[0.872]	[0.086]	[0.005]	[0.000]	[0.015]	[0.000]	[0.000]	[0.064]	[0.298]	[0.012]
N. obs.	15455	21695	22110	30170	38210	13020	20875	23240	31285	44715
N. indiv.	935	1255	1205	1490	1880	805	1150	1205	1540	2185
Men-British Columbia										
	Single-with child at 30 y/o					Couple-with child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.813	0.984	0.930	0.915	0.923	0.931	0.926	0.932	0.902	0.945
	[0.000]	[0.064]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.164	0.003	0.057	0.029	0.019	0.056	0.052	0.051	0.065	0.030
	[0.801]	[0.998]	[0.763]	[0.905]	[0.775]	[0.288]	[0.446]	[0.357]	[0.268]	[0.136]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.000	0.134	0.105	0.154	0.148	0.213	0.139	0.141	0.112	0.132
	[1.000]	[0.378]	[0.813]	[0.042]	[0.466]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.003]	[0.000]
N. obs.	16510	12995	8745	6915	6135	66160	57435	51210	56165	69660
N. indiv.	1080	755	480	365	305	3685	3025	2585	2710	3245
Men-British Columbia										
	Couple-with child at 30 y/o					Couple-no child at 30 y/o				
	q1	q2	q3	q4	q5	q1	q2	q3	q4	q5
$\hat{\rho}$	0.947	0.959	0.929	0.919	0.922	0.969	0.939	0.939	0.934	0.918
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
$\hat{\sigma}_\epsilon^2$	0.035	0.022	0.037	0.033	0.031	0.020	0.042	0.020	0.029	0.042
	[0.593]	[0.166]	[0.549]	[0.517]	[0.023]	[0.734]	[0.671]	[0.677]	[0.651]	[0.702]
$\hat{\sigma}_\mu^2$	0.199	0.146	0.112	0.112	0.128	0.189	0.117	0.079	0.118	0.120
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.002]	[0.000]	[0.029]	[0.042]	[0.005]
N. obs.	35935	46855	52610	69935	116405	25490	27350	26930	32580	41995
N. indiv.	1960	2350	2575	3345	5425	1430	1430	1330	1575	2005

Table 3: Private retirement income models - Standard errors in parentheses

Women						
	First step: Logit estimation			Second step: OLS estimation		
	Quebec	Ontario	BC	Quebec	Ontario	BC
<i>log(avg.earnings)</i>	0.467 (0.015)	0.389 (0.013)	0.332 (0.022)	0.388 (0.010)	0.355 (0.008)	0.307 (0.013)
<i>log(CQPP)</i>	1.100 (0.031)	1.030 (0.025)	1.086 (0.042)	0.738 (0.021)	0.544 (0.017)	0.579 (0.027)
couple	-0.116 (0.031)	-0.096 (0.025)	0.030 (0.042)	-0.172 (0.019)	-0.278 (0.015)	-0.269 (0.024)
constant	-13.565 (0.243)	-12.239 (0.198)	-12.232 (0.335)	-1.404 (0.163)	0.739 (0.132)	0.868 (0.213)
std. dev. of residuals				1.070	1.079	1.017
N. obs.	25245	40125	13860	14455	25180	8695

Men						
	First step: Logit estimation			Second step: OLS estimation		
	Quebec	Ontario	BC	Quebec	Ontario	BC
<i>log(avg.earnings)</i>	1.096 (0.022)	0.977 (0.018)	0.895 (0.030)	1.072 (0.012)	0.959 (0.009)	0.860 (0.015)
<i>log(CQPP)</i>	-0.012 (0.040)	0.255 (0.036)	0.289 (0.061)	-0.060 (0.025)	-0.277 (0.020)	-0.232 (0.034)
couple	0.048 (0.033)	0.189 (0.031)	0.240 (0.048)	-0.007 (0.020)	-0.073 (0.016)	-0.011 (0.026)
constant	-10.764 (0.313)	-11.985 (0.304)	-11.525 (0.490)	-1.829 (0.224)	1.605 (0.196)	2.143 (0.306)
std. dev. of residuals				1.066	0.973	0.956
N. obs.	29820	42410	15260	20240	30905	10850

Table 4: Proportion of simulations favouring TEE over EET by earnings quintile at age 30 and province

Earnings quintile	Quebec	Ontario	BC
1	0.73	0.79	0.77
2	0.73	0.75	0.71
3	0.65	0.70	0.66
4	0.60	0.61	0.59
5	0.59	0.55	0.57

Table 5: Proportion of simulations favouring TEE over EET by earnings quintile at age 30 and family status at age 30

Earnings quintile	Single-no child	Couple-no child	Single with children	Couple with children
1	0.88	0.74	0.92	0.59
2	0.88	0.67	0.81	0.59
3	0.86	0.67	0.52	0.56
4	0.81	0.60	0.47	0.47
5	0.77	0.50	0.53	0.44

Figure 4: Predicted difference between EMTRs on EET withdrawals and on EET contributions (in % points), by province, gender, family status at 30 y/o and earnings quintile at 30 y/o

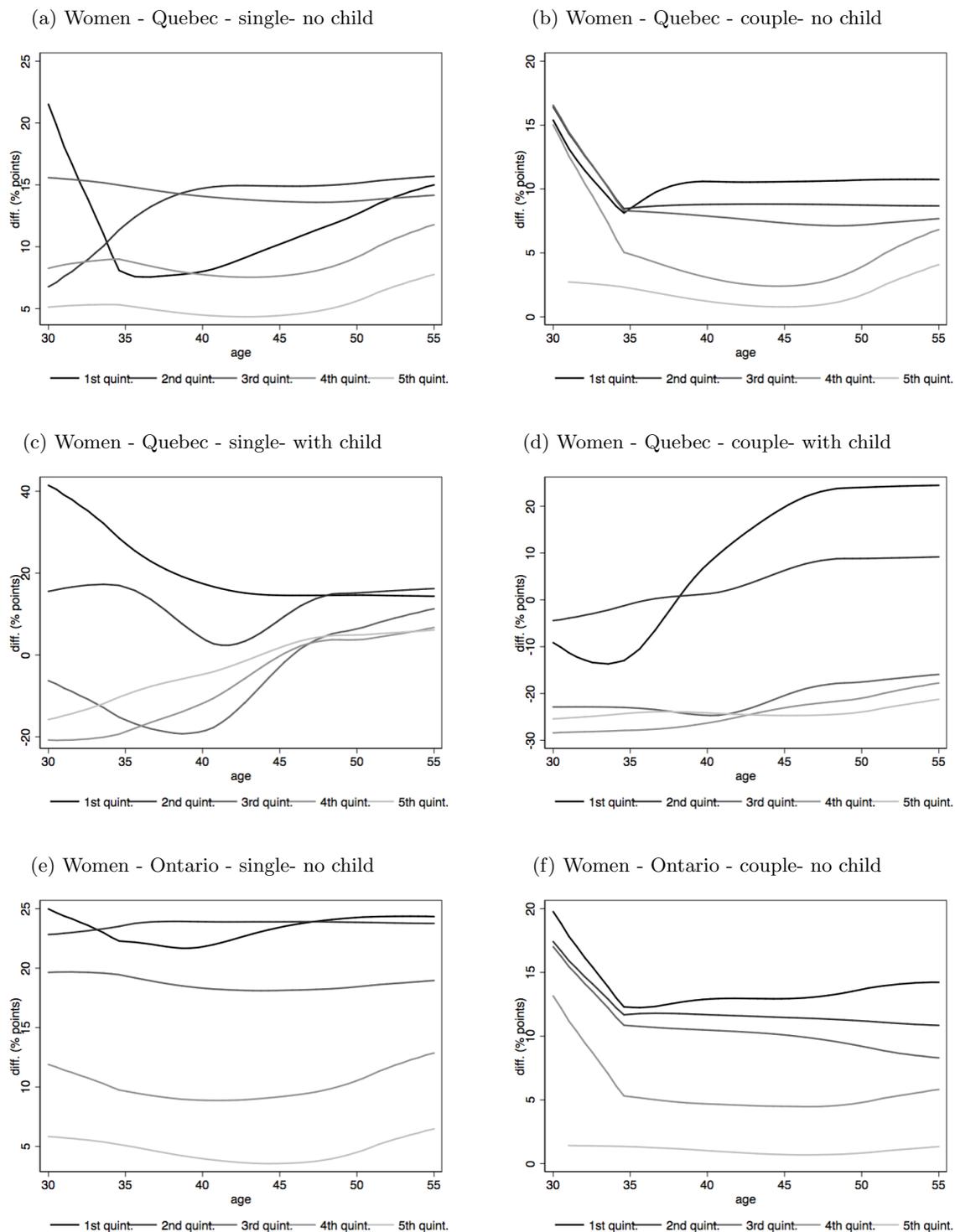
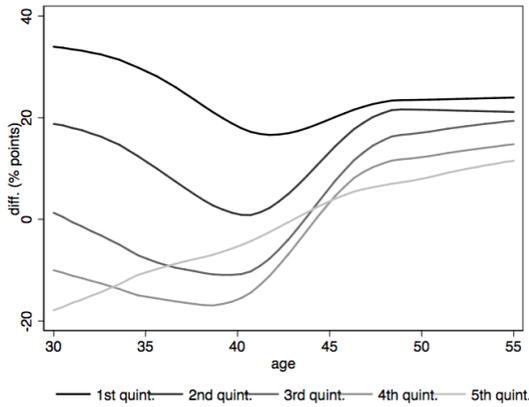
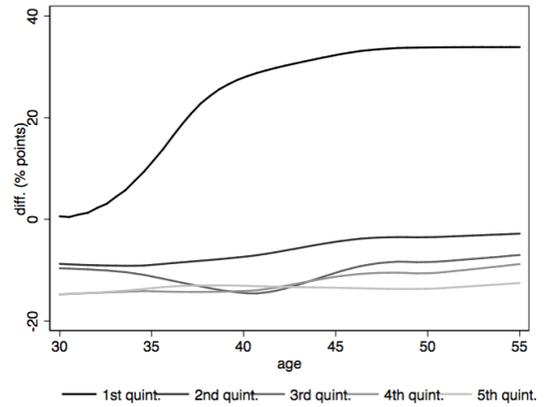


Figure 4 (continued) – Predicted difference between EMTRs on EET withdrawals and on EET contributions (in % points), by province, gender, family status at 30 y/o and earnings quintile at 30 y/o

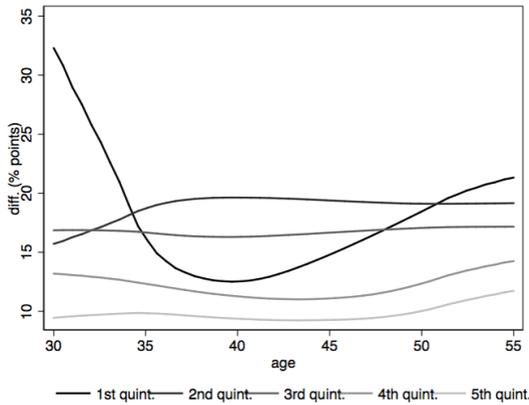
(g) Women - Ontario - single- with child



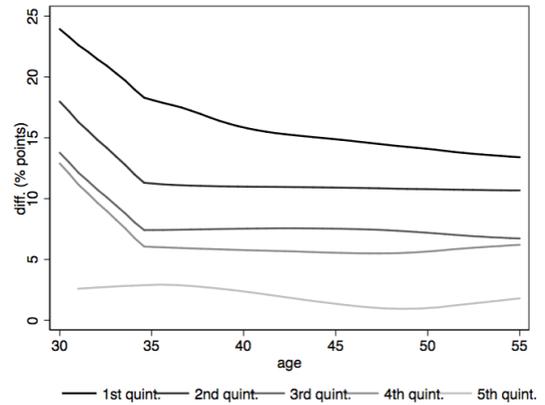
(h) Women - Ontario - couple- with child



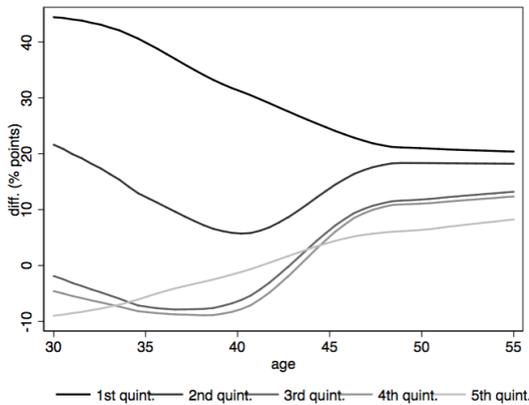
(i) Women - British Columbia - single- no child



(j) Women - British Columbia - couple- no child



(k) Women - British Columbia - single- with child



(l) Women - British Columbia - couple- with child

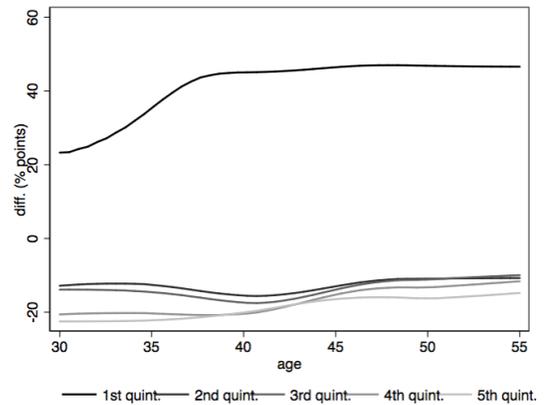


Figure 4 (continued) – Predicted difference between EMTRs on EET withdrawals and on EET contributions (in % points), by province, gender, family status at 30 y/o and earnings quintile at 30 y/o

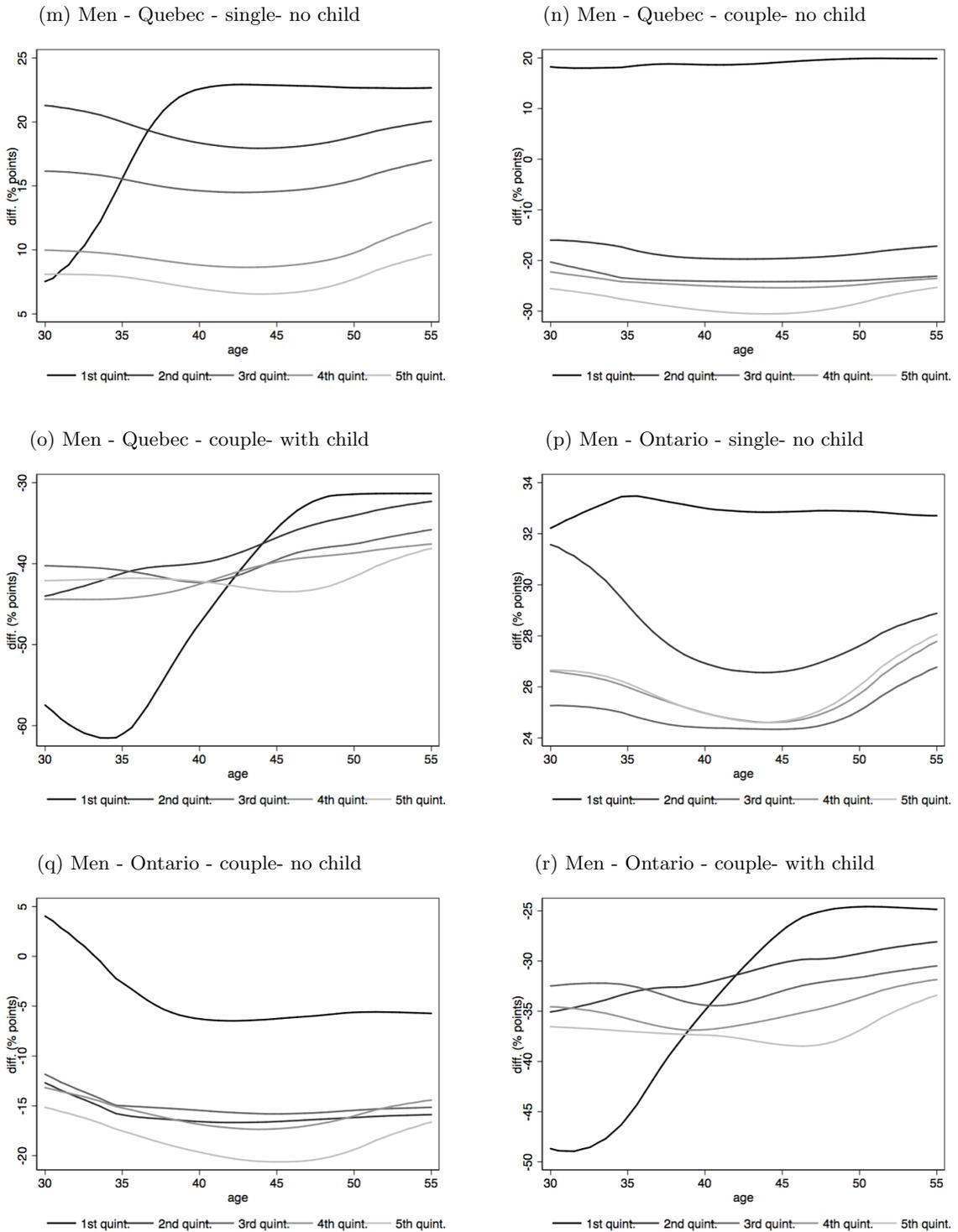
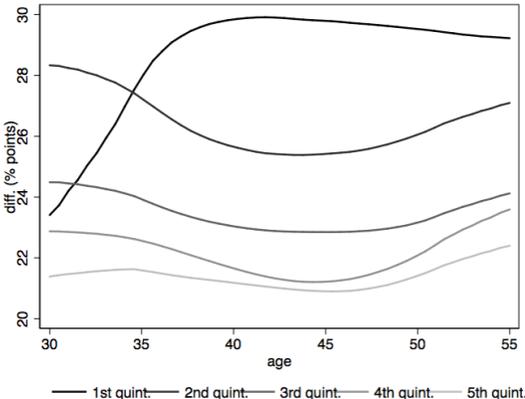
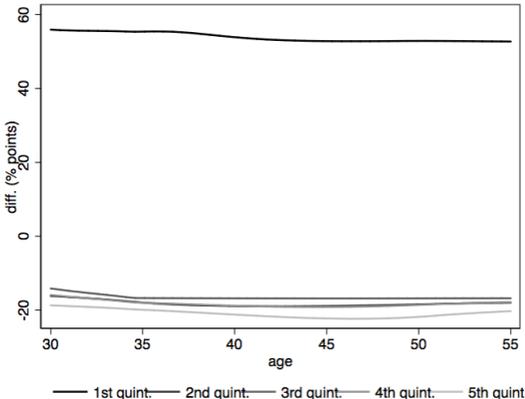


Figure 4 (continued) – Predicted difference between EMTRs on EET withdrawals and on EET contributions (in % points), by province, gender, family status at 30 y/o and earnings quintile at 30 y/o

(s) Men - British Columbia - single- no child



(t) Men - British Columbia - couple- no child



(u) Men - British Columbia - couple- with child

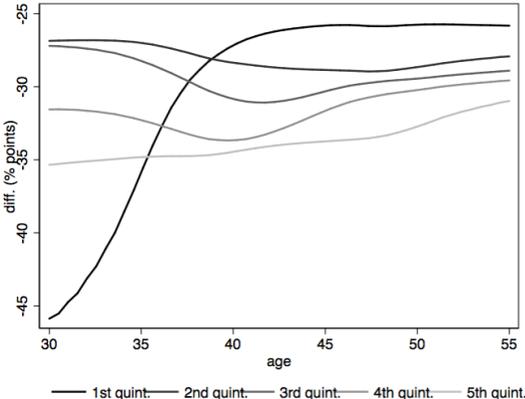
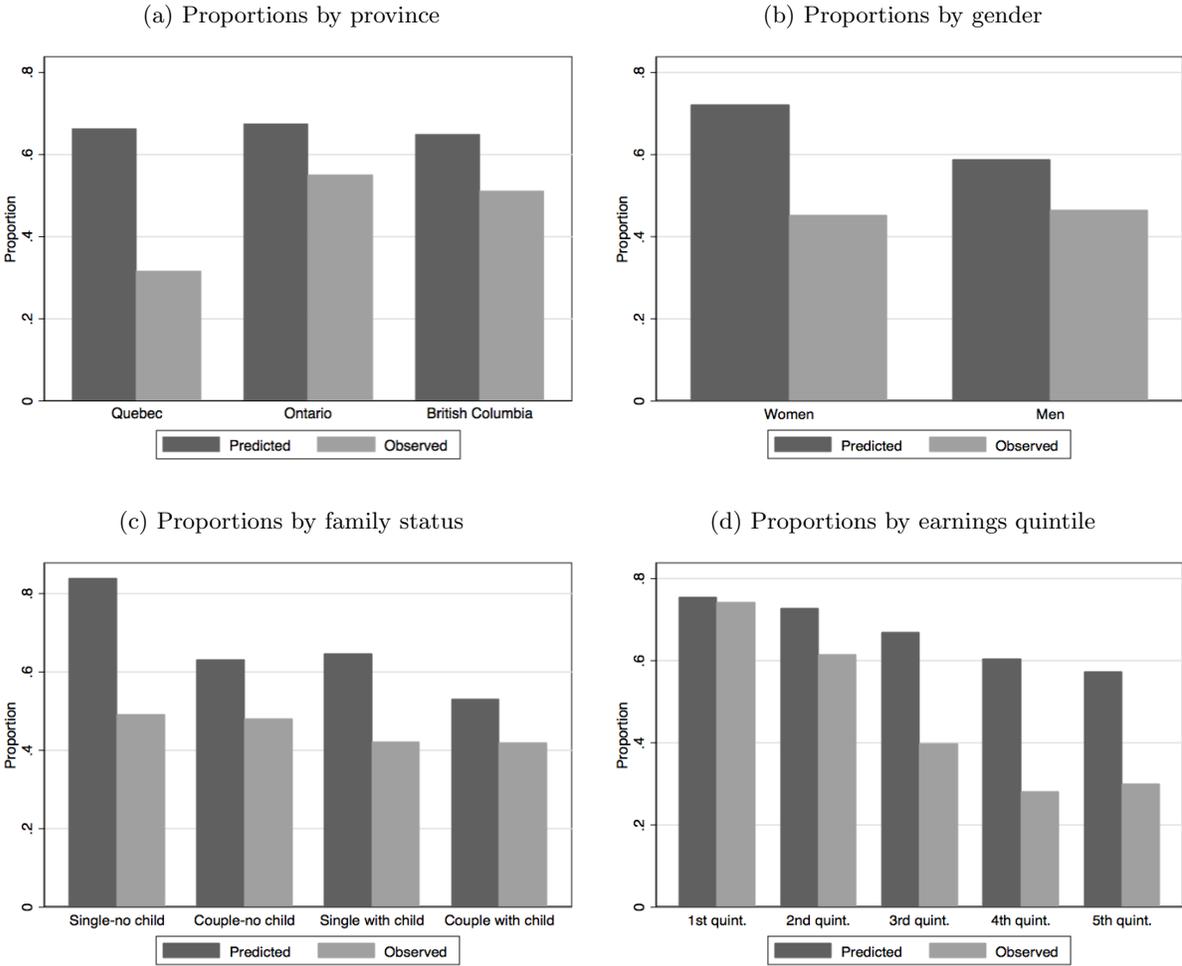


Figure 5: Proportion of simulations for which TEE is predicted to be the optimal choice versus proportion of observations choosing TEE in the LAD



References

- Benartzi, S. and R. Thaler (2007). Heuristics and biases in retirement savings behavior. *Journal of Economic perspectives* 21(3), 81–104.
- Beshears, J., J. J. Choi, D. Laibson, and B. C. Madrian (2009). The importance of default options for retirement saving outcomes: Evidence from the united states. In *Social security policy in a changing environment*, pp. 167–195. University of Chicago Press.
- Beshears, J., J. J. Choi, D. Laibson, and B. C. Madrian (2017). Does front-loading taxation increase savings? evidence from roth 401 (k) introductions. *Journal of Public Economics* 151, 84–95.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press.
- Chetty, R. and J. N. Friedman (2014). Active vs. passive decisions and crowd-out in retirement savings accounts: Evidence from denmark. *Quarterly Journal of Economics* 129(3), 1141–1219.
- Frederick, S., G. Loewenstein, and T. O’donoghue (2002). Time discounting and time preference: A critical review. *Journal of economic literature* 40(2), 351–401.
- Gourinchas, P.-O. and J. A. Parker (2002). Consumption over the life cycle. *Econometrica* 70(1), 47–89.
- Lusardi, A. and O. S. Mitchell (2011). Financial literacy around the world: an overview. *Journal of Pension Economics & Finance* 10(4), 497–508.
- Lusardi, A. and P. Tufano (2015). Debt literacy, financial experiences, and overindebtedness. *Journal of Pension Economics & Finance* 14(4), 332–368.
- Marchand, S., L. Bissonnette, A. Blancquaert, and J.-Y. Duclos (2015). Simtax documentation. Technical document, Industrial Alliance Research Chair on the Economics of Demographic Change.
- Messacar, D. (2017). Crowd-out, education, and employer contributions to workplace pensions: Evidence from canadian tax records. *Review of Economics and Statistics* (0).

- Milligan, K. (2002). Tax-preferred savings accounts and marginal tax rates: evidence on rrsp participation. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie* 35(3), 436–456.
- Milligan, K. (2003). How do contribution limits affect contributions to tax-preferred savings accounts? *Journal of Public Economics* 87(2), 253–281.
- OECD (2015). Stocktaking of the tax treatment of funded private pension plans in oecd and eu countries.
- Rothschild, M. and J. E. Stiglitz (1970). Increasing risk: I. a definition. *Journal of Economic theory* 2(3), 225–243.
- Skinner, J. (2007). Are you sure you're saving enough for retirement? *Journal of Economic Perspectives* 21(3), 59–80.
- Thaler, R. H. and S. Benartzi (2004). Save more tomorrowTM: Using behavioral economics to increase employee saving. *Journal of Political Economy* 112(S1), S164–S187.