UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ESSAIS SUR L'ÉPARGNE ET LA LITTÉRATIE FINANCIÈRE DES MÉNAGES AU CANADA

THÈSE

PRÉSENTÉE

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DU DOCTORAT EN ÉCONOMIQUE

PAR

THOMAS LALIME

AOÛT 2017

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de cette thèse se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Cette thèse n'aurait pas été possible sans le soutien inconditionnel tant sur le plan académique que financier de mon directeur Pierre-Carl MICHAUD. Je veux, en tout premier lieu, lui exprimer toute ma reconnaissance. Sa patience, ses conseils, ses encouragements incessants, sa grande générosité et surtout sa disponibilité pour moi sont autant d'éléments qui m'ont motivé à ne pas abandonner et à relever ce grand défi.

À ma conjointe Rose Cherlyne qui m'a toujours supporté durant ce parcours. À Chloé Anne, ma fille, l'une de mes sources inépuisables de joie et d'inspiration et son frère Marvin avec qui je partage la passion du soccer. À ma mère, Altagrâce LOUIS et mes grandes soeurs, Marie-Rose, Mimose et Judette, à qui j'exprime toute ma gratitude. Elles ont encadré chacun de mes petits pas avec la plus grande minutie. J'ai une pensée spéciale pour la mémoire de mon père, Étienne LALIME qui m'a transmis le sens du sacrifice et du travail assidu ; et pour mes deux frères, Franck et Gary ainsi que ma soeur Micheline, tous partis trop tôt pour l'au-delà. Mon beau-frère Robert Michelet RENÉ m'a toujours été d'un grand support, qu'il retrouve ici le témoignage de ma reconnaissance.

J'ai bénéficié de l'excellente collaboration du coordonateur de la Chaire de recherche Industrielle Alliance sur les enjeux économiques des changements démographiques, David BOISCLAIR. J'ai également profité du soutien extraordinaire de chers amis et mentors dont les ingénieurs Henrilio JULSAIN et Jean-Claude PIERRE, l'ancien ministre de l'Économie et des Finances de la République d'Haïti, Daniel DORSAINVIL, l'ancien Directeur général de l'Unité

de Lutte contre la Corruption (ULCC), Amos DUROSIER, le professeur titulaire à l'École polytechnique de Montréal, Samuel PIERRE, les statisticiens Robinson SAINT-FRARD, Carly DOLLIN et les économistes Jean-Gardy VICTOR, Guy TCHUENTE et Théophile BOUGNA.

Mes remerciements vont aussi au Directeur des programmes des cycles supérieurs en économique,Wilfried KOCH, aux membres du jury de la soutenance de la thèse : Marie-Louise LEROUX, présidente; Jean-Denis GARON, évaluateur interne, Charles BELLEMARE de l'Université Laval, évaluateur externe et Skander BEN ABDALLAH, représentant de l'ESG-UQÀM. Un remerciement spécial à l'ancien directeur du département des sciences économiques de l'UQÀM, Stéphane PALLAGE qui m'avait vivement encouragé à m'inscrire au doctorat au tout premier contact. Je suis également reconnaissant envers tous les enseignants du département des sciences économiques de l'UQÀM pour leur enseignement. Je remercie tous les enseignants et camarades qui m'ont guidé sur tout mon parcours : du primaire à l'école nationale de Lascahobas, au secondaire au collège Saint-Esprit de Lascahobas et au Lycée Pierre Eustache Daniel Fignolé, du premier cycle universitaire à la Faculté de Droit et des Sciences économiques (FDSE) de Port-au-Prince et du Centre de Techniques, de Planification et d'Économie Appliquée (CTPEA). Je ne peux pas oublier mes professeurs de maîtrise du département des sciences économiques de l'Université de Montréal, en particulier Yves RICHELLE qui est un modèle de générosité et de disponibilité pour ses étudiants. Je suis très reconnaissant envers mes compagnons fidèles que sont mes amis Roromme CHANTAL, Yves LAFORTUNE, Ramil JULIEN et Serge Philippe PIERRE.

Je voudrais aussi témoigner ma reconnaissance envers Martine BOISSELLE, Lorraine BRISSON, Hélène DIATTA, Francine GERMAIN, Julie HUDON et Josée PARENTEAU du personnel administratif du département des sciences éco-

nomiques de l'UQÀM pour leur accompagnement et leur disponibilité.

Une pensée spéciale à mes confrères de la presse haïtienne, notamment Webert LAHENS, Kesner PHAREL, Frantz DUVAL, Valéry NUMA, Nancy ROC, Roberson ALPHONSE, Jean Monard MÉTELLUS, Liliane PIERRE-PAUL, Claude GILLES, Alex SAINT-SURIN, Garry Pierre-Paul CHARLES et Patrice DUMONT, élu sénateur de la République, qui sont toujours intéressés à mes travaux et mes points de vue. Enfin à ma terre natale Haïti chérie qui a tant besoin d'idées et à toute ma famille et mes amis qui partagent ma passion pour la recherche et la vie intellectuelle. Je remercie également mon éditeur, Fred BRUTUS, de C3Éditions qui attend mes deux prochains manuscrits.

L'accomplissement de cette thèse a également été possibe grâce aux conseils, recommandations, encouragements et apports d'autres enseignants, amis et bienfaiteurs dont les noms ne sont pas mentionnés ici. La liste serait bien trop longue si je les mentionnais tous. Qu'ils sachent que leurs supports et encouragements sont gravés en lettres d'or au plus profond de mon coeur.

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES FIGURES viii

LISTE DES TABLEAUX x

RÉSUMÉ xii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
REVUE DE LITTÉRATURE 8
1.1 La littératie financière 9
1.1.1 Différences de littératie financière 10
1.1.2 Corrélations avec richesse 19
1.1.3 Littératie financière et participation des ménages aux marchés financiers 21
1.1.4 Le rôle de la littératie financière pour expliquer l'inégalité de richesse 24
1.2 Déterminants (autres que la littératie financière) de l'épargne et des inégalités de richesse 29
1.2.1 Les riches épargnent-ils plus que les pauvres ? 29
1.2.2 Modèles théoriques 34
1.2.3 Résumé des connaissances théoriques 57
1.3 Structure de la thèse 60
1.3.1 Chapitre II : Littératie financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada 61
1.3.2 Chapitre III : Tax-Prepaid vs Tax-Deferred Savings in Canada : How Relevant is the Effective Marginal Tax Rate ? 61
1.3.3 Chapitre IV : How Education Shapes Consumption Over the Life-Cycle 62

CHAPITRE II
LITTÉRATIE FINANCIÈRE ET PRÉPARATION À LA RETRAITE AU QUÉBEC ET DANS LE RESTE DU CANADA 64
2.1 Introduction 65
2.2 Déterminants des différences interprovinciales 67
2.3 L'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 69
2.3.1 Définition des variables de littératie financière 70
2.3.2 Définition des variables de préparation à la retraite et de richesse 71

2.3.3 Définition des autres variables socioéconomiques 73
2.4 Différences provinciales selon l'ECCF 74
2.4.1 Éducation, revenu et régime de retraite 74
2.4.2 Littératie financière 77
2.4.3 Préparation à la retraite et épargne 80
2.5 Analyse économétrique 83
2.5.1 Déterminants de la littératie financière 83
2.5.2 Association entre littératie financière et préparation à la retraite 86
2.6 Conclusions 88

CHAPITRE III
TAX-PREPAID VS TAX-DEFERRED SAVINGS IN CANADA : HOW RELEVANT IS THE EFFECTIVE MARGINAL TAX RATE? 95
3.1 Introduction 96
3.2 Prior Litterature 99
3.3 Model 100
3.4 Data 105
3.4.1 Variables Definition 106
3.5 Regression Analysis 112
3.5.1 Correlation Between Savings in TFSA or RRSP and the EMTR 113
3.5.2 Regression Model 116
3.5.3 Regression Analysis by Education Group 123
3.6 Conclusion 130

CHAPITRE IV
HOW EDUCATION SHAPES CONSUMPTION OVER THE LIFE CYCLE 133
4.1 Introduction 134
4.2 Model and Estimation Strategy 138
4.2.1 Model 138
4.2.2 Estimation Strategy 142
4.3 Data 146
4.3.1 Moments 147
4.3.2 Auxiliary Processes 148
4.3.3 Other Parameters 153
4.4 Results 154
4.4.1 Estimates of Preferences 154
4.4.2 Decision Rules 157
4.4.3 Simulated and Observed Consumption 157
4.4.4 Sensibility of Estimates to Main Parameters 158
4.5 Simulations 161
4.5.1 Preferences 162

4.5.2 Demographics 163
4.5.3 Differential Mortality 164
4.5.4 Income Level 166
4.5.5 Policy Simulation 167
4.6 Conclusion 170

CONCLUSION 194

TABLE DES FIGURES

Figure — Page

2.1 Niveau objectif de littératie financière (personnes ayant plus de 3 bonnes réponses sur 5) par province et niveau d'éducation 77

2.2 Niveau subjectif de littératie financière (personnes se déclarant avoir une bonne ou très bonne connaissance financière) par province et niveau d'éducation 79

2.3 Personnes recevant un cours d'éducation financière au cours des cinq années précédant l'ECCF par province et niveau d'éducation 80

2.4 Personnes préparant leur retraite par province et niveau d'éducation 81

2.5 Niveau objectif de littératie financière (personnes ayant plus de 3 bonnes réponses sur 5) par province et type de régime de pension (parmi répondant affirmant préparer leur retraite) 86

3.1 Current Effective Marginal Tax Rate by Province Group in 2012 . 108

3.2 Future Effective Marginal Tax Rate by Province Group in 2012 . 111

3.3 Fraction of Savings in TFSA and RRSP (in %) by Current Effective Marginal Tax Rate with Confidence Interval 114

3.4 Fraction of Savings in TFSA and RRSP (in %) by Future Effective Marginal Tax Rate with Confidence Interval 115

3.5 Fraction of Savings in TFSA and RRSP(in %) by Current Effective Marginal Tax Rate with Confidence Interval for High School Graduates or Less 124

3.6 Fraction of Savings in TFSA and RRSP (in %) by Current Effective Marginal Tax Rate with Confidence Interval for Post High School Graduates. 125

4.1 Moments from Data : Mean of Log Consumption by Age and Education with Confidence Intervals 179

4.2 Estimates of the Income Drift Function G_t by Age and Education 180

4.3 Estimates of Mortality Risk by Age and Education 181

4.4 Average Equivalence Scale by Age and Education 182

4.5 Average Income Tax Rate by Age and Education 183

4.6 Average Growth Rate of Income by Age and Education 184

4.7 Consumption Decision Rules by Age and Education, With Equivalence Scale and Differential Mortality 185

4.8 Observed and Simulated Consumption (In Line) by Age and Education, With Equivalence Scale and Differential Mortality 186

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Différences socio-économiques entre le Québec et le Reste du Canada (RDC)	75
2.2	Différences d'épargne entre le Québec et le reste du Canada (RDC) chez les moins de 55 ans non-retraités	82
2.3	Déterminants de la littératie financière	84
2.4	Association entre littératie financière et préparation à la retraite	87
3.1	Impact of Effective Marginal Tax Rate on Fraction of Savings in TFSA and RRSP, Non-Retired Males Aged 25-55, Canada	119
3.2	Impact of Effective Marginal Tax Rate on Fraction of Savings in TFSA and RRSP (Linear Regression), Non-Retired Males Aged 25-55, Canada	122
3.3	Impact of Effective Marginal Tax Rate on Fraction of Savings in TFSA and RRSP (Logit Regression), Non-Retired Males Aged 25-55, by Education Group, Canada	127
3.4	Impact of Effective Marginal Tax Rate on Fraction of Savings in TFSA and RRSP (Conditional Linear Regression), Non-Retired Males Aged 25-55, by Education Group, Canada	129
4.1	Estimates of Permanent and Transitory Variances of Income Process	187
4.2	Estimates of the Scaling Factor by Education Level and Age	188
4.3	Estimates of Remaining Life Expectancy by Age and Education	189
4.4	Estimates of Initial Distribution of Income and Wealth (Bivariate Log-Normal)	190
4.5	Estimates of Structural Parameters	190
4.6	Sensibility of Estimates to Main Parameters	191

4.7 Simulated Consumption 192

4.8 Simulated Wealth at Age of 65 192

4.9 Simulated Wealth at Age of 65 : Increase of Replacement Rate . . 193

RÉSUMÉ

Du point de vue microéconomique, la littérature récente sur les modèles de cycle de vie relate que certains ménages n'épargnent pas suffisamment durant leur période de travail et ne préparent pas adéquatement leur retraite. Cette thèse explore cet angle des inégalités de richesse et du manque de préparation à la retraite de certains ménages. Dans un contexte où la responsabilité de la préparation à la retraite repose de plus en plus sur les ménages, il s'avère primordial de comprendre les déterminants de l'épargne et du manque de préparation à la retraite.

La thèse est composée de quatre chapitres. Le premier chapitre fait une revue de littérature sur l'épargne et la littératie financière des ménages dans le but de jeter un regard nouveau sur les inégalités de richesse des ménages et le rôle joué par l'éducation, plus spécifiquement la sophistication financière ou littératie financière, dans ces inégalités. Nous mentionnons également les articles qui soulignent l'importance des différences socio-démographiques, de l'incertitude sur le revenu, du risque de longévité et des programmes sociaux sur l'épargne et la consommation des ménages.

Le deuxième chapitre présente le premier article intitulé "Littératie financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada". Dans cet article, nous analysons, en utilisant des données de l'Enquête canadienne sur les capacités financières, les différences de préparation à la retraite, d'épargne et de littératie financière entre le Québec et le reste du Canada. Nos résultats suggèrent que le Québec tire de l'arrière par rapport au reste du Canada à ces trois chapitres. Nous analysons la possibilité que ces différences soient expliquées

par des différences socioéconomiques et des spécificités institutionnelles telles que la prépondérance des régimes de retraite d'employeur à prestations déterminées au Québec.

Le troisième chapitre ou le deuxième article analyse, en utilisant les données de l'Enquête sur la sécurité financière (2005 et 2012), l'impact du taux marginal de taxation effectif sur la fraction de l'épargne financière investie dans le Compte d'épargne libre d'impôt (CELI) et le Régime enregistré d'épargne-retraite (REER). Les résultats indiquent que le taux marginal de taxation effectif pendant la période de travail (ou courant) n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la probabilité d'avoir un CELI ou un REER quand nous contrôlons pour le revenu avant impôt, les effets fixes province et les variables socio-démographiques. Il n'y a pas d'effets statistiquement significatifs du taux marginal de taxation effectif courant sur la part investie dans le CELI ou le REER quand les variables de contrôle sont utilisées. Cependant, une augmentation du taux marginal de taxation effectif à la retraite (ou futur) engendre une augmentation de la part investie dans le REER par ceux qui en possèdent quand les variables de contrôle sont utilisées, ce qui est contraire à ce que la théorie aurait prédit. Nos résultats indiquent que les ménages ne profitent pas effectivement de tous les avantages offerts par ces produits. Un niveau élevé de littératie financière peut aider les individus à faire de meilleurs choix de produits financiers (CELI versus REER) qui peuvent engendrer des différences importantes dans l'accumulation de la richesse au cours du cycle de vie. Car si ces individus peuvent obtenir des taux de rendement plus élevés au cours du cycle de vie, ils peuvent également tirer un meilleur profit du système de taxation. Et ces différences peuvent aider à expliquer une partie des inégalités de richesse observées à la retraite.

Le troisième article de la thèse étudie la facon dont l'éducation influe sur la consommation et l'épargne au cours du cycle de vie. Il vise à distinguer les

mécanismes à travers lesquels l'éducation influe sur la consommation en estimant les préférences pour l'épargne par groupe d'éducation en tenant compte des différences dans les niveaux de revenu et d'incertitude sur le revenu, les différences de longévité et les différences démographiques. Nous estimons les préférences par groupe d'éducation en utilisant la méthode des moments simulés appliquée aux données canadiennes et nous faisons quelques simulations pour identifier l'importance de chacun de ces facteurs sur le profil de consommation et d'épargne au cours du cycle de vie.

Nos résultats montrent que les non-diplômés du secondaire sont les plus patients et les moins averses au risque. Les universitaires sont moins patients mais plus averses au risque. Ces résultats sont très différents de ceux de Gourinchas & Parker (2002) obtenus sur des données américaines. Notre modèle réplique très bien les tendances observées dans les données canadiennes.

Nos simulations montrent que lorsque nous donnons aux non-diplômés du secondaire et aux universitaires les mêmes préférences que les diplômés du secondaire, ce qui signifie une diminution de 1.4 point de pourcentage pour le facteur d'escompte et une augmentation de 30% pour le coefficient d'aversion au risque, la consommation a diminué de 3.3% pour les non-diplômés du secondaire au cours du cycle de vie. Pour les diplômés d'université, notre scénario conduit à une augmentation de 0.3 point de pourcentage pour le facteur d'escompte et une diminution de 5% pour le coefficient d'aversion au risque, la consommation a alors diminué de 1.5%. Une augmentation de l'échelle d'équivalence génère une augmentation de la consommation tandis qu'une diminution provoque l'effet inverse. En effet, la consommation d'un ménage augmente pour chaque personne additionnelle ; mais, en raison des économies d'échelle dans la consommation, elle n'augmente pas de façon proportionnelle.

Une diminution du risque de mortalité chez les non-diplômés du secondaire et une augmentation du risque de mortalité pour les diplômés d'université génèrent une augmentation de la consommation optimale pour les non-diplômés du secondaire et les universitaires ont diminué leur consommation. Les universitaires réduisent leur consommation quand le risque de mortalité augmente comme l'a démontré Yaari (1965). Comme prévu, une augmentation du niveau de revenu augmente la consommation alors qu'une diminution se traduit par une réduction de la consommation au cours du cycle de vie.

Des quatre facteurs que nous avons examinés dans cet article, lorsque nous donnons aux non-diplômés du secondaire et aux universitaires les mêmes préférences que les diplômés du secondaire, on obtient une augmentation de 95% pour le ratio richesse des universitaires sur celle des non-diplômés du secondaire. Ce ratio est la métrique que nous utilisons pour répondre aux questions posées dans l'article. La composition du ménage génère seulement 2% de variation du ratio, le différentiel de mortalité aboutit à une diminution de 41% et le niveau de revenu conduit à une réduction du ratio de 55%. Cela signifie que, dans notre modèle, les différences dans les préférences des ménages sont les plus importantes pour expliquer les inégalités de richesse à travers les groupes d'éducation à l'âge de 65 ans observées dans les données canadiennes. En valeur absolue, le niveau de revenu vient ensuite, juste avant le différentiel de mortalité tandis que la composition du ménage demeure le facteur le moins important.

Nous évaluons également l'impact d'une éventuelle augmentation de la générosité du régime de retraite publique, plus particulièrement le taux de remplacement du revenu à la retraite, sur la consommation et l'épargne au cours du cycle de vie. Par exemple, une augmentation de 1% du taux de remplacement réduit la richesse à l'âge de 65 ans de 2.6% pour les diplômés et les non-diplômés du secondaire et de 1.3% pour les universitaires. Cela représente un effet substantiel qui

s'explique par le fait que nous avons décidé d'augmenter la générosité du régime de pension publique sans ajuster les contributions d'une manière actuariellement équitable. Ce scénario conduit à un effet de revenu car non seulement la trajectoire du revenu est modifiée mais aussi la rente viagère. Donc, la consommation augmente pour deux raisons : un effet intertemporel et un effet de revenu viager. Comme nous n'ajustons pas les contributions, notre scénario est semblable à une augmentation soudaine de la générosité pour une cohorte donnée.

L'augmentation de la générosité des programmes de retraite publique conduit alors à un effet d'éviction de l'épargne privée pour la retraite comme le soutient Feldstein (1974). Les plus éduqués sont moins sensibles aux variations du taux de remplacement, ce qui est probablement dû au fait qu'ils ont un revenu plus élevé et bénéficient moins du système de retraite publique.

Mots-clé : Épargne, modèle de cycle de vie, éducation, mortalité, econométrie, CELI, REER, richesse nette, taux marginal de taxation effectif, littératie financière, préparation à la retraite.

INTRODUCTION

L'épargne des ménages intéresse au premier plan les économistes et les gouvernements. Sur le plan macroéconomique, Harrod (1939) et Domar (1946) en ont fait le principal moteur de croissance économique puisqu'elle conditionne le niveau d'investissement de l'économie. Solow (1956) et Swan (1956) ont fait de l'accumulation de l'épargne un élément essentiel de la détermination du niveau du produit intérieur brut (PIB) par habitant, l'indice de niveau de vie des ménages.

Du point de vue microéconomique, on constate que certains ménages n'épargnent pas suffisamment durant leur période de vie active et ne préparent pas adéquatement leur retraite (Lusardi & Mitchel, 2007a). On constate également que les niveaux de richesse varient énormément au cours du cycle de vie et à travers la population des travailleurs au moment de la retraite (Venti & Wise, 2001; Moore & Mitchell, 2000). C'est cet angle des inégalités de richesse et du manque de préparation à la retraite de certains ménages que nous cherchons à explorer dans cette thèse. Dans un contexte où la responsabilité de la préparation à la retraite repose de plus en plus sur les ménages, il s'avère primordial de comprendre les déterminants de l'épargne et du manque de préparation à la retraite.

Naturellement, le comportement d'épargne durant la carrière détermine le profil d'accumulation de richesse au moment de partir à la retraite. Un fait stylisé important est que ce profil d'accumulation de richesse se révèle être très inégal à travers les groupes âge-éducation, même en contrôlant pour les différences de revenu sur le cycle de vie (Venti & Wise, 2001; Moore & Mitchell, 2000). Aux États-Unis par exemple, l'épargne est très concentrée dans les centiles supérieurs

de la distribution de revenu. Avery & Kennickell (1991) trouvent que presque toute l'épargne nette entre 1983 et 1986 était détenue par le décile supérieur de la distribution de richesse. Lusardi & Mitchel (2007a) démontrent que beaucoup de ménages, particulièrement les plus pauvres, arrivent à la retraite avec peu de richesse et ne pourront maintenir leur niveau de consommation.

Ce manque de préparation à la retraite peut constituer une charge considérable pour les finances publiques. La dépendance des ainés et les charges publiques additionnelles de pension et d'assurance sociale rendent nécessaire la conception et la mise en œuvre de politiques publiques visant à améliorer la préparation à la retraite. Comme nous le verrons, le modèle de cycle de vie (Ando & Modigliani, 1963), qui sert à modéliser le comportent optimal d'un ménage sur le cycle de vie, est très complexe et donc demande une sophistication financière importante.

Pourtant, il se peut que certains ménages n'aient pas les connaissances pour comprendre ses rouages et donc bien planifier la retraite. En effet, on note une grande dispersion du niveau de la sophistication financière des ménages (Lusardi & Mitchel, 2007a, 2009; Lusardi et al., 2010) et cette hétérogénéité dans la littératie financière est positivement corrélée avec le niveau de richesse accumulée au moment de partir à la retraite (Bernheim, 1995, 1998; Lusardi & Mitchel, 2007a; Behrman et al., 2010). C'est donc que cette hétérogénéité peut être importante pour expliquer les différences de richesse. L'objectif ultime de cette thèse est d'étudier les déterminants de l'épargne conjointement avec ceux de l'accumulation de la littératie financière.

La thèse est composée de quatre chapitres. Le premier chapitre présente une revue de littérature sur l'épargne et la littératie financière des ménages dans le but de jeter un regard nouveau sur les inégalités de richesse des ménages et le rôle joué par l'éducation, plus spécifiquement la sophistication financière ou

littératie financière, dans ces inégalités. Nous mentionnons également les articles qui soulignent l'importance des différences socio-démographiques, de l'incertitude sur le revenu, du risque de longévité et des programmes sociaux sur l'épargne et la consommation des ménages.

Le deuxième chapitre est intitulé "Littératie financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada". Dans cet article, nous analysons, en utilisant des données de l'Enquête canadienne sur les capacités financières, les différences de préparation à la retraite, d'épargne et de littératie financière entre le Québec et le reste du Canada. Nos résultats suggèrent que le Québec tire de l'arrière par rapport au reste du Canada à ces trois chapitres. Nous analysons la possibilité que ces différences soient expliquées par des différences socioéconomiques et des spécificités institutionnelles telles que la prépondérance des régimes de retraite d'employeur à prestations déterminées au Québec.

Le troisième chapitre ou le deuxième article analyse, en utilisant les données de l'Enquête sur la sécurité financière (2005 et 2012), l'impact du taux marginal de taxation effectif sur la fraction de l'épargne financière investie dans le Compte d'épargne libre d'impôt (CELI) et le Régime enregistré d'épargne-retraite (REER). Les résultats indiquent que le taux marginal de taxation effectif pendant la période de travail (ou courant) n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la probabilité d'avoir un CELI ou un REER quand nous contrôlons pour le revenu avant impôt, les effets fixes province et les variables socio-démographiques. Il n'y a pas d'effets statistiquement significatifs du taux marginal de taxation effectif courant sur la part investie dans le CELI ou le REER quand les variables de contrôle sont utilisées. Cependant, une augmentation du taux marginal de taxation effectif à la retraite (ou futur) engendre une augmentation de la part investie dans le REER par ceux qui en possèdent quand les variables de contrôle sont utilisées, ce qui est contraire à ce que la théorie aurait prédit. Nos résultats indiquent que les

ménages ne profitent pas effectivement de tous les avantages offerts par ces produits. Un niveau élevé de littératie financière peut aider les individus à faire de meilleurs choix de produits financiers (CELI versus REER) qui peuvent engendrer des différences importantes dans l'accumulation de la richesse au cours du cycle de vie. Car si ces individus peuvent obtenir des taux de rendement plus élevés au cours du cycle de vie, ils peuvent également tirer un meilleur profit du système de taxation. Et ces différences peuvent aider à expliquer une partie des inégalités de richesse observées à la retraite.

Le troisième article de la thèse étudie la facon dont l'éducation influe sur la consommation et l'épargne au cours du cycle de vie. Il vise à distinguer les mécanismes à travers lesquels l'éducation influe sur la consommation en estimant les préférences pour l'épargne par groupe d'éducation en tenant compte des différences dans les niveaux de revenu et d'incertitude sur le revenu, les différences de longévité et les différences démographiques. Nous estimons les préférences par groupe d'éducation en utilisant la méthode des moments simulés appliquée aux données canadiennes et nous faisons quelques simulations pour identifier l'importance de chacun de ces facteurs sur le profil de consommation et d'épargne au cours du cycle de vie.

Nos résultats montrent que les non-diplômés du secondaire sont les plus patients et les moins averses au risque. Les universitaires sont moins patients mais plus averses au risque que les non-diplômés du secondaire, tandis que les diplômés du secondaire ont un niveau de patience intermédiaire pendant qu'ils sont plus averses au risque que les autres groupes. Nous ne trouvons pas une tendance claire entre les préférences et le niveau d'éducation au Canada. Ces résultats sont très différents de ceux de Gourinchas & Parker (2002) obtenus sur des données américaines qui rapportent que les universitaires sont moins patients et plus averses au risque et que les non-diplômés du secondaire sont plus patients

et moins averses au risque. Ils trouvent une relation décroissante entre le degré de patience et le niveau d'éducation et une relation croissante entre le niveau d'éducation et le coefficient d'aversion au risque. Notre modèle réplique très bien les tendances observées dans les données canadiennes.

Nos simulations montrent que lorsque nous attribuons aux non-diplômés du secondaire et aux universitaires les mêmes préférences que les diplômés du secondaire, ce qui signifie une diminution de 1.4 point de pourcentage pour le facteur d'escompte et une augmentation de 30% pour le coefficient d'aversion au risque, la consommation a diminué de 3.3% pour les non-diplômés du secondaire au cours du cycle de vie. Pour les diplômés d'université, notre scénario conduit à une augmentation de 0.3 point de pourcentage pour le facteur d'escompte et une diminution de 5% pour le coefficient d'aversion au risque, la consommation a alors diminué de 1.5%. Une augmentation de l'échelle d'équivalence génère une augmentation de la consommation tandis qu'une diminution provoque l'effet inverse. En effet, la consommation d'un ménage augmente pour chaque personne additionnelle ; mais, en raison des économies d'échelle dans la consommation, elle n'augmente pas de façon proportionnelle.

Une diminution du risque de mortalité chez les non-diplômés du secondaire et une augmentation du risque de mortalité pour les diplômés d'université génèrent une augmentation de la consommation optimale pour les non-diplômés du secondaire et les universitaires ont diminué leur consommation. Les universitaires réduisent leur consommation quand le risque de mortalité augmente comme l'a démontré Yaari (1965). Comme prévu, une augmentation du niveau de revenu augmente la consommation alors qu'une diminution se traduit par une réduction de la consommation au cours du cycle de vie.

Des quatre facteurs que nous avons examinés dans cet article, lorsque nous

donnons aux non-diplômés du secondaire et aux universitaires les mêmes préférences que les diplômés du secondaire, on obtient une augmentation de 95% pour le ratio richesse des universitaires sur celle des non-diplômés du secondaire. Ce ratio est la mesure que nous utilisons pour répondre aux questions posées dans l'article. La composition du ménage génère seulement 2% de variation du ratio, le différentiel de mortalité aboutit à une diminution de 41% et le niveau de revenu conduit à une réduction du ratio de 55%. Cela signifie que, dans notre modèle, les différences dans les préférences des ménages sont les plus importantes pour expliquer les inégalités de richesse à travers les groupes d'éducation à l'âge de 65 ans observées dans les données canadiennes. En valeur absolue, le niveau de revenu vient ensuite, juste avant le différentiel de mortalité tandis que la composition du ménage demeure le facteur le moins important.

Nous évaluons également l'impact d'une éventuelle augmentation de la générosité du régime de retraite publique, plus particulièrement le taux de remplacement du revenu à la retraite, sur la consommation et l'épargne au cours du cycle de vie. Par exemple, une augmentation de 1% du taux de remplacement réduit la richesse à l'âge de 65 ans de 2.6% pour les diplômés et les non-diplômés du secondaire et de 1.3% pour les universitaires. Cela représente un effet substantiel qui s'explique par le fait que nous avons décidé d'augmenter la générosité du régime de pension publique sans ajuster les contributions d'une manière actuariellement équitable, c'est-à-dire que les primes payées doivent être égales à l'espérance de la valeur des compensations reçues. Ce scénario conduit à un effet de revenu car non seulement la trajectoire du revenu est modifiée mais aussi la rente viagère. Donc, la consommation augmente pour deux raisons : un effet intertemporel et un effet de revenu viager. Comme nous n'ajustons pas les contributions, notre scénario est semblable à une augmentation soudaine de la générosité pour une cohorte donnée.

L'augmentation de la générosité des programmes de retraite publique conduit

alors à un effet d'éviction de l'épargne privée pour la retraite comme le soutient Feldstein (1974). Les plus éduqués sont moins sensibles aux variations du taux de remplacement, ce qui est probablement dû au fait qu'ils ont un revenu plus élevé et bénéficient proportionnellement moins du système de retraite publique.

Finalement, nous concluons en explorant l'importance des résultats de la thèse pour la conduite de politiques publiques et en discutant de quelques avenues futures de recherche.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Résumé

Ce chapitre présente une revue de littérature sur l'épargne et la littératie financière des ménages dans le but de jeter un regard novateur sur les inégalités de richesse des ménages et le rôle joué par l'éducation, plus spécifiquement la sophistication financière ou la littératie financière, dans ces inégalités. Nous mentionnons également les articles qui soulignent l'importance des différences socio-démographiques, de l'incertitude sur le revenu, du risque de longévité et des programmes sociaux sur l'épargne et la consommation des ménages.

1.1 La littératie financière

Les modèles économiques traditionnels font l'hypothèse que les individus disposent d'une information parfaite et agissent de façon parfaitement rationnelle. Cependant, Lusardi & Mitchel (2007a) révèlent que beaucoup de ménages américains ne sont pas familiers avec les concepts économiques et financiers élémentaires nécessaires à une prise de décision avisée concernant l'épargne et l'investissement. Ce qui traduit une faible littératie financière des ménages américains, c'est-à-dire un faible niveau de connaissances économiques et financières permettant à un individu de prendre de bonnes décisions afin d'accumuler de façon optimale de la richesse tout au cours de sa vie, laquelle richesse servira à augmenter son bien-être, particulièrement à la retraite. Pour comparer l'utilité marginale présente à l'espérance de l'utilité marginale future escomptée de la consommation tel qu'indiqué par l'équation d'Euler, le consommateur doit comprendre les concepts d'actualisation, de valeurs nominale et réelle, de valeur capitalisée, de fonds de pension, de sécurité sociale, d'âge de retraite et de probabilité de survie. Ce qui exige une sophistication financière pas toujours à la portée de la majorité des ménages (Lusardi & Mitchel, 2007a, 2008, 2011a,b).

Delavande et al. (2008) démontrent également qu'il existe une forte hétérogénéité au niveau de la littératie financière des ménages américains et proposent de modéliser l'acquisition de la littératie financière comme celle du capital humain. Cette hétérogénéité au niveau de la littératie financière aide à expliquer pourquoi une fraction de la population américaine ne participe pas au marché financier et qu'une autre partie investit dans les actifs risqués. Ces derniers rapportent des taux de rendement plus élevés et peuvent expliquer le fait que les ménages ayant un niveau élevé de littératie financière tend à accumuler un niveau de richesse plus élevé.

Jappelli & Padula (2013) construisent un modèle inter-temporel d'investissement dans la littératie financière. Les consommateurs profitent de ces investissements puisqu'ils leur permettent d'augmenter le rendement sur la richesse. Le modèle fournit un niveau optimal de littératie financière dans un environnement où la littératie financière comme le capital humain se déprécie et a un coût d'opportunité en termes de consommation courante. Ainsi, la littératie financière et la richesse sont conjointement déterminées et positivement corrélées au cours du cycle de vie. Les auteurs démontrent que le niveau de littératie financière au jeune âge est un instrument valide pour la régression de la richesse sur la littératie financière.

Les modèles de Delavande et al. (2008) et de Jappelli & Padula (2013) sont basés sur les travaux de Ben-Porath (1967) et Becker (1975) qui modélisent la décision économique d'investir dans le capital en reliant l'éducation au salaire. Ils discutent de l'investissement dans la littératie financière mais n'abordent pas les implications sur les inégalités de la richesse. Cet aspect est traité dans l'article de Lusardi et al. (2016) qui sera résumé à la fin de cette partie.

Ainsi, un niveau élevé de littératie financière est comme un investissement dans le capital humain qui augmente le rendement espéré sur l'épargne. Cet investissement diminue le coût d'emprunt et aide à réduire la volatilité du rendement par une meilleure diversification du risque. Donc, les différences de littératie financière peuvent conduire à des différences de richesse à travers les différents groupes âge/éducation.

1.1.1 Différences de littératie financière

Cette section fait la synthèse des études relatant les principales différences de littératie financière observées chez les ménages ainsi que les corrélations du

degré de littératie financière de ces ménages avec leur niveau d'accumulation de richesse et leur participation sur le marché financier.

1.1.1.1 Différence de littératie financière aux États-Unis

Bernheim (1995) et Bernheim (1998) étaient parmi les premiers articles à faire état d'un faible niveau de littératie financière parmi les épargnants et les investisseurs. Une enquête commanditée par l'État de Washington sur la littératie financière de ses résidents (Moore, 2003) a conclu que les répondants connaissent peu des instruments financiers. Ces répondants ne connaissaient pas la relation inverse existant entre le prix des bons et les taux d'intérêt. Ils n'étaient pas mieux informés non plus sur les fonds mutuels notamment sur le fait que ces fonds ne fournissent pas un taux de rendement garanti dans le temps.

Agnew & Szykman (2005) ont trouvé les mêmes résultats à partir d'une enquête dans une université publique moyenne dans le Sud-Est des États-Unis : les personnes qui travaillent dans l'université, les touristes, les parents d'étudiants et les travailleurs dans le domaine de la construction savaient très peu sur les fonds mutuels et ne pouvaient pas expliquer même les différences les plus simples existant entre les actions, les bons et les fonds mutuels. Cette étude confirme aussi les conclusions obtenues à partir des enquêtes réalisées par le "Employee Benefit Research Institute". Celle de 1996 a montré que seulement 55% des travailleurs savaient qu'un bond du trésor fournissait un rendement plus faible sur vingt ans comparé à une action. Une enquête menée pour le "National Council on Economic Education (NCEE)" par Harris Interactive en 2005 a révélé que presque tous les adultes américains croient qu'il est important d'avoir une bonne compréhension de l'économie. Malgré ce désir, la littératie financière demeure déficiente à la fois chez les élèves du secondaire et les adultes en âge de travailler.

Ce faible niveau de littératie financière des Américains est confirmé par l'enquête du "Jump$tart Coalition for Personnal Financial Literacy" sur les élèves américains (Mandell, 2004). Ce cabinet d'enquête biannuelle sur la gestion des capacités financières personnelles de base et la façon de les améliorer a montré que la gestion du crédit et des finances personnelles des étudiants est très mauvaise. Les étudiants connaissaient très peu sur les stocks, les bons et les autres formes d'investissement en 2004 et 2006.

La faible littératie financière des Américains a été confirmée également pour une large population par Hogart & Hilgert (2002) qui utilisent des données d'une enquête sur les consommateurs âgés de 18 à 97 ans réalisée par l'Université de Michigan en 2001. Environ 1000 répondants étaient soumis à un quiz de littératie financière comportant 28 questions de type vrai ou faux examinant la connaissance sur le crédit, l'épargne, le crédit immobilier et la gestion financière en général. Cette étude prouve que les Américains répondaient seulement à 2/3 des questions correctement. Par ordre d'importance du degré de littératie financière, les consommateurs sont classés de la façon suivante : immobilier (correct à 81%), épargne (correct à 67%), carte de crédit (correct à 65%) et gestion financière (60%). Les répondants étaient moins informés sur les fonds mutuels et le marché boursier où seulement la moitié savaient que les fonds mutuels ne paient pas un taux de rendement garanti dans le temps contre seulement 56% qui savaient que les actions ont un taux de rendement plus élevé sur le long terme.

Pour mieux explorer la littératie financière aux États-Unis, Lusardi & Mitchel (2007a) ont introduit un module sur la littératie et la planification financières pour les répondants âgés de plus de 50 ans dans l'enquête sur la santé et la retraite (HRS) en 2004. Ce module incluait des questions sur la façon dont les travailleurs prennent leur décision d'épargne, collectent l'information nécessaire à leurs décisions et de voir s'ils possèdent le niveau de littératie financière nécessaire

à la prise de décisions éclairées. Trois concepts particuliers sont considérés :
(i) La numératie et la capacité de faire les calculs relatifs au taux d'intérêt, particulièrement l'intérêt composé (ii) La compréhension de l'inflation et (iii) la compréhension du risque de diversification. Ces concepts ne sont pas faciles à transformer en des métriques de littératie financière. Cependant, Lusardi et Mitchel (Lusardi & Mitchel, 2007a, 2008, 2011a,b) ont désigné un ensemble de questions standard autour de ces concepts afin de les intégrer dans diverses enquêtes aux États-Unis et à travers le monde.

Lusardi & Mitchel (2007a) démontrent que seulement la moitié des répondants de l'enquête HRS pouvaient répondre correctement à deux questions simples sur le taux d'intérêt composé et l'inflation. Seulement 1/3 des répondants pouvaient répondre correctement aux deux questions relatives à la diversification du risque. L'enquête a confirmé que la littératie financière était plus faible pour les répondants noirs et hispanophones, les femmes et les répondants avec un faible niveau d'éducation. Et que ces catégories de ménages étaient plus susceptibles d'arriver à la retraite avec un faible niveau de richesse financière et quasiment sans actifs autres que leur maison. Selon Lusardi & Tufano (2009), les Américains qui sous-estiment la puissance de l'intérêt composé ont tendance à accumuler des dettes excessives.

Lusardi & Mitchel (2008) étudient la littératie financière chez les femmes à partir des trois questions ci-dessus mentionnées. Les résultats démontrent que les femmes les plus âgées ont un très faible niveau de littératie financière et la majorité d'entre elles ne préparent quasiment pas leur retraite. Seulement 61.9% des 785 femmes ayant participé à l'enquête HRS en 2004 répondaient correctement à la question sur le taux d'intérêt, 70.6% trouvaient la bonne réponse à la question sur l'inflation et seulement 47.6% de ces femmes répondaient adéquatement à la question sur la diversification du risque. De plus, la littératie financière

et la préparation à la retraite des femmes sont très corrélées positivement. Les femmes ayant un niveau élevé de littératie financière (celles qui répondent correctement aux questions sur la littératie financière) ont plus de chance de préparer adéquatement leur retraite. Celles qui comprennent la diversification du risque ont encore plus de chance de mieux préparer leur retraite et cette relation est statistiquement significative à 5%.

Lusardi & Mitchel (2011a) reportent les résultats pour toute la population âgée de 50 et plus ayant participé au HRS en 2004. 67.1% de cette population répondaient correctement à la question sur l'intérêt composé, 75.2% à celle sur l'inflation et seulement 52.3% à la question sur la diversification du risque. À peine 34.2% des répondants pouvaient répondre adéquatement à l'ensemble des trois questions. Ces mêmes questions ont été par la suite ajoutées aux différentes enquêtes américaines, notamment le "National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)" en 2007-2008 pour les jeunes répondants âgés de 23 à 28 ans (Lusardi et al., 2010), le "RAND American Life Panel (ALP) qui couvre tous les âges (Lusardi & Mitchel, 2009) et le "National Financial Capability Study (Lusardi & Mitchel, 2011c) en 2009 et 2012. Dans chacun de ces cas, le niveau de littératie financière se révèle assez faible.

1.1.1.2 Différence de littératie financière en dehors des États-Unis

Les études réalisées en dehors des États-Unis ne dressent pas un meilleur tableau du niveau de littératie financière des ménages. Par exemple, en 2005, le "ANZ Banking Group" réalisait une enquête sur les pratiques financières des consommateurs australiens et néo-zélandais. L'enquête australienne portait sur 3500 personnes âgées d'au moins 18 ans choisies aléatoirement afin d'évaluer leur compréhension des sujets allant des concepts d'investissement de base, de planification de retraite, de planification financière au calcul arithmétique de base.

Dans la section sur les concepts financiers, 67% des répondants disent comprendre les intérêts composés, mais seulement 28% d'entre-eux répondaient correctement aux questions, donc étaient jugés avoir un bon niveau de connaissance financière. Comme aux États-Unis, ceux avec un faible niveau de littératie financière avaient également un faible niveau d'éducation et de revenu. Cette enquête confirmait aussi le gap existant entre les hommes et les femmes, celles-ci se trouvaient concentrer dans les 20% les plus faibles dans la distribution de littératie financière.

Des résultats similaires ont été obtenus pour des Néo-Zélandais de même profil d'âge où 54% des répondants croyaient qu'un revenu fixe investi dans les bons pourrait fournir un taux de rendement plus élevé que des actions sur une période de 18 ans. Là encore, la littératie financière présentait une forte corrélation positive avec le statut socio-économique. En Europe, Miles (2004) a montré que les emprunteurs anglais faisaient montre d'une faible connaissance des prêts immobiliers et des taux d'intérêt. Les autorités des services financiers anglais ont conclu également que les jeunes, notamment ceux dans les faibles classes sociales et ceux avec les faibles revenus, étaient parmi les moins pourvus en littératie financière. Christelis et al. (2005) ont documenté que les habitants de différents pays européens avaient un faible niveau de littératie et une faible habilité à faire des calculs.

En Allemagne, une enquête réalisée par Commerzbank AG en 2003 a démontré que 80% des répondants étaient confiants dans leur niveau de maitrise de concepts financiers, mais seulement 42% pouvaient répondre aux questions de l'enquête correctement (OCDE, 2005). Une tendance similaire à celle des États-Unis a été observée en Angleterre et en Australie.

En Asie, une enquête financière sur les consommateurs japonais a montré que 71% des adultes interviewés savaient très peu sur les investissements dans les

bons et les actions, que 50% avaient un déficit de connaissance sur les produits financiers. Une enquête sur les jeunes coréens conduite en 2000 par la coalition Jump$tart prouve que ces jeunes ne font pas mieux que leurs camarades américains en matière de littératie financière avec toujours une forte corrélation positive entre le revenu, le niveau d'éducation et la littératie financière.

Les trois questions de Lusardi & Mitchel (2007a) qui ont été posées dans de nombreuses enquêtes aux États-Unis ont également été utilisées dans de nombreuses enquêtes à travers le monde. Ce qui facilite la comparaison du niveau de littératie financière à travers ces pays. Lusardi & Mitchell (2014) reportent les principaux résultats. En effet, seulement 30% de la population américaine est en mesure de répondre correctement aux trois questions de base. Ce pourcentage est à peu près le même dans des pays disposant de marchés financiers très développés comme l'Allemagne, le Japon, les Pays-Bas et l'Australie mais également dans des pays où les marchés financiers sont en train de changer assez rapidement comme la Russie et la Roumanie. Les États-Unis ne constituent pas une exception. Le faible niveau de littératie financière est assez répandu à travers le monde, indépendamment du niveau de développement économique des pays.

Les résultats au niveau international montrent également que la capacité des répondants à trouver les réponses dépend de l'expérience historique nationale. Ainsi, les Allemands sont plus enclins à répondre correctement à la question sur l'inflation (78.4%), un pourcentage beaucoup plus élevé que celui observé au Japon (58.8%) qui a fait par le passé l'expérience de la déflation. Les pays qui ont expérimenté l'économie planifiée comme la Russie (36.3%) et la Roumanie (41.3%) ont enregistré les plus faibles pourcentages de bonnes réponses aux questions sur l'inflation. Les répondants ont eu beaucoup plus de difficulté à répondre à la question sur la diversification de risque. Pour cette question, on observe une plus forte proportion de répondants à répondre :"Je ne sais pas". 34% des répondants ont

donné cette réponse aux États-Unis, 32% en Allemagne et 33% aux Pays-Bas.

1.1.1.3 Différence de littératie financière au Canada

Statistique Canada a réalisé, entre février et mai 2009, l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF), la première du genre conduite dans le but d'élaborer une base de données statistiques comportant des estimations au sujet des capacités financières des Canadiens. Cette enquête, selon Statistique Canada, était devenue nécessaire du fait de l'évolution de la situation économique, de la variété et de la complexité des produits financiers disponibles et de la nécessité d'établir des données de base. L'enquête poursuivait également comme objectif de recueillir des données qui montrent le degré de connaissances des Canadiens en matière de décisions financières. De façon plus particulière, l'enquête devait faire la lumière sur les connaissances, les capacités et les comportements des Canadiens en ce qui a trait à la prise de décisions financières, sur la façon dont ils comprennent leur situation financière, les services financiers qui sont mis à leur disposition et sur leurs plans d'avenir. L'enquête était conçue pour recueillir des données concernant les approches des répondants en ce qui a trait à la gestion de l'argent au quotidien, à l'établissement d'un budget, à la gestion de l'argent à plus long terme et à la planification financière en général. Les données de l'enquête ont été recueillies auprès de Canadiens de 18 ans et plus dans les dix provinces. Nous les utilisons au deuxième chapitre pour dresser un portrait du niveau de la littératie financière des ménages au Québec et dans le reste du Canada.

Selon un rapport de Mackay (2011) qui utilise les données de l'ECCF :

1. Un répondant sur cinq (20%) a obtenu de bons scores pour ce qui est de joindre les deux bouts et de choisir les produits financiers, mais avait du mal à tenir une comptabilité, à prévoir pour l'avenir et à se tenir au courant ;
2. Un peu moins d'un répondant sur cinq (18%) a eu de bons résultats pour ce

qui est de joindre les deux bouts, de tenir une comptabilité et de choisir des produits financiers, mais avait du mal à prévoir pour l'avenir et à se tenir au courant ;

3. Un peu moins d'un répondant sur cinq (17%) a eu de bons résultats dans la plupart des domaines, mais avait un peu de mal à tenir une comptabilité ;
4. Les 20% qui restent avaient des difficultés plus aiguës : 12% éprouvaient des difficultés dans tous les domaines sauf pour ce qui est de joindre les deux bouts, et 8% éprouvaient des difficultés dans tous les domaines sauf pour ce qui est de tenir une comptabilité.

Les variables sont regroupées autour de cinq domaines de la capacité financière : Gestion de l'argent, Joindre les deux bouts, Tenir une comptabilité, Prévoir pour l'avenir, Choisir des produits financiers et se tenir au courant. Dans la plupart des cas, l'âge a un effet important. Pour l'objectif de joindre les deux bouts, plus les personnes sont âgées, plus les résultats sont bons. Pour ce qui est de tenir sa comptabilité, les niveaux ne variaient pas beaucoup selon l'âge et étaient en général à peu prés les mêmes dans le groupe de personnes âgées de 30 à 60 ans. La capacité de prévoir pour l'avenir était quelque peu meilleure dans les groupes plus âgés, et particulièrement chez les 50 ans et plus. Selon Mackay (2011), les répondants autochtones ont obtenu les pires scores dans trois des cinq domaines : joindre les deux bouts, choisir des produits financiers et se tenir au courant. Ces résultats tiennent compte des différences sur les plans du revenu, de l'âge et de la scolarité.

En général, les femmes obtiennent de moins bons scores que les hommes pour ce qui de prévoir pour l'avenir, de choisir des produits financiers et de se tenir au courant, mais avaient de meilleurs scores pour ce qui est de tenir une comptabilité. Les différences selon le sexe étaient habituellement faibles et, par conséquent, d'une importance pratique limitée. Concernant la possibilité de joindre les deux

bouts et de tenir une comptabilité, il n'y avait pas de différences significatives selon le sexe. Les scores moyens augmentaient par contre dans chaque domaine en fonction du niveau de scolarité.

Les trois questions de Lusardi & Mitchel (2007a) ont également été posées au Canada. Boisclair et al. (2015) trouvent que 42% des Canadiens étaient capables d'y répondre correctement. Les jeunes et les vieux, les femmes, les minorités visibles et les individus avec un faible niveau d'éducation sont ceux qui ont un niveau plus faible de littératie financière. Comme dans les autres pays, ils ont trouvé une très forte corrélation de la littératie financière avec la préparation à la retraite : ceux qui répondent correctement aux trois questions ont une probabilité d'avoir des épargnes de retraite supérieure de 10 points de pourcentage par rapport aux autres.

1.1.2 Corrélations avec richesse

Lusardi & Mitchel (2007a) ont étudié la corrélation entre la littératie financière et le niveau d'accumulation de richesse des ménages à l'âge de la retraite. Pour la population âgée de plus de 50 ans, ceux qui détenaient un niveau élevé de connaissance financière manifestaient plus d'intérêt pour la préparation de leur retraite. Et ceux qui planifiaient leur retraite sont ceux qui maîtrisaient le plus l'intérêt composé. En divisant les répondants en deux groupes, les auteures constatent que les consommateurs avec un niveau de littératie financière moins élevé ont plus de chance d'être célibataires, sont relativement moins éduqués, ont un revenu moins élevé, font partie d'une minorité et sont soit jeunes, soit vieux.

Cependant, même en contrôlant pour l'éducation, le statut matrimonial, le nombre d'enfants, le statut de retraite, la race et le sexe, il demeure vrai que la littératie financière joue un rôle important dans la préparation de la retraite.

Ceux qui comprennent le mieux l'intérêt composé et qui peuvent faire un calcul de division de loterie sont ceux qui planifient le mieux leur retraite. Ce déficit de planification est positivement corrélé avec une faible épargne (Browning & Lusardi, 2006; Lusardi & Tufano, 2009). D'autres auteurs ont aussi documenté de pareille corrélation. Calvet et al. (2007) ont trouvé que les ménages les plus sophistiqués financièrement ont une probabilité plus élevée d'investir dans les actifs risqués et constituent des portefeuilles plus efficients. Kimball & Shumway (2006) ont, de leur côté, mentionné une forte corrélation entre la littératie financière et le choix de portefeuille. Hilgert et al. (2003) documentent aussi un lien positif entre les connaissances financières et le comportement financier des ménages.

Campbell (2006) souligne comment les décisions d'investissement des ménages dans l'immobilier, particulièrement le refinancement des taux d'intérêt hypothécaires, doivent être compris dans le contexte d'erreur d'investissement et leur relation avec le niveau de connaissance financière des ménages. Cette relation revêt une importance capitale dans la mesure où beaucoup de ménages américains sont propriétaires de maison et détiennent des emprunts hypothécaires. Cependant, beaucoup de ces ménages demeurent confus sur la durée de leur prêt hypothécaire. Campbell (2006) trouve aussi que les jeunes, les plus éduqués et les plus aisés consommateurs blancs détenant des maisons les plus chères sont les plus susceptibles de refinancer leurs prêts hypothécaires sur la période 2001-2003 quand les taux d'intérêt variaient. Ces résultats concordent avec ceux de Bucks & Pence (2006) qui trouvaient que plusieurs emprunteurs sous-estimaient le montant de variation probable des taux d'intérêt et que les ménages avec un faible revenu (faible éducation) sont moins informés des détails de leur prêts hypothécaires, particulièrement ceux avec des taux variables.

Stango & Zinman (2006) ont documenté les tendances systématiques des gens à sous-estimer le taux d'intérêt associé à des flux de remboursement de prêts.

Ils montrent que les ménages qui sous-estiment les taux d'intérêt annuels sur un prêt ont plus de chance d'emprunter et moins de chance d'épargner.

Les consommateurs ne sont pas seulement sous-informés sur les prêts hypothécaires ou les taux d'intérêt mais ils savent également très peu sur les politiques de sécurité sociale qui constituent les deux composantes importantes de la richesse à la retraite. Près de la moitié des travailleurs de l'échantillon du HRS analysés par Gustman & Steinmeier (2004) ne pouvaient pas rapporter leur type de plan de pension et une plus large part ne savaient pas grand-chose des bénéfices futurs de sécurité sociale conformément aux résultats de Mitchell (1988). Il existe des évidences empiriques que les connaissances sur les pensions et la sécurité sociale affectent les décisions de retraite (Chan & Stevens, 2003; Mastrobuoni, 2007).

1.1.3 Littératie financière et participation des ménages aux marchés financiers

Lusardi et al. (2010) trouvent que la proportion de répondants sophistiqués augmente avec le niveau d'éducation. Seulement 14% des ménages détenant moins que le secondaire affirment maîtriser suffisamment bien le fonctionnement du marché financier. Alors que près de la moitié des universitaires prétendent le maîtriser. 31% des répondants avec moins que le secondaire pensent que c'est une bonne idée d'investir dans les actions étrangères contre 66% parmi les universitaires. Ce qui laisse croire que la sophistication financière peut être un élément important tant dans la participation au marché financier que dans la constitution du portefeuille des investisseurs. Les ménages les plus sophistiqués financièrement sont également les plus éduqués.

Van Rooij et al. (2007) ont étudié la relation entre la littératie financière et la participation des ménages aux marchés financiers. Les individus sont devenus

plus actifs sur le marché financier et la participation au marché financier a été accompagnée par l'avènement de nouveaux produits et services financiers. Cependant, ces produits et services demeurent complexes et inaccessibles aux investisseurs à faible niveau de littératie financière. Alors que les réformes de politiques sociales visant à faire face au vieillissement croissant des populations des pays industrialisés invitent les ménages à plus de responsabilités en ce qui a trait à leur bien-être financier, particulièrement au moment de partir à la retraite. Certaines questions deviennent alors très importantes : Les ménages sont-ils suffisamment bien équipés pour participer au marché financier et en tirer profit ? Possèdent-ils le niveau de littératie financière adéquat pour le faire ? L'une des principales hypothèses de l'article est que les répondants avec un faible niveau de littératie financière connaissent peu sur les actions et les bonds, ils ne sont pas familiers avec le fonctionnement du marché financier et donc s'en éloignent.

Les précédents travaux sur le sujet ont fait ressortir une énigme que l'on cherche encore à expliquer : pourquoi tant de ménages n'investissent pas sur les marchés financiers (Campbell, 2006) ? Dans le "DNB Household Survey", seulement 23.8% des ménages allemands possèdent des stocks ou fonds mutuels. Donc, comme aux États-Unis, beaucoup de ménages allemands ne participent pas au marché financier. Parmi les explications avancées, on peut citer l'incertitude sur le revenu, l'inertie, la contrainte de crédit pour les jeunes, le manque de richesse et la différence entre les taux d'intérêt préteurs et emprunteurs (Davis et al., 2006). Mais ces facteurs ne peuvent pas complètement expliquer pourquoi une forte proportion des ménages ne détiennent pas d'actions.

Des travaux plus récents ont considéré d'autres raisons comme la culture (Guiso & Jappeli, 2005), l'influence des voisins et des parents (Hong et al., 2003; Brown et al., 2008). De leur côté, Christelis et al. (2005) ont considéré l'habileté cognitive limitée et Guiso & Jappeli (2005) ont considéré le manque d'information

sur les actions. Kimball & Shumway (2006), eux, ont étudié l'impact du manque de sophistication financière sur la participation des agents au marché financier.

Van Rooij et al. (2007) montrent qu'une forte proportion de répondants au sondage "DNB Household survey (DHS)" disposant d'un faible niveau de littératie de base utilisent les sources d'information informelles comme la famille et les amis. Cette proportion diminue drastiquement pour les ménages avec un niveau élevé de littératie financière. Les ménages avec un niveau élevé de littératie financière utilisent plutôt les journaux, les magazines financiers, les guides et livres ainsi que les informations financières sur Internet. Ces ménages ont aussi tendance à utiliser les conseillers financiers professionnels. Les résultats sont similaires mais renforcés quand on utilise un indice de littératie financière plus approfondie. Les auteurs montrent que la littératie financière affecte les décisions financières et que les ménages à faible littératie financière sont moins enclins à investir sur le marché financier. Une augmentation d'un écart-type de littératie financière avancée augmente la participation au marché financier de plus de 8 points de pourcentage.

La participation aux marchés financiers croit avec l'âge et la cohorte d'appartenance du consommateurs : les détenteurs d'actions sont concentrés parmi les personnes âgées de 40 ans et plus. La participation au marché financier est plus faible chez les femmes que chez les hommes, ce qui est cohérent avec la différence qui existe entre le niveau de littératie financière des hommes et celui des femmes (Browning & Lusardi, 2006). La participation au marché financier augmente énormément avec la richesse et le revenu.

La participation au marché financier est concentrée parmi les ménages avec un niveau de littératie financière élevé (quatrième quartile). Seulement 8% et 15% des répondants dans le premier et le deuxième quartile de littératie financière par-

ticipent au marché financier. Les estimations montrent que la littératie financière est importante dans l'explication de la détention de stocks, même après avoir contrôlé pour un ensemble de caractéristiques démographiques, le revenu et la richesse.

1.1.4 Le rôle de la littératie financière pour expliquer l'inégalité de richesse

La littératie financière augmente avec le niveau d'éducation. Lusardi & Mitchel (2009), avec les données de l'enquête HRS 2008, trouvent que les répondants les plus éduqués ont une probabilité plus élevée de répondre correctement aux questions économiques et politiques. Ces derniers sont plus enclins à participer aux marchés financiers et obtenir un meilleur rendement sur les placements.

1.1.4.1 Les différences de littératie financière mènent à des différences de rendement

Lusardi & Mitchel (2007b) étudient la relation entre la littératie financière et la planification de la retraite des Américains ainsi que le lien existant entre la littératie financière et l'épargne. En utilisant les données des enquêtes HRS 1992 et 2004 pour évaluer la richesse des Baby Boomers à l'âge de la retraite, les auteurs tentent de répondre à trois principales questions :

1. Que disent le niveau et la composition de richesse des Baby Boomers sur leur situation financière par rapport aux précédentes cohortes ?
2. Les individus avec un indice de sophistication financière et un indice de littératie financière élevés planifient-ils mieux leur retraite ?
3. Est-ce que la planification financière affecte l'accumulation de richesse ?

En comparant le niveau de richesse des Baby Boomers à l'âge de la retraite avec celui du même groupe d'âge en 1992, les auteures trouvent que le Baby Boomer médian en 2004 détenait plus de richesse que son prédécesseur douze ans plus tôt. Elles montrent que l'immobilier est une composante importante des actifs des retraités. Cette concentration de richesse dans un seul actif rend ces retraité-investisseurs très vulnérables aux fluctuations du marché immobilier. Les détenteurs d'actions, de comptes de retraite individuels, les entrepreneurs se trouvent dans le top de la distribution de richesse.

1.1.4.2 Les différences de littératie financière augmentent-elles l'inégalité de revenu ?

Les études empiriques prouvent que beaucoup de gens arrivent à la retraite en accumulant très peu de richesse, particulièrement les plus pauvres. Lusardi & Mitchel (2007b) expliquent les différences de richesse des ménages à la retraite en misant sur les efforts de planification financière et de littératie financière. Celle-ci affecte le comportement de planification et cette planification augmente à son tour l'accumulation de richesse. Ce résultat tient même après avoir contrôlé pour beaucoup de facteurs sociodémographiques. Ainsi, la littératie financière constitue un élément important devant servir à expliquer l'hétérogénéité de richesse observée chez les individus à l'âge de la retraite.

Nous avons déjà mentionné les articles de Delavande et al. (2008) et de Jappelli & Padula (2013) qui situent l'investissement dans la littératie financière dans la même lignée que l'investissement dans le capital humain de Ben-Porath (1967) et Becker (1975). En ce sens, la littératie financière permet d'obtenir de meilleurs rendements sur l'épargne et peut conduire à une hétérogénéité de la richesse au cours du cycle de vie. Nous terminons ce survol de la littérature avec l'article de Lusardi et al. (2016) qui démontre que la littératie financière est un

déterminant important des inégalités de richesse observées au cours du cycle de vie. Le mécanisme est le suivant : la littératie financière permet aux individus de mieux allouer leurs ressources au cours de leur vie dans un environnement marqué par l'incertitude et l'imperfection du marché de l'assurance. Étant donné le fonctionnement du système américain d'assurance sociale, les individus les plus éduqués ont beaucoup plus à gagner à investir dans la littératie financière. Ainsi, le fait de rendre l'investissement dans la littératie financière endogène amplifie les différences observées dans l'accumulation de la richesse à la retraite. Les auteurs démontrent que 30% à 40% des inégalités de richesse sont imputables à des variations dans la littératie financière. Vu l'importance de ce modèle dans l'explication des inégalités de richesse, nous présentons ses principales caractéristiques.

Lusardi et al. (2016) calibrent et simulent un modèle multi-périodes dynamique de cycle de vie où les individus n'investissent pas uniquement sur le marché financier mais également dans la littératie financière. Il s'agit d'un modèle avec incertitude sur le rendement des actifs, sur le revenu du ménage, sur la mortalité et les dépenses médicales qui tient compte également des caractéristiques démographiques. Le ménage représentatif choisit son niveau de consommation en maximisant son utilité espérée escomptée au facteur β. Il fait face à des contraintes d'emprunt qui lui interdisent de posséder des actifs négatifs sur l'ensemble des périodes. Afin de lisser l'utilité marginale de sa consommation, le consommateur a accès à deux formes de technologie d'épargne. La première est très simple comme un compte en banque qui garantit un rendement faible mais fixe de $\bar{R} = 1 + \bar{r}$ à chaque période. La seconde technologie, plus sophistiquée, donne à son détenteur la possibilité d'avoir un rendement plus élevé $\tilde{R}(f_t)$ qui dépend du niveau de sa littératie financière.

À chaque période, le stock de littératie financière du ménage est relié à celui de la période précédente, diminué d'un facteur de dépréciation, selon la fonction

$f_{t+1} = \delta f_t + i_t$ où δ représente la dépréciation de la connaissance due notamment à l'obsolescence et i_t est l'investissement brut dans la littératie financière. Le rendement stochastique obtenu de la technologie sophistiquée suit le processus suivant : $\tilde{R}(f_{t+1}) = \bar{R} + r(f_{t+1}) + \sigma_\epsilon \epsilon_{t+1}$ où ϵ_t est indépendamment et identiquement distribué (iid) selon une loi normale ($\mathcal{N}$) d'espérance nulle et de variance 1, $\mathcal{N}(0,1)$, et σ_ϵ est l'écart-type de rendement obtenu sur la technologie sophistiquée. Pour avoir accès au rendement espéré élevé, le consommateur doit payer à la fois un coût direct (c) et un coût en temps et argent (π) pour construire ce stock de connaissance.

Avant la retraite, l'individu gagne un revenu de travail incertain y qu'il peut consommer ou investir afin d'augmenter son rendement (R) sur l'épargne (s) en investissant dans la technologie sophistiquée. Après la retraite, l'individu reçoit les allocations d'assurance sociale qui représentent un pourcentage du revenu pré-retraite. Les variables de décision sont : l'investissement ou non de la technologie sophistiquée, le niveau de consommation et le volume d'investissement sur le marché financier. Avec un taux d'escompte β, des chocs sur les dépenses médicales η_0, sur le revenu de travail η_y et sur le taux de rendement ϵ, le problème du consommateur prend la forme d'une série d'équations de Bellman avec la fonction de valeur $V_d(S_t)$ à chaque âge tant que l'individu est en vie ($p_{e,t} > 0$) :

$$V_d(s_t) = \max_{c_t, i_t, \kappa_t} n_{e,t} u(c_t/n_{e,t}) + \beta p_{e,t} \int_\epsilon \int_{\eta_y} \int_{\eta_0} V(s_{t+1}) \, dF_e(\eta_0) dF_e(\eta_y) \, dF(\epsilon) \quad (1.1)$$

La fonction d'utilité est strictement concave dans la consommation et est ajustée en utilisant la fonction $u(c_t/n_t)$ où n_t est une échelle d'équivalence capturant la taille du ménage qui change selon le niveau d'éducation (e) au cours

du cycle de vie. L'actif de fin de période ($a_{t+1} \geq 0$) est égal au revenu de travail plus les rendements obtenus sur l'épargne des périodes précédentes, plus les revenus de transfert (tr), moins la consommation et le coût d'investissement dans la littératie financière aussi longtemps que les investissements demeurent positifs ($\kappa > 0$). L'équation est donnée par :

$$a_{t+1} = \tilde{R}_{\kappa}\left(f_{t+1}\right)\left(a_t + y_{e,t} + tr_t - c_t - \pi\left(i_t\right) - c_d I\left(\kappa_t > 0\right)\right) \tag{1.2}$$

Après avoir calibré le modèle en utilisant des valeurs de paramètres plausibles, les auteurs résolvent la fonction de valeur pour trois niveaux d'éducation : moins que secondaire, secondaire et plus que secondaire par induction à rebours. Étant donné les règles de consommation optimales, l'investissement dans le capital humain et la participation au marché financier, ils simulent 5000 cycles de vie en tenant compte des chocs de rendement, de revenu et des dépenses médicales.

Le modèle révèle les principaux résultats suivants : (i) Le profil optimal de littératie financière obtenu de façon endogène est en forme de bosse ("hump-shaped") au cours du cycle de vie; (ii) Les consommateurs investissent dans la littératie financière jusqu'au point où leur temps marginal et leur coût monétaire de le faire est égal au bénéfice marginal; (iii) Le profil de littératie financière diffère à travers les groupes d'éducation à cause des différences de profil de revenu au cours du cycle de vie; (iv) Les inégalités de richesse et la littératie financière évoluent de façon endogène sans faire d'hypothèse sur les préférences des ménages et sans grand changement dans le modèle de base; (v) Les différences de richesse apparaissent également de façon endogène à travers les groupes d'éducation. Certains sous-groupes de la population détiennent de façon optimale un faible niveau de littératie financière, particulièrement ceux qui anticipent un revenu net de retraite substantiel durant leur période de retraite; (vi) Les résultats du modèle impliquent que les programmes d'éducation financière ne devraient pas générer trop de changement chez les moins éduqués.

1.2 Déterminants (autres que la littératie financière) de l'épargne et des inégalités de richesse

La littérature sur l'épargne est très vaste. Donc, nous ne traiterons que des articles qui permettent de comprendre les inégalités de richesse et la préparation à la retraite. Ainsi, nous nous concentrons principalement sur des articles en microéconomie qui abordent cette hétérogénéité comme nous l'avons fait dans la partie précédente sur la littératie financière.

1.2.1 Les riches épargnent-ils plus que les pauvres ?

D'un point de vue empirique, la méthodologie la plus commune pour répondre à cette question consiste à calculer des taux d'épargne au niveau des ménages et, ensuite, à regarder si ces taux sont différents selon le niveau de richesse.

Hubbard et al. (1995) explorent, en utilisant les microdonnées américaines, les raisons pour lesquelles les ménages plus éduqués (à revenu permanent élevé ou les riches) épargnent plus que les ménages les moins éduqués (ceux à faible revenu permanent ou les pauvres). La population est divisée en trois groupes d'éducation qui sont considérés comme une variable indirecte ou "proxy" pour le revenu permanent. Ils notent que le système américain d'assurance sociale protège les ménages à faible revenu permanent contre les mauvais états de la nature. Ainsi, les programmes sociaux de transfert basés sur les actifs tels que la Sécurité sociale, Medicaid [1] et le Supplément de revenu garantissent un niveau minimal de consommation et protègent partiellement les bénéficiaires au cas où un mauvais état de la nature se produit. Les auteurs démontrent que ces programmes sociaux

1. Programme créé aux États-Unis afin de fournir une assurance maladie aux individus et familles à faible revenu et ressource.

découragent l'épargne des ménages avec une faible espérance de revenu permanent. En faisant l'hypothèse de préférences homogènes, ils démontrent que les programmes d'assistance sociale ont un effet disproportionné sur les ménages à faible revenu permanent.

Hubbard et al. (1995) trouvent que, pour les ménages dont le chef est âgé de 50 à 59 ans, une augmentation de 1000$ à 7000$ du seuil de consommation garantie par le gouvernement augmente le pourcentage de familles à faible richesse de 22.9% pour les ménages à faible revenu permanent contre seulement 4.4% pour ceux à revenu permanent élevé. Ils considèrent comme familles à faible richesse celles qui détiennent une richesse totale nette inférieure à leur revenu courant. Les programmes sociaux consistant à maintenir un certain niveau de consommation ont donc l'effet négatif le plus élevé chez les pauvres. Cela s'explique par le fait que le niveau de consommation minimum de 7000$ garanti par le gouvernement qui est identique pour tous les ménages représente une fraction de revenu permanent significativement plus élevée pour les ménages à faible revenu permanent.

Carroll & Samwick (1997) étudient plusieurs explications alternatives au fait que les ménages avec un niveau de revenu permanent élevé, c'est-à-dire les ménages riches, ont un taux d'épargne élevé. Les auteurs expliquent que le comportement d'épargne des plus riches ne peut être expliqué par les modèles dans lesquels la richesse est accumulée seulement pour la consommation future, qu'il s'agisse de la consommation de l'agent lui-même ou de la consommation de sa progéniture. Pour expliquer le profil d'épargne des riches, selon Carroll & Samwick (1997), un modèle doit considérer l'accumulation de richesse soit comme une fin en soi, soit comme un comportement qui confère au ménage un pouvoir ou un statut social qui a pour lui le même effet pratique que la richesse. Ces profils d'épargne ne sont pas compatibles avec les prédictions du modèle standard de cycle de vie avec des fonctions d'utilité homothétiques. Ce modèle prédit que les individus choisiront,

à l'optimum, de consommer à chaque période une fraction fixe de leur revenu permanent. Pour ce faire, ils empruntent dans les mauvais états de la nature (quand ils ne travaillent pas par exemple) et épargnent dans les bons états de la nature. La principale prédiction de ce modèle est que le profil de richesse normalisé par le revenu permanent devrait être le même à travers les groupes.

Mark & Ventura (2000) essaient de comprendre pourquoi les ménages américains avec revenu élevé épargnent plus que les ménages à revenu faible avec des données en coupes instantanées. Trois explications sont fournies : i) les différences d'âge entre les ménages ii) les chocs temporaires de revenu iii) la structure des paiements de transfert. Les auteurs calibrent un modèle de cycle de vie pour évaluer l'importance quantitative des trois explications pré-citées. Ils trouvent que l'âge et la structure de paiement de transferts sont quantitativement importants pour répliquer les taux d'épargne observés dans les données en coupes transversales aux États-Unis. Les chocs temporaires sont de moindre importance.

Dynan et al. (2004) confirment l'existence d'une forte relation entre le revenu courant et les taux d'épargne à travers les groupes de revenu, y compris chez les catégories avec les revenus les plus élevés. Ils trouvent une corrélation encore plus forte en utilisant des variables "proxy" pour le revenu permanent comme l'éducation, le revenu futur ou retardé, la valeur des véhicules achetés et la consommation alimentaire. Les taux d'épargne estimés sont inférieurs à 5% pour le quintile de revenu le plus faible de la distribution et supérieurs à 40% pour le revenu des 5% les plus riches. Cette relation positive est plus prononcée quand on tient compte de l'épargne par la sécurité sociale et des contributions de pensions avec l'employeur. Même parmi les personnes âgées, le taux d'épargne peut augmenter avec le revenu. Les auteurs démontrent que les riches épargnent donc plus que les pauvres ; et ce, que l'on considère les 20% les plus riches de la distribution de revenu ou les 1% les plus riches. Et plus largement, ils trouvent

que les taux d'épargne augmentent à travers toute la distribution de revenu.

De Nardi (2004) étudie un autre mécanisme qui génère de l'hétérogénéité de richesse à travers les groupes d'éducation. Il analyse la transmission du capital physique et du capital humain des parents aux enfants et démontre que de telles relations inter-générationnelles peuvent induire un comportement d'épargne qui génère une distribution de richesse qui est plus concentrée que la distribution du revenu de travail. Il démontre également que les riches détiennent des montants d'actifs plus élevés à la retraite en vue de laisser des héritages à leurs descendants. Il utilise un modèle de cycle de vie avec des marchés incomplets dans lequel les parents et leurs enfants sont reliés par les motifs d'héritage, volontaires ou accidentels, ainsi que par la transmission de l'habileté à gagner du revenu. Dans ce modèle, les ménages épargnent afin de s'auto-assurer contre les chocs de revenu du travail, le risque de longévité, pour préparer la retraite et pour la possibilité de laisser des héritages à leurs progénitures.

Les résultats démontrent que le motif d'héritage volontaire peut expliquer l'accumulation d'actifs non financiers importants, accumulés durant plus d'une génération, dans la queue supérieure de la distribution de richesse observée dans les données. Le motif d'héritage accidentel pris séparément, même s'il est distribué de façon inéquitable, ne génère pas beaucoup de concentration de richesse. La présence de ce motif d'héritage génère, selon l'auteur, des profils d'épargne plus proches que ceux observés dans les données. Dans ce modèle, l'épargne pour des motifs de précaution et de retraite sont les principaux facteurs d'accumulation de richesse pour les moins riches alors que le motif d'héritage affecte significativement le profil d'accumulation de richesse des plus riches. L'héritage est considéré ici comme un bien de luxe inaccessible aux ménages à faible revenu.

Alan et al. (2006) tentent de répondre à la même question que Dynan et al.

(2004) pour le Canada : les riches épargnent-ils davantage que les pauvres ? Ils examinent l'hypothèse selon laquelle les ménages jouissant d'un revenu permanent plus élevé épargnent une fraction plus importante de leur revenu. Selon ces auteurs, une complication majeure pour évaluer empiriquement la relation entre le revenu permanent et le taux d'épargne est de construire une mesure du revenu permanent. Ce dernier est obtenu à partir des valeurs prédites d'une régression du revenu courant sur les instruments et des variables dummies pour les groupes d'âge. Les variables utilisées comme instruments sont l'éducation et la consommation de biens non-durables. L'Enquête canadienne sur les dépenses des familles (FAMEX), d'après les auteurs, offre des données fiables sur le taux d'épargne des ménages et des instruments potentiels permettant de construire une mesure du revenu permanent. Les résultats révèlent que l'estimation de la relation entre le taux d'épargne et le revenu permanent est sensible au choix des instruments utilisés pour approximer le revenu permanent.

Par exemple, pour l'ensemble de l'échantillon et avec les changements nets dans les actifs et dettes excluant les gains en capital (ΔA) rapportés au revenu courant (Y) comme mesure d'épargne ($(\Delta A)/Y$), le taux médian d'épargne des ménages âgés de 40 à 49 ans varie de 0% pour les ménages du quintile de revenu le plus faible à 16% pour le quintile de revenu le plus élevé. En utilisant comme mesure d'épargne, $(Y_t - C_t)/Y_t$, C_t étant la consommation courante, le taux d'épargne médian des ménages varie de -6.3% à 27.4%. En utilisant l'éducation comme instrument pour le revenu permanent, le taux d'épargne médian pour les ménages âgés de 40-49 ans augmente de façon monotone : de 5.6% pour le quintile de revenu le plus faible à 13.6% pour le quintile de revenu le plus élevé. En utilisant l'échantillon des couples, la relation entre le taux d'épargne et le revenu permanent est plus faible : les chefs de ménages célibataires sont en général plus pauvres que les ménages en couple. Si l'on utilise l'ensemble de l'échantillon, le quintile

de revenu le plus faible devient encore plus pauvre, le taux d'épargne est plus faible pour les plus pauvres alors que la relation est faible pour les autres quatre quintiles plus riches. Cependant, quand le niveau d'éducation est utilisé comme "proxy" pour le revenu permanent, on observe une forte relation positive entre le taux d'épargne et le revenu permanent ; une relation qui est identique à celle obtenue entre le taux d'épargne et le revenu courant.

Quand les auteurs utilisent la consommation comme instrument pour le revenu permanent, ils trouvent, qu'en dehors du quintile le plus faible, les taux d'épargne sont plats pour les quatre quintiles supérieurs. Ils considèrent cette dernière relation qui leur parait être la plus fiable et concluent que les riches n'épargnent pas plus que les pauvres au Canada. Donc, les conclusions de cette étude sont en ligne avec les résultats américains quand l'éducation est utilisée comme instrument.

1.2.2 Modèles théoriques

Le modèle de cycle de vie (Ando & Modigliani, 1963) sert de base à l'analyse sur la façon dont les ménages allouent leur consommation d'une période à l'autre. Ce modèle trouve son inspiration des travaux de Modigliani & Brumberg (1954) et de ceux de Friedman (1957). Depuis, il a été l'objet de nombreuses études qui l'ont beaucoup enrichi.

Pour mieux comprendre la façon dont ils expriment l'arbitrage entre l'épargne et la consommation, l'équation d'Euler est d'une importance cruciale. Cette équation prend une forme différente selon que l'environnement de décision est certain ou incertain. Dans un environnement certain, un ménage qui maximise une fonction d'utilité de la forme $\sum_t \beta^t U(C_t)$ avec la contrainte budgétaire intertemporelle $C_t + W_{t+1} = Y_t + RW_t, R = 1 + r$ aboutit à l'équation d'Euler suivante :

$$U'(C_t) = \beta R U'(C_{t+1}) \tag{1.3}$$

β étant le facteur d'escompte, $U'(C_t)$ correspond à l'utilité marginale retirée de la consommation C_t, r représente le taux d'intérêt, W_t est l'obligation de l'agent à la période t et Y_t représente le revenu de l'agent.

L'équation d'Euler stipule que le coût marginal d'épargner une unité additionnelle de consommation courante est égale au bénéfice marginal escompté que procure cette unité dans le futur. Par exemple, la réduction d'une unité de consommation courante réduit l'utilité de l'agent de $U'(C_t)$, cette unité épargnée peut se convertir en R unités à la période future, ce qui augmentera l'utilité de l'agent de $\beta R U'(C_{t+1})$. Le terme β étant le facteur de préférence intertemporelle ou facteur d'escompte qui rend possible la comparaison entre les deux périodes.

L'équation d'Euler nous dit qu'à l'optimum, il n'y a plus de substitution intertemporelle susceptible d'améliorer l'utilité totale escomptée du consommateur. En d'autres termes, l'agent est indifférent entre consommer aujourd'hui ou consommer dans le futur.

Ces modèles de cycle de vie standard impliquent que la trajectoire de consommation sur le cycle de vie devrait être indépendante de la trajectoire de revenu. Dans cette classe de modèles, les agents ont une fonction d'utilité intertemporelle additive et font face à des marchés de capitaux parfaits.

L'une des raisons qui fait chuter le revenu des ménages au cours de leur vie est la retraite. La plupart d'entre eux cessent de travailler vers l'âge de 55 à 65 ans et souhaitent se prémunir contre une baisse de revenu à la retraite. En effet, même avec un cumul de pension provenant de divers régimes de retraite, il faut s'attendre à ce que le taux de remplacement (revenu de retraite divisé par revenu

de travail) soit inférieur à 1. Le taux de remplacement décroît généralement avec la richesse, dû à la progressivité des régimes publics. Ces ménages voudront lisser leur utilité marginale de la consommation face à cette variation de revenu ; ce qui implique qu'ils doivent épargner pendant leur carrière professionnelle. L'une des prédictions du modèle de cycle de vie est que l'épargne varie au cours de la vie des ménages. Si le consommateur lisse son utilité marginale de la consommation pendant toute sa vie, il épargne et accumule de la richesse pendant sa vie professionnelle et désépargne après l'âge de la retraite. Autrement dit, l'utilité marginale de la consommation est plus forte à la retraite que durant la période de travail. Ainsi, le consommateur peut augmenter la somme des utilités en dépensant un dollar de plus à la retraite contre un de moins durant la période de travail.

Si le modèle de cycle de vie a occupé une place importante dans les recherches sur les déterminants de l'épargne et de l'accumulation de la richesse des ménages depuis les travaux de Modigliani & Brumberg (1954), de Friedman (1957) et de Modigliani (1986), une controverse demeure sur la capacité de ce modèle à générer le profil d'accumulation de richesse individuelle ou agrégée observée dans les données (Deaton, 1992).

Le modèle de cycle de vie en environnement de certitude n'a donc que peu de flexibilité pour expliquer la dispersion de la richesse des ménages au cours de leur cycle de vie, un coup les différences de revenu sur le cycle de vie prises en compte (niveau et trajectoire). Deux extensions possibles en certitude est de permettre l'hétérogénéité des préférences ou des taux de rendement. Le taux de rendement espéré ajusté pour le risque sur les produits financiers peuvent être différents à travers les groupes d'éducation, ce qui peut générer de l'hétérogénéité de la richesse à la retraite. Yitzhaki (1987) démontre que les investisseurs à revenu élevé obtiennent des rendements plus élevés sur les marchés financiers que ceux à faible revenu. Les différences sont importantes et demeurent persistantes sur une

longue période. L'explication retenue est que les riches ont une probabilité plus élevée à investir dans les actifs risqués que les pauvres.

1.2.2.1 Modèles avec incertitude

Devant l'incapacité du modèle standard de cycle de vie avec certitude à répliquer la tendance observée dans l'accumulation de richesse des ménages, une autre littérature s'est mise à examiner comment les risques idiosyncratiques affectent la consommation et l'épargne des ménages dans un contexte de marchés financiers et d'assurance imparfaits. En effet, avec un marché financier parfait, un individu peut toujours emprunter dans les états de nature ou l'utilité marginale de la consommation est très élevée. Ainsi, dans ce contexte, l'incertitude ne pourra affecter de façon nette le comportement des ménages.

Dans un environnement avec incertitude, l'équation d'Euler devient :

$$U'(C_t) = \beta RE\left[U'(C_{t+1})\right] \tag{1.4}$$

avec C_t : la consommation à la période t, E : l'opérateur d'espérance mathématique, β : le facteur d'escompte et $U'(C_t)$: l'utilité marginale retirée de la consommation C_t. Cette équation compare l'utilité marginale de la consommation courante à l'espérance de l'utilité marginale de la consommation future, donc l'épargne. Elle indique que le niveau de consommation optimale est celui qui égalise l'utilité marginale de la consommation à la période t au niveau espéré de l'utilité marginale de la consommation à la période $t+1$, escompté au facteur β. Avec des marchés financiers parfaits, la trajectoire de la consommation sera encore une fois indépendante de la trajectoire de revenu. Cette implication lui a valu le nom de modèle à équivalent-certain (CEQ model).

Avec une contrainte de crédit, par exemple l'impossibilité d'emprunter, les ménages qui sont contraints - qui voudraient consommer plus que ce qu'ils ont, au-

ront une trajectoire de consommation qui suivra le revenu. Si $\lim_{c \to 0} u'(c) = \infty$, alors l'individu ne peut pas emprunter si la probabilité que $c = 0$ est non-nulle (Deaton, 1991). Dans ce cas, les fluctuations du revenu affectent directement la variance de l'utilité marginale future de la consommation. C'est par ce mécanisme que l'incertitude peut alors affecter le comportement d'épargne et générer de l'inégalité de richesse des ménages.

Avec une fonction d'utilité concave montrant de la prudence, c'est-à-dire quand $U''(C_t) < 0$ et $U'''(C_t) > 0$, un consommateur voudrait épargner plus en anticipant qu'il aura une utilité marginale de la consommation très élevée quand le revenu futur est faible. Le concept de prudence a été introduit par Kimball (1990) qui le définit comme la propension à se préparer et à s'armer en vue de faire face à l'incertitude, contrairement à la notion d'aversion au risque qui indique combien un individu ne tolère pas l'incertitude et aimerait la contourner si possible. La prudence représente l'intensité de l'épargne pour motif de précaution. Celle-ci est très importante quand le revenu est incertain, quand les marchés d'assurance sont imparfaits et qu'il existe des contraintes de crédit. Kimball (1990) donne également un indice de la force du motif de précaution donnée par l'expression : $\eta(c) = -\frac{u'''(c)}{u''(c)}$. L'épargne de précaution aide à expliquer une partie de l'hétérogénéité observée dans l'accumulation de la richesse mais n'arrive pas à expliquer les inégalités de richesse observée parmi les ménages ayant le même profil d'incertitude sur le revenu.

Plusieurs risques étant difficiles à assurer (risque de revenu par exemple), les ménages peuvent réagir en s'auto-assurant, c'est-à-dire en constituant une réserve pour faire face à un éventuel pépin. Les ménages font face à plusieurs risques. Plusieurs études, dont Hall & Mishkin (1982), Macurdy (1982) et Abowd & Card (1989) ont aidé à caractériser l'incertitude sur le revenu. Il n'existe pas de marché sur lequel les rendements du capital humain peuvent être explicitement transigés,

pas plus qu'il n'existe de marchés où l'on peut s'assurer contre les risques de fluctuations de revenu spécifiques à l'individu. L'assurance contre ces risques est très limitée en raison de la sélection adverse et de l'aléa moral. De plus, les coûts de crédit pour les individus avec des revenus incertains sont plus élevés à cause de l'asymétrie de l'information entre emprunteurs et prêteurs. Certains auteurs, dont Skinner (1988) et Zeldes (1988), ont étudié l'effet des incertitudes sur le revenu sur l'épargne, particulièrement l'épargne de précaution.

D'autres ont analysé l'incertitude sur la durée de vie (Yaari, 1965; Hubbard & Judd, 1987) ou l'incertitude sur les dépenses de santé (Kotlikoff & Spirak, 1988). Sur le plan théorique, Yaari (1965), Davies (1981), Abel (1985) et Hubbard (1987) ont documenté l'importance de l'incertitude sur la durée de vie sur la consommation alors que les implications empiriques ont été étudiées par Hubbard & Judd (1987), Hurd (1989) et Engen (1992). L'accès à un marché d'annuités (qui garantissent une rente à vie jusqu'à la mort du détenteur) peut réduire l'influence de l'incertitude sur la durée de vie sur la consommation puisque les individus peuvent transférer une fraction de leur richesse quand ils sont actifs pour lisser leur consommation quand ils sont vieux et ainsi se prémunir contre le risque de longévité.

Le motif d'auto-assurance aide à rationaliser plusieurs comportements. D'un côté, il aide à rationaliser pourquoi plusieurs jeunes ménages ou ceux à faible revenu gardent une épargne faible alors que leur consommation suit leur revenu. De l'autre, il permet d'expliquer pourquoi les ménages ne décumulent pas rapidement leur ressource à la retraite. Autant le risque de longévité que celui de devoir payer des factures médicales salées incitent à l'auto-assurance dans un monde avec marchés financiers imparfaits. Ces risques peuvent pousser les ménages les plus exposés et les plus prudents à augmenter leur épargne de précaution. Et

comme nous l'avons déjà mentionné, les programmes sociaux protègent davantage les ménages à faible revenu qui peuvent ainsi ressentir moins le besoin d'épargne de précaution, ce qui peut alors aider à expliquer une partie de l'hétérogénéité de la richesse à travers les groupes d'éducation. Mais il n'est pas clair que ces modèles puissent expliquer la grande hétérogénéité de richesse à moins que ce motif affecte davantage certains groupes. Nous regardons les modèles, particulièrement ceux de Cagetti (2003) et Gourinchas & Parker (2002), qui, introduisant le motif de précaution, tenteront d'expliquer l'hétérogénéité du comportement des ménages par des différences de préférences pour le futur et l'aversion au risque.

1.2.2.2 Le motif de précaution et les différences de préférences

Deaton (1991) et Carroll (1992) ont examiné les effets de l'incertitude sur l'accumulation de richesse dans les modèles d'épargne de précaution et démontrent que ces modèles génèrent une trop grande accumulation de richesse si les ménages sont patients. Ces auteurs réconcilient les observations empiriques selon lesquelles beaucoup de ménages accumulent peu de richesse avec les prédictions du modèle de cycle de vie en faisant l'hypothèse que le taux de préférence pour le présent pour la plupart des ménages est élevé par rapport au taux d'intérêt réel de telle sorte que dans les modèles avec certitude, les ménages auraient préféré emprunter en utilisant leur revenu futur.

Cagetti (2003) construit et simule un modèle de cycle de vie avec une composante d'accumulation de richesse et estime les paramètres de la fonction d'utilité (le taux d'escompte, β, et le coefficient d'aversion au risque, ρ) en utilisant la méthode des moments simulés pour matcher le profil de richesse médian simulé à celui observé dans les enquêtes "Panel Study of Income Dynamics" et "Survey of Consumer Finances". Il trouve un faible degré d'impatience et un degré élevé d'aversion au risque. Les résultats sont ensuite utilisés pour étudier l'importance

de l'épargne de précaution dans l'accumulation de la richesse des ménages. Celle-ci, selon l'auteur, est pour la plupart guidée par le motif de précaution au début du cycle de vie alors que l'épargne pour la retraite devient importante seulement à l'approche de l'âge de la retraite. Le financement des dépenses après la retraite (ou le motif de cycle de vie) et le maintien d'un niveau de consommation relativement satisfaisant en cas d'occurrence d'un choc imprévu (ou le motif de précaution) constituent les deux principales raisons pour lesquelles les individus épargnent.

Gourinchas & Parker (2002) proposent un modèle structurel dynamique et stochastique de cycle de vie avec incertitude sur le revenu qui détermine le comportement d'épargne des ménages. Ce modèle illustre bien les mécanismes inhérents au modèle avec incertitude et au motif de précaution. Il est très similaire au modèle étudié par Cagetti (2003). Nous nous attardons beaucoup plus sur ce modèle puisque nous l'utiliserons comme base au chapitre 4 pour estimer le taux d'escompte et le degré d'aversion au risque pour l'économie canadienne. Le but ultime de ces deux études (Gourinchas & Parker, 2002; Cagetti, 2003) est d'estimer des paramètres structurels déterminant les préférences et de caractériser le comportement optimal des ménages lorsqu'ils font face à des processus de revenu de travail exogènes et stochastiques. Fait important pour expliquer l'hétérogénéité des comportements, Gourinchas & Parker (2002) permettent aux différents groupes d'éducation aux États-Unis d'avoir des préférences différentes en termes de patience et d'aversion au risque. Cagetti (2003) fait une hypothèse similaire mais utilise des données sur la richesse pour estimer le modèle alors que Gourinchas & Parker (2002) utilisent des données de consommation. Parce que Cagetti (2003) s'intéresse à l'étude de l'importance de l'épargne de précaution sur l'accumulation de la richesse, les profils de richesse obtenus à partir d'un estimateur basé sur les quantiles est beaucoup plus approprié puisque la variable richesse est asymétrique et très concentrée dans le top de la distribution. L'utilisation de la moyenne aurait

biaisé les estimateurs. Par rapport aux résultats de Gourinchas & Parker (2002), on aurait obtenu plus d'impatience et moins d'aversion au risque.

Le consommateur vit N périodes et travaille $T < N$ périodes, T et N sont fixes et exogènes. Il résout le problème suivant :

$$\underset{c_t}{max} E_t \left[\sum_{t=1}^{N} \beta^t U(C_t, Z_t) + \beta^{N+1} V_{N+1}(W_{N+1}) \right], \forall t \tag{1.5}$$

S/C

$$W_{t+1} = R(W_t + Y_t - C_t) \tag{1.6}$$

C_t : consommation totale à l'âge t, $U(C_t)$: fonction d'utilité espérée standard, additivement séparable, concave et croissante en ses arguments avec utilité marginale décroissante, W_t : richesse financière totale, Z_t : vecteur de caractéristiques déterministes du ménage, V_{N+1} : valeur pour le consommateur de tout actif laissé après sa mort capturant le motif d'héritage, Y_t : revenu aléatoire du ménage, $W_{t+1} \geq 0$: la richesse terminale ne peut être négative. Les auteurs utilisent une fonction présentant une aversion relative au risque constante ("Constant Relative Risk Aversion (CRRA))". Ces fonctions présentent une aversion au risque absolu décroissante ("Decreasing Absolute Risk Aversion (DARA))" qui est compatible avec le motif de précaution puisqu'on a $U'''(C_t) > 0$. L'utilisation des fonctions de type CRRA est également supportée par les récents travaux de Brunnermeier & Nagel (2008) et Chiappori & Paiella (2011) qui trouvent que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse de l'utilisation de ces fonctions. Avec une fonction d'utilité de type CRRA, si le revenu était certain, la solution du problème du consommateur aboutirait à la trajectoire de consommation suivante :

$$\frac{C_{t+1}}{C_t} = \left(\beta R \frac{v(Z_{t+1})}{v(Z_t)} \right)^{\frac{1}{\rho}} \tag{1.7}$$

Avec des caractéristiques individuelles constantes, l'équation 1.7 indique que le taux de croissance de la consommation est constant. La consommation croit (respectivement décroit) à travers le temps quand le taux d'intérêt est plus grand (respectivement plus petit) que le taux d'escompte. Le taux de croissance de la consommation est indépendant du profil de revenu. Le niveau de consommation est déterminé par la contrainte budgétaire et l'utilité escomptée. Le taux de croissance de la consommation varie quand les caractéristiques individuelles changent à travers le cycle de vie. Par exemple, si l'utilité marginale de la consommation augmente avec la taille du ménage, la consommation augmente plus rapidement quand la taille du ménage augmente et plus lentement quand les enfants laissent la maison. Les variations des caractéristiques individuelles peuvent induire une corrélation positive entre les variations de la consommation et du revenu au cours du cycle de vie. Cela peut générer une partie de l'hétérogénéité ou des inégalités dans l'accumulation de la richesse observée dans les données.

Avec de l'incertitude sur le revenu et en présence de marchés financiers imparfaits, les ménages voudront détenir de la liquidité afin de s'assurer contre le risque de chute de revenu. En ce sens, la principale conséquence de l'incertitude sur le revenu est d'augmenter la pente du profil de consommation.

Dans ce modèle, la formulation du processus de revenu est identique à celle de Zeldes (1988) qui décompose le revenu en une composante permanente P_t et une composante transitoire U_t ; $Y_t = P_t U_t$ avec $P_t = G_t P_{t-1} N_t$ où le logarithme naturel de U_t, lnU_t, est indépendant et identiquement distribué (iid) selon une loi normale ($\mathcal{N}$) d'espérance nulle et de variance σ_n^2, $\mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$, lnN_t est iid $\mathcal{N}(0, \sigma_n^2)$ et ΔlnY_t est iid$MA(1)$.

Quatre hypothèses additionnelles sont faites afin d'estimer le modèle avec incertitude sur le revenu. La première concerne la nature de l'incertitude et de la

fonction d'héritage. Alors que dans les modèles précédents, l'incertitude provient des dépenses médicales, de la date de décès et du rendement des actifs, Gourinchas & Parker (2002) considèrent le revenu du travail comme étant la plus grande source d'incertitude pour les jeunes travailleurs. Ils se concentrent donc sur ces jeunes travailleurs. La deuxième hypothèse considère que les variations dans $v\left(Z_t\right)$ sont déterministes, identiques à travers les ménages d'âge t et dépendent des variations dans la taille du ménage, de telle sorte que l'évolution du problème du consommateur puisse être capturée par une seule variable d'état. La fonction $v\left(Z_t\right)$ est construite de la manière suivante : $\nu\left(\widehat{Z_{i,t}}\right)^{\frac{1}{\rho}} = k\, exp\left(\frac{1}{I_t}\sum_{i=1}^{I_t} f_i\widehat{\pi_2}\right)$ où $\widehat{\pi_2}$ est l'estimé du coefficient de la variable âge à partir d'une fonction polynomiale, k, une constante, I_t, le nombre de ménages observé à l'âge t et f_i, la taille du ménage i.

La troisième hypothèse impose un véhicule simple d'accumulation de richesse pour motif de précaution et de retraite dès lors qu'il existe un seul actif. Dans la réalité, la grande partie de la richesse à la retraite est détenue sous forme d'actifs non liquides disponibles seulement après la retraite comme c'est le cas de la richesse provenant de la sécurité sociale et des richesses sous forme d'actifs immobiliers. Pour faciliter la résolution du problème, on considère que l'accumulation de richesse non liquide est exogène, que le niveau de richesse non liquide à la première année de retraite H_{t+1} est proportionnel à la dernière composante du revenu permanent $W_{t+1} \equiv hP_{T+1} = hP_T$. Cela s'apparente à un régime de retraite de type "Defined-Benefit (DB)" dans lequel l'employeur-sponsor garantit au retraité un montant fixe de revenu à la retraite basé sur son historique de salaire et le nombre d'années de service plutôt que sur le rendement obtenu sur les investissements réalisés.

En définissant comme les ressources financières liquides totales ou encore

monnaie en main :

$$X_{t+1} = R\left(X_t - C_t\right) + Y_{t+1} = W_{t+1} + Y_{t+1} \tag{1.8}$$

les auteurs choisissent une forme fonctionnelle qui rend le problème plus malléable :

$$V_{T+1}\left(X_{T+1}, H_{T+1}, Z_{T+1}\right) = \kappa\nu\left(X_{T+1}\right)\left(X_{T+1} + H_{T+1}\right)^{1-\rho} \tag{1.9}$$

avec κ constant. Sous l'hypothèse d'une fonction d'utilité de type CRRA, cette forme fonctionnelle est correcte si la date de décès et/ou les rendements d'actifs sont les seules sources d'actifs après la retraite (Merton, 1971). Sous cette hypothèse, la consommation est linéaire dans la richesse totale à la retraite. Si les ménages disposent de montants élevés de richesse non liquide dans la sécurité sociale et les pensions à la retraite, une approximation linéaire pour la vraie règle de consommation est une bonne approximation, selon les auteurs. La fonction de valeur V_τ du problème du ménage au temps τ s'écrit alors :

$$V_\tau\left(X_\tau, P_\tau, Z_\tau\right) =$$
$$\max_{c_\tau,\ldots,c_T} E_\tau\left[\sum_{t=\tau}^{T} \beta^{t-\tau}\nu\left(Z_t\right)\frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} + \beta^{T+1-\tau}\kappa\nu\left(Z_{t+1}\right)\left(X_{T+1} + hP_{T+1}\right)^{1-\rho}\right] \tag{1.10}$$

S/C

$$X_{t+1} = R\left(X_t - C_t\right) + Y_{t+1}, X_{T+1} \geq 0 \tag{1.11}$$

où le revenu est considéré comme le revenu disponible diminué des taxes de sécurité sociale et l'épargne dans les actifs non liquides.

En écrivant la règle de consommation optimale comme une fonction de l'âge t, du ratio de la "monnaie en main" à la composante permanente du revenu, $x_t = \frac{X_t}{P_t}$, la contrainte budgétaire devient :

$$x_{t+1} = \left(x_t - c_t\right)\frac{R}{G_{t+1}N_{t+1}} + U_{t+1}, 1 \leq t \leq T \tag{1.12}$$

La solution du problème pour la consommation optimale avec incertitude sur le revenu conduit à l'équation d'Euler suivante :

$$u'\left(c_t\left(x_t\right)\right) = \beta R\left[\frac{\nu\left(Z_{t+1}\right)}{\nu\left(Z_t\right)} E_t u'\left(c_{t+1}\left(x_{t+1}\right) G_{t+1} N_{t+1}\right)\right] \tag{1.13}$$

où $c_t\left(x_t\right)$ représente la règle de consommation optimale normalisée à la date t comme une fonction de la "monnaie en main". Dans la dernière période de travail, sous l'hypothèse que le consommateur ne peut emprunter contre les richesses non liquides H_{T+1} et $P_{T+1} = P_T$ et l'équation d'Euler devient :

$$u'\left(c_T\left(x_T\right)\right) = max\left\{u'\left(x_T\right), \beta R \frac{\nu\left(Z_{T+1}\right)}{\nu\left(Z_T\right)} E_t u'\left(c_{T+1}\left(x_{T+1}\right)\right)\right\} \tag{1.14}$$

Etant donné la fonction de valeur de la retraite, la consommation optimale est linéaire dans la richesse totale à la retraite :

$$C_{T+1} = \gamma_1\left(X_{T+1} + H_{T+1}\right) \tag{1.15}$$

où $\gamma_1$représente la propension marginale à consommer sur la richesse. La consommation normalisée, C_{t+1}, est alors linéaire en "monnaie en main" :

$$c_{T+1} = \gamma_0 + \gamma_1 x_{T+1} \tag{1.16}$$

avec $\gamma_0 \equiv \gamma_1 h$.

Les auteurs fournissent des estimations qu'ils qualifient de raisonnables du taux d'escompte et de l'aversion au risque et trouvent que le comportement du consommateur change drastiquement durant le cycle de vie. Ce modèle servira de base à l'estimation des préférences pour l'économie canadienne au chapitre 4.

1.2.2.3 Modèles avec risque de mortalité et motif d'héritage

Certains chercheurs dont Yaari (1965) et Hurd (1989) ont étudié la réaction des consommateurs au risque de mortalité et leur désir de laisser un héritage. La

possibilité de survivre à un âge avancé sans ressources implique que les ménages vont s'assurer contre le risque de longévité en épargnant davantage. On peut montrer que le taux de croissance de la consommation diminuera avec l'âge, ce qui veut donc dire que l'épargne décroit moins rapidement. L'agent doit balancer la possibilité de mourir avec de la richesse contre le risque de vivre très vieux avec peu de richesse. Ainsi, le risque de mortalité a un effet non seulement sur le niveau mais aussi sur la trajectoire de consommation. Nous tenons compte de ce risque dans notre estimation au chapitre 4. Le degré d'aversion au risque constitue en ce sens un important paramètre dans la détermination de la trajectoire de consommation et de richesse au niveau individuel et du stock de capital au niveau agrégé.

De Nardi et al. (2010) construisent un modèle d'épargne pour les retraités qui tient compte de l'hétérogénéité dans les dépenses médicales, dans l'espérance de vie et dans le motif d'héritage. Ils estiment le modèle en utilisant la méthode des moments simulés appliquée sur les données de l'enquête "Asset and Health Dynamics Among the Oldest Old". Ils démontrent que les dépenses médicales augmentent rapidement avec l'âge et le revenu permanent. Donc, le risque de longévité, à travers les dépenses médicales élevées qu'il génère, est un déterminant important de l'épargne pour beaucoup de personnes âgées à revenu élevé. Comme Hubbard et al. (1995), De Nardi et al. (2010) concluent que les programmes d'assistance sociale du type Medicaid peuvent rationaliser le fait que les pauvres accumulent peu de richesse contrairement aux riches qui ont intérêt à s'auto-assurer contre les risques de dépenses médicales élevées à la fin de leur vie.

Palumbo (1999) développe un modèle dynamique structurel de consommation où les ménages tiennent compte de l'effet de l'incertitude sur les dépenses médicales quand ils décident du niveau de consommation courante. L'épargne de précaution joue alors un rôle important dans l'explication du faible taux de

désépargne chez les retraités. Ce modèle avec incertitude sur les dépenses de santé aide à expliquer une partie de l'inégalité de la richesse accumulée chez les retraités.

Bien avant, Hurd (1989) avait étudié les effets du risque de mortalité et du motif d'héritage sur la trajectoire de la consommation et de l'épargne des ménages. Nous présentons ce modèle en détail puisque nous considérons le risque de mortalité dans l'estimation des préférences au chapitre 4.

Hurd (1989) analyse les trajectoires de la consommation et de la richesse dans un modèle où à la fois la consommation et l'héritage procurent de l'utilité à l'individu. Cette analyse conduit à une estimation de la forme des paramètres des fonctions d'utilité et montre comment la richesse, le revenu et la mortalité affectent la consommation du ménage. Il considère deux types d'actifs : la richesse pour motif d'héritage et les annuités. Suite au décès de l'individu, l'héritage passera à sa progéniture ou à la société tandis que les annuités offrent un flux de revenu fixe tout au cours de sa vie. Maisons, obligations (bonds) et actions, comptes d'épargne, biens durables et dettes sont des types d'actifs qui peuvent être légués en héritage ; alors que la sécurité sociale, les pensions gouvernementales ou privées sont des exemples d'annuités. Le risque de mortalité peut donc jouer un rôle important dans l'explication des inégalités de la richesse observée à la retraite puisque les ménages les plus riches sont susceptibles de vivre plus longtemps que les pauvres.

Les hypothèses du modèle sont :

1. Le consommateur maximise l'utilité espérée où la seule source d'incertitude est la date de décès ;
2. La probabilité de décès est connue et exogène mais varie selon la race, le sexe et l'âge, le maximum d'âge étant connu et fixé ;

3. Les prêts non sécurisés ne sont pas permis ; ce qui implique que personne ne peut mourir avec des dettes et que la contrainte de richesse doit être satisfaite à chaque période ;
4. Les annuités sont données de façon exogène puisque la majorité des annuités sont reliées aux pensions et à la sécurité sociale qui sont des résultats de choix d'emplois plutôt que de choix de décision d'épargne ;
5. Le taux d'intérêt réel est connu et constant.

Le problème du consommateur dans le modèle de Hurd (1989) est le suivant :

$$\underset{c_t}{max} E\left\{\int U(C_t)\, e^{-\rho t} a_t dt + \int V(w_t)\, e^{-\rho t} m_t dt\right\} \tag{1.17}$$

s/c

$$w_t = w_0 e^{rt} + \int_0^1 (A_s - c_s)\, e^{(t-s)r} ds \geq 0, \forall t, a_t = 1 - \int_0^1 m_s ds \tag{1.18}$$

c_t : consommation au temps t, $U(.)$: concave, croissante en ses arguments avec utilité marginale non bornée quand $c \to 0$, ρ étant le taux d'escompte subjectif, m_t : le taux de mortalité instantanée, a_t : la probabilité qu'un individu soit en vie à l'instant t, w_t : héritage à la date t, $U(w_t)$: utilité provenant de la détention de w_t, $U'(0)$ est fini. Le premier terme de la fonction d'utilité est la fonction standard d'utilité espérée séparable dans le temps. Le second terme est l'utilité espérée escomptée de l'héritage. La résolution du problème conduit à l'équation d'Euler suivante :

$$u_t a_t = u_{t+h} a_{t+h} e^{h(r-\rho)} + \int_t^{t+h} V_s(w_s)\, e^{(t-s)(r-\rho)} m_s ds \geq 0, \forall t, a_t = 1 - \int_0^1 m_s ds \tag{1.19}$$

u_t est l'utilité marginale de la consommation à la date t, ρ étant le taux d'escompte subjectif, m_t : le taux de mortalité instantanée, a_t : la probabilité qu'un

individu soit en vie à l'instant t, r : taux d'escompte de la consommation ou taux d'intérêt. Cette équation traduit le fait que quelqu'un qui réalloue un dollar entre la consommation à la date t et la consommation à la date $t+h$ perd en moyenne en utilité : $u_t a_t$. S'il vit à $t+h$, le dollar croitra à e^{hr} qui produira un niveau d'utilité $u_{t+h}a_{t+h}$ et $e^{-h\rho}$ ajuste pour l'incertitude et le taux d'escompte. Avec une probabilité m_s, l'individu mourra à l'instant s avant d'atteindre $t+h$ retirant une utilité $V_s(w_s)\, e^{(t-s)(r-\rho)}$ d'un dollar de revenu. En clair, à l'optimum, la perte d'utilité espérée doit être égale au gain d'utilité espérée.

Sous ces hypothèses, avec une fonction d'utilité concave exhibant une utilité marginale non bornée quand la consommation approche de zéro et sans motif d'héritage, c'est-à-dire $V_s = 0$, Hurd (1989) démontre qu'à l'âge de 65 ans, le taux de mortalité conditionnel d'un homme blanc est de 0.04 et que la consommation décroit, à moins que r soit considérablement supérieur à ρ. Même si $\rho > r$, la consommation décroit éventuellement parce que le taux de mortalité conditionnel augmente avec l'âge. La décroissance de la richesse dépend de la pente de la trajectoire de l'annuité : si les annuités sont constantes ou croissantes et $\rho + \frac{m_t}{a_t} > r$, la richesse doit décroitre avec l'âge.

Avec motif d'héritage, c'est-à-dire $V_s > r$, en maintenant constant u_{t+h},u_t est plus grand en 1.19 que ce qu'il aurait pu être sans motif d'héritage. Cela veut dire qu'en cas normal où la consommation décroit ; avec motif d'héritage, la trajectoire de la consommation s'aplatit. Et comme la contrainte budgétaire ne peut être violée, la consommation sera plus faible au début. Donc, le consommateur gardera plus de richesse à la fin de sa vie que ce qu'il aurait gardé sans motif d'héritage conduisant à un lissage de la trajectoire de la richesse. C'est pourquoi la trajectoire lisse de la richesse des personnes âgées observée empiriquement est interprétée comme le résultat du motif d'héritage.

Selon Hurd (1989), la comparaison entre les profils de consommation et de richesse des individus ne peut pas donner des indications sur les paramètres de comportement à moins que les annuités soient prises en compte. La trajectoire de consommation d'un individu avec motif d'héritage peut décroitre plus rapidement que celle de quelqu'un sans motif d'héritage si au début, la combinaison d'annuités et de richesse initiale est différente.

Selon Hurd (1989), on ne peut pas agréger la richesse avec motif d'héritage et celle provenant d'annuités afin de produire une variable capable de renseigner sur le comportement de l'individu. Pour une trajectoire de consommation décroissante, la somme de la richesse pour motif d'héritage et de la richesse provenant des annuités diminuent avec l'âge ; le taux de décroissance dépend des paramètres de la fonction d'utilité, du taux de mortalité et de la combinaison entre la richesse pour motif d'héritage et de la richesse provenant des annuités.

Un cas extrême est quand les annuités constituent la seule source de richesse. Dans ce cas, le taux de décroissance dépend uniquement des taux de mortalité et d'intérêt et non des paramètres de comportement.

En résumé, Hurd (1989) démontre théoriquement que :

1. Les trajectoires de consommation et de richesse sont plus plates avec motif d'héritage ;
2. Avec les taux de mortalité observés en 1989, les trajectoires de consommation décroissent même avec motif d'héritage. La décroissance moyenne des trajectoires de richesse ne doivent pas être tenues comme évidence pour ou contre le motif d'héritage ;
3. Il n'y a pas de justification théorique pour considérer la somme de richesse provenant d'annuités et la richesse pour motif d'héritage afin d'étudier le

comportement des paramètres de consommation ;

4. Étant donné une utilité marginale d'héritage constante, les trajectoires de richesse varient énormément : certaines croissent, d'autres décroissent si les individus ont les mêmes fonctions d'utilité.

L'estimation empirique du modèle indique que la trajectoire de consommation est sensible aux variations du taux de mortalité. L'aversion au risque de mortalité est plus modérée et plus faible que celle généralement considérée dans la littérature. De même, l'utilité marginale de l'héritage est petite ; donc, les niveaux d'héritage désirés qui sont estimés à partir des simulations du modèle théorique sont petits. La détention de plus d'héritage est accidentelle et résulte de l'incertitude sur la date de décès. Les paramètres estimés indiquent que même si les trajectoires de consommation et de richesse peuvent croitre aux plus jeunes âges, ils vont éventuellement décroitre quand les taux de mortalité deviennent élevés. Les données confirment que la richesse décroit avec l'âge : la détention moyenne de richesse des personnes plus âgées décroit avec l'âge et la majorité des individus âgés désépargnent.

Hurd (1989) confirme également, à partir des données provenant de l'enquête "Longitudinal Retirement History Survey (RHS)", que beaucoup de gens épargnent très peu durant leur période de travail. Une fraction substantielle de participants au RHS atteignaient l'âge de retraite avec très peu de ressources en dehors de la sécurité sociale, d'assurance médicale et d'une maison. De plus, la maison est le principal actif détenu par les ménages pour motif d'héritage.

D'autres auteurs trouvent que le motif d'héritage est important. Par exemple, Kotlikoff & Summers (1981) conclut que près de 80% de capital détenu par les ménages était justifié par le motif d'héritage. Cependant, aucun niveau de motif d'héritage n'arrive à générer la tendance prédite par le modèle standard de cycle

de vie parce qu'avec de l'incertitude sur la date de décès, un individu mourra avec des actifs immobiliers, lesquels actifs iront à des bénéficiaires sous forme d'héritage accidentel. Mais cette large fraction de 80% suggère qu'au moins une part de cet héritage est désirée et que cette hypothèse de modèle de cycle de vie avec motif d'héritage doit être étudiée.

Menchik & David (1983) avaient, de leur côté, étudié le motif d'héritage ex-post dans les données sur les actifs immobiliers mais ils ne considèrent pas l'influence du risque de mortalité sur la détention de la richesse. Leur inférence sur le motif d'héritage sont basés sur comment l'héritage varie selon l'âge de décès. La relation entre l'âge et la détention de richesse peut être biaisée parce que les riches vivent plus longtemps que les pauvres. Ceci est possible, étant donné les grandes différences d'espérances de vie observées et la corrélation avec le revenu.

Attanasio & Hoynes (1996) ont étudié l'effet du différentiel de taux de mortalité sur les profils richesse-âge estimés sur des données en coupes transversales. L'objectif est d'étudier pourquoi les ménages devraient désépargner à la fin de leur vie comme le prédit le modèle de cycle de vie. L'utilisation des données en coupes transversales pour estimer la moyenne et la médiane des profils richesse-âge peut souffrir de plusieurs problèmes. Si par exemple, la richesse et la mortalité sont corrélées, puisque les pauvres meurent à un plus jeune âge que les riches, on surestime alors le profil richesse-âge à la fin de la vie des ménages. Cela est dû au fait que les moyennes avec des données en coupes instantanées sont calculées pour une population qui devient plus riche avec l'augmentation de l'âge.

Attanasio & Hoynes (1996) quantifient d'abord la dépendance entre le taux de mortalité et la richesse pour ensuite l'utiliser pour corriger le profil richesse-âge notamment pour le biais de sélection dû au différentiel de taux de mortalité. Ce taux de mortalité est estimé en fonction de la richesse et l'âge pour un échantillon

de couples mariés tiré du "Survey of Income and Program Participation (SIPP)". Les résultats montrent que lorsque l'on tient compte du différentiel de mortalité, cela produit des profils de richesse avec des taux de désépargne plus significatifs parmi les vieux.

De plus, le degré d'annuitisation des ménages peut affecter le motif d'épargne afin de s'assurer contre le risque de longévité (Hurd, 1989). Si les fonctions d'utilité marginale d'héritage et de consommation se croisent à un niveau élevé de richesse, l'héritage sera un motif d'épargne seulement pour les gens plus riches. En effet, on note en général que la probabilité de laisser un héritage est beaucoup plus élevée pour les gens éduqués et riches.

Cette section a mis en exergue l'importance des risques et de l'incertitude sur le revenu, du risque de longévité, des dépenses de santé ainsi que des différences de préférence dans l'explication des inégalités de richesse. Si ces facteurs peuvent jouer un rôle important, ils n'arrivent pas expliquer toute l'hétérogénéité observée. Venti & Wise (2001) démontrent d'ailleurs que les différences de revenu permanent et la chance peuvent expliquer seulement 30% à 40% des différences de richesse observées à la retraite. Cela implique que d'autres facteurs doivent être considérés. Parmi ces facteurs, nous considérons la taxation implicite.

1.2.2.4 La taxation implicite due aux garanties de revenu

Nous revenons à nouveau sur l'article de Hubbard et al. (1995) pour analyser l'impact de la taxation implicite sur le comportement de l'épargne des ménages. Comme nous l'avons déjà souligné, ces auteurs ont étudié les interactions entre certains programmes d'assurance sociale et l'épargne dans une situation où les ménages ne peuvent emprunter et qu'il y a plusieurs sources d'incertitude qui ne sont pas assurées complètement. Ils analysent les effets sur l'accumulation

de la richesse des ménages des programmes avec restrictions d'éligibilité basées sur les actifs tels que le programme d'aide aux familles avec enfants dépendants (AFDC[2]) : Medicaid, des suppléments de revenu (SSI) et les pensions alimentaires (Food Stamps).

Dans une situation où l'épargne de précaution est de mise, les programmes qui procurent un soutien à la consommation quand les ressources sont faibles vont décourager cette épargne de précaution. Ce sont des substituts. Ils démontrent, à l'aide de simulation, comment ces programmes affectent l'épargne des ménages. Les programmes dont l'éligibilité est basée sur les ressources (revenus + actifs) créent une taxe implicite sur l'épargne de précaution. Le degré de substituabilité dépend de la probabilité d'avoir recours au programme. Si un ménage a une forte probabilité d'avoir recours au programme dans le futur, il a intérêt à diminuer son épargne de précaution, car celle-ci devient inutile.

Les auteurs utilisent un modèle de consommation et d'épargne dans un environnement incertain pour étudier une énigme empirique sur l'accumulation de richesse. En effet, beaucoup de ménages accumulent peu de richesse durant leur cycle de vie. Ceux avec peu de revenu, représenté par le niveau d'éducation, durant leur vie présente un profil d'accumulation de richesse qui ne colle pas aux prédictions du modèle standard de cycle de vie. Même avant la retraite qui, en général, coïncide avec le sommet d'accumulation de richesse, beaucoup de familles disposent de peu de richesse. À l'opposé, les ménages avec un niveau de revenu élevé présentent un comportement d'épargne plus proche de celui prédit par le modèle standard de cycle de vie, en ce sens que les ménages de ce groupe accu-

---

2. Aid to Families with Dependent Children, 1935-1996, était un programme administré par le gouvernement fédéral américain et qui fournissait une assistance financière aux enfants dont les parents avaient un revenu faible ou pas du tout de revenu.

mulent un niveau de richesse significatif à l'approche de l'âge de la retraite.

Les auteurs démontrent que la non-linéarité de la contrainte budgétaire implique que ces programmes conduisent à une relation non monotone entre la richesse et la consommation sur une certaine tranche de richesse et de consommation qui justifie la possibilité que la consommation diminue suite à une augmentation de la richesse. Autrement dit, la propension marginale à consommer la richesse peut être négative sur certains intervalles contrairement aux prédictions du modèle de cycle de vie standard où la consommation augmente toujours avec la richesse et l'accumulation d'actifs des riches est un multiple de celle des pauvres. Empiriquement, l'accumulation de richesse des pauvres n'épouse pas la tendance de l'accumulation de richesse des riches au facteur d'échelle près. Elle ne présente pas la forme en bosse pour les pauvres telle qu'observée pour les riches, conformément aux prédictions du modèle de cycle de vie.

Hubbard et al. (1995) définissent la richesse comme la somme des actifs incluant les stocks, les bons, les comptes chèques et les autres actifs financiers, les biens durables tels que l'immobilier, les véhicules, diminués des dettes immobilières et personnelles. Cette mesure inclut les comptes de retraite individuels mais exclut les richesses provenant des fonds de pension et de sécurité sociale. Pour les données du "Panel Study of Income Dynamics (PSID)" de 1984, la richesse est généralement positive sauf pour une faible proportion de répondants qui rapportent une richesse négative. Pour pouvoir contrôler pour les différences de revenu au cours du cycle de vie, l'échantillon est stratifié en trois groupes d'éducation pour les chefs de ménages : moins que secondaire (28%), secondaire (52%) et universitaire (20%). Le revenu permanent est considéré comme le flux réel annuel constant de consommation que le ménage moyen peut s'offrir durant son cycle de vie, étant donné son profil de revenu/éducation après taxe, son paiement de sécurité sociale et sa pension entre l'âge de 25 à 85 ans (avec un taux

d'intérêt réel de 3%).

Le modèle fait une meilleure approximation du ratio agrégé richesse/revenu observé dans les données que les modèles sans incertitude. C'est la taxe implicite qui augmente la dispersion de la richesse. L'assurance sociale basée sur l'actif a un impact disproportionné sur le comportement d'épargne des ménages à faible revenu durant leur cycle de vie. Ces politiques d'assurance sociale visant à maintenir un niveau minimum satisfaisant de consommation ont l'effet négatif le plus élevé sur l'épargne des ménages à faible revenu.

1.2.3 Résumé des connaissances théoriques

Les évidences empiriques montrent une grande hétérogénéité des profils d'accumulation de richesse selon les profils de revenu au cours du cycle de vie. Quatre explications probables ont été recensées. Nous les énumérons ici :

1. **Motif de retraite** : Les différences de revenu permanent et de trajectoire de revenu induites par un régime de sécurité sociale progressif peuvent expliquer une partie de l'inégalité des richesses observée à la retraite. L'accumulation de richesse à travers les groupes d'éducation peut aussi être différente dans la pente du profil de revenu ou selon le degré avec lequel la sécurité sociale, les pensions privées et les transferts remplacent le revenu à la retraite. Si la sécurité sociale garantit une grande partie du revenu moyen des ménages à bas revenu, ces familles n'auront pas besoin d'épargner autant que les gens à revenu élevé pour s'assurer un revenu élevé à leur retraite. Mais cette explication ne peut expliquer qu'une faible part de l'hétérogénéité de la distribution de richesse. Car si les ménages pauvres tirent un meilleur profit des politiques de sécurité sociale, les riches bénéficient des pensions privées.
2. **Hétérogénéité des préférences** : Une différence de taux de préférence

et d'aversion au risque entre différents groupes (d'éducation par exemple) peut aussi expliquer une partie de l'inégalité de richesse sur le cycle de vie. Lawrance (1991), par exemple, a estimé que les ménages universitaires ont un taux de préférence pour le présent plus faible que les non universitaires, c'est-à-dire les gens à faible espérance de revenu. Dans ce cas, l'hétérogénéité observée dans l'accumulation de richesse à travers le temps peut résulter uniquement d'une différence en termes de préférence pour le présent. Les pauvres épargnent peu à cause de leur forte préférence pour le présent alors que les riches épargnent plus en étant plus patients (le fait d'atteindre l'université est une preuve de cette patience). Les estimés de Lawrance (1991) se basent sur la croissance de la consommation alimentaire dans le PSID de 1970 à 1980. Elle trouve que la consommation des ménages universitaires croit plus rapidement que celle des non-universitaires, ce qui l'amène à conclure que les universitaires ont un plus faible taux de préférence pour le présent. Cependant, Dynan (1993) montre que cette croissance plus rapide peut être due à une croissance rapide de revenu des universitaires par rapport aux non-universitaires. En contrôlant pour les variations de revenu, Dynan (1993) trouve très peu de différences parmi les groupes d'éducation dans les estimés pour le taux de préférence pour le présent. Elle conclut que si les différences de taux de préférence pour le présent peuvent jouer un rôle important dans l'explication de l'hétérogénéité observée dans l'accumulation de richesse, elles ne peuvent pas à elles seules expliquer la variance observée dans l'accumulation de richesse dans les données en coupes transversales.

3. **Motif de précaution et garantie de revenu** : En présence d'incertitude sur le revenu et des dépenses médicales, les ménages à faible revenu peuvent rationnellement accumuler moins de richesse que les ménages à revenu élevé à cause de l'existence de programmes d'assurance sociale basée sur l'actif des ménages. Deux approches ont été suivies dans la littérature. La première par

Kotlikoff & Spirak (1988) qui, en utilisant des simulations, montrent que les programmes d'assurance-santé (Medicaid) réduisent l'épargne de précaution contre les risques de dépenses médicales élevées. La deuxième approche est l'œuvre de Levin (1990) qui met l'accent sur l'impact de Medicaid sur la demande pour l'assurance-santé selon la richesse initiale ou le revenu initial.

4. **Motif d'héritage et différences de longévité** : Les ménages avec faible revenu trouvent plus facilement inaccessible le motif d'héritage car ils espèrent voir leurs enfants faire mieux qu'eux. L'absence de motif d'héritage pour les pauvres induit une solution de coin qui rend asymétrique la distribution d'héritage. Le problème avec cette explication est que le profil d'accumulation de richesse pour les ménages à faible revenu est très en dessous du profil prédit par le modèle traditionnel de cycle de vie. Étant donné que les riches vivent plus longtemps que les pauvres, ils ont une retraite plus longue à financer (et un plus grand risque de mourir sans épargne), ce qui devrait impliquer qu'ils épargneront davantage.

Les modèles de cycle de vie dits augmentés avec épargne de précaution et risque de décès répliquent mieux les faits stylisés sur l'épargne et l'accumulation de richesse des ménages. Cependant, ces modèles ne permettent toujours pas d'expliquer l'hétérogénéité observée dans l'accumulation de la richesse des ménages selon le profil âge/éducation sans avoir recours à de grandes différences de préférences : les riches épargnent davantage que les pauvres qui n'épargnent presque pas (Venti & Wise, 2001; Gourinchas & Parker, 2002; Cagetti, 2003; Vissing-Jorgensen, 2003). Cette incapacité des modèles de cycle de vie augmentés avec épargne de précaution et risque de mortalité à expliquer correctement le profil d'épargne et d'accumulation de richesse des ménages a ouvert la voie à une nouvelle classe de modèles de cycle de vie qui tentent d'expliquer cette hétérogénéité dans l'accumulation de richesse par les différences au niveau de la littératie financière des ménages.

Cette nouvelle catégorie de modèles a été étudiée dans la première section. En termes de modélisation, il suffit de penser aux différences potentielles dans le taux d'intérêt auquel le ménage peut épargner. Des différences minimes peuvent générer de grandes différences en termes de richesse accumulée. Bien sûr, une théorie satisfaisante qui inclut ces différences ne doit pas seulement les imposer (comme on le fait avec l'hétérogénéité des préférences) mais plutôt les dériver de manière optimale le niveau de littératie financière que les ménages désirent.

1.3 Structure de la thèse

De ce qui précède, on voit qu'il existe une forte hétérogénéité dans le niveau de richesse accumulée par les ménages au moment de partir à la retraite et que plusieurs n'y sont tout simplement pas préparés, ce qui peut les conduire tout droit vers la pauvreté (Steven & Wise, 2000). Tant les études de Lusardi & Mitchel (2007a) que celles de Lusardi et al. (2010) documentent une large variation dans le niveau effectif de la connaissance financière des ménages. Cette hétérogénéité dans la littératie financière est positivement corrélée avec le niveau de richesse accumulé au moment de la retraite. La littératie financière est alors reliée au manque de préparation à la retraite. Il est donc d'une importance cruciale de comprendre les causes de cette corrélation, particulièrement dans le contexte où la décision d'épargne-retraite relève de plus en plus de la responsabilité des ménages. Notre thèse dont les principaux chapitres suivent constituera une contribution à l'explication de cette corrélation.

1.3.1 Chapitre II : Littératie financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada

La compréhension de la relation entre la littératie financière et l'épargne des ménages est d'un intérêt capital en termes de conception de politiques publiques, de planification financière et de promotion de littératie financière comme déterminant d'une meilleure préparation de la retraite des Canadiens. C'est pourquoi dans le premier article, nous dressons un portrait de la littératie financière au Canada à travers l'Enquête canadienne sur la capacité financière (ECCF) des Canadiens. Nous étudions également, à travers la même enquête, les différences d'épargne et de préparation à la retraite tout en analysant la possibilité que ces différences soient expliquées par des différences socioéconomiques et des spécificités institutionnelles telles que la prépondérance des régimes de retraite d'employeur à prestations déterminées au Québec.

1.3.2 Chapitre III : Tax-Prepaid vs Tax-Deferred Savings in Canada : How Relevant is the Effective Marginal Tax Rate ?

Le deuxième article étudie, en utilisant les données de l'Enquête sur la sécurité financière (2005 et 2012), l'impact du taux marginal de taxation implicite sur l'épargne à impôt prépayé (comme le Compte d'épargne libre d'impôt (CELI)) et celle à impôt différé (Comme le Régime enregistré d'épargne-retraite (REER)). Dans un contexte où les gouvernements envisagent des réformes fiscales en profondeur et dans un environnement où le nombre de produits financiers augmente régulièrement, il importe d'étudier l'impact potentiel de ces produits sur l'épargne des ménages. Les résultats indiquent que le taux marginal de taxation effectif pen-

dant la période de travail (ou courant) n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la probabilité d'avoir un CELI ou un REER quand nous contrôlons pour le revenu avant impôt, les effets fixes province et les variables socio-démographiques. Il n'y a pas d'effets statistiquement significatifs du taux marginal de taxation effectif courant sur la part investie dans le CELI ou le REER quand les variables de contrôle sont utilisées. Cependant, une augmentation du taux marginal de taxation effectif à la retraite (ou futur) engendre une augmentation de la part investie dans le REER par ceux qui en possèdent quand les variables de contrôle sont utilisées, ce qui est contraire à ce que la théorie aurait prédit. Nos résultats indiquent que les ménages ne profitent pas effectivement des avantages offerts par ces produits. Un niveau élevé de littératie financière peut aider les individus à faire de meilleurs choix de produits financiers (CELI versus REER) qui peuvent engendrer des différences importantes dans l'accumulation de la richesse au cours du cycle de vie. Car si ces individus peuvent obtenir des taux de rendement plus élevés au cours du cycle de vie, ils peuvent également tirer un meilleur profit du système de taxation. Et ces différences peuvent aider à expliquer une partie des inégalités de richesse observées à la retraite.

1.3.3 Chapitre IV : How Education Shapes Consumption Over the Life-Cycle

Le troisième article étudie les mécanismes à travers lesquels l'éducation affecte la consommation au cours du cycle de vie en estimant les préférences pour la consommation par groupe d'éducation tout en tenant compte des différences de niveau et d'incertitude de revenu, des différences de longévité et des différences démographiques. Nous utilisons l'Enquête sur les dépenses des ménages (2004 à 2012), l'Enquête sur la sécurité financière (1999, 2005 et 2012) et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1996 à 2007) pour estimer les préférences en

utilisant la méthode des moments simulés. Nous faisons quelques simulations pour identifier l'importance de chacun de ces facteurs sur le profil de consommation et d'épargne au cours du cycle de vie. Notre modèle est basé sur celui de Gourinchas & Parker (2002).

CHAPITRE II

LITTÉRATIE FINANCIÈRE ET PRÉPARATION À LA RETRAITE AU QUÉBEC ET DANS LE RESTE DU CANADA

Résumé

Dans cet article[1], nous analysons, en utilisant des données de l'Enquête canadienne sur les capacités financières, les différences de préparation à la retraite, d'épargne et de littératie financière entre le Québec et le reste du Canada. Nos résultats suggèrent que le Québec tire de l'arrière par rapport au reste du Canada à ces trois chapitres. Nous analysons la possibilité que ces différences soient expliquées par des différences socioéconomiques et des spécificités institutionnelles telles que la prépondérance des régimes de retraite d'employeur à prestations déterminées au Québec.

---

1. Cet article est co-écrit avec mon directeur de thèse Pierre-Carl MICHAUD. Il a été publié dans la revue québécoise L'Actualité Économique. Référence : Lalime, T. et Michaud, P.C, 2014. Littératie financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada. L'Actualité Économique, 90 (1), pp. 23-45.

2.1 Introduction

La littérature récente suggère qu'une grande proportion de la population a un faible niveau de connaissance financière (Lusardi & Mitchel, 2007a). Ceci est préoccupant parce qu'on a aussi documenté que ceux ayant un faible niveau de littératie financière ne sont pas préparés à la retraite (Lusardi & Mitchel, 2007b). Ce constat fut établi dans un bon nombre de pays occidentaux et les recherches existantes pour le Canada, en partie réalisées pour le Groupe de travail sur la littératie financière, semblent aussi indiquer un faible niveau de littératie financière, similaire à celui des autres pays (Arrowsmith & Pinal, 2010; Mackay, 2011; Mullock & Turcotte, 2012).

Les études récentes s'intéressent aux déterminants de la littératie financière, en particulier les déterminants institutionnels ainsi qu'aux politiques éducatives pouvant être mises en place pour remédier aux lacunes observées (Lusardi & Mitchell, 2011). Parmi les constats faits par Lusardi & Mitchell (2011) à partir des études provenant de plusieurs pays et rassemblées dans une édition spéciale du "Journal of Pension Economics and Finance", on note que les femmes et les personnes âgées ont un niveau de littératie financière plus faible. On note aussi dans ces études que le niveau d'éducation est loin d'être un "proxy" parfait pour la littératie financière. La relation entre la littératie financière et la préparation à la retraite est observée dans un grand nombre de pays comme l'Allemagne, les États-Unis, le Japon, les Pays-Bas et la Suède. Quelques études tentent d'expliquer les différences de littératie financière observées entre pays. Jappelli (2010) démontre que les pays où le niveau de compétence en mathématiques au secondaire est élevé ont un niveau plus élevé de littératie financière. De plus, il démontre que les pays ayant un régime de retraite publique plus généreux ont un niveau de littératie financière plus faible.

Dans cet article[2], nous posons la question suivante : étant donné les différences de revenu, de couverture et de type de régimes de retraite, de différences potentielles dans l'éducation financière acquise à un plus jeune âge et d'autres caractéristiques sociodémographiques, existe-t-il des différences de préparation à la retraite et de littératie financière entre les provinces du Canada ? Nous tenterons de répondre à cette question à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF). Nous tenterons de :

1. documenter la présence de différences provinciales en termes de préparation à la retraite et de richesse (épargne) ;
2. documenter la présence de différences en termes de littératie financière sur les mêmes dimensions ;
3. évaluer s'il existe toujours des différences provinciales et socioéconomiques en termes de préparation à la retraite et d'épargne, une fois les différences de littératie financière et autres différences socioéconomiques prises en compte.

À notre connaissance, une seule étude s'est penchée sur les différences interprovinciales en termes de littératie financière (Carpentier & Suret, 2011). Pour ce faire, les auteurs ont fait un sondage auprès de 1814 gestionnaires autonomes de portefeuilles personnels d'actions. Les auteurs rapportent que les Québécois dans cette sous-population semblent avoir un niveau de littératie financière plus élevé qu'en Ontario. Étant donné la nature de l'échantillon, il importe d'analyser de nouveau cette question à l'aide d'une enquête qui est représentative de la population canadienne. De plus, les questions sur la littératie financière dans l'enquête utilisée par Carpentier & Suret (2011) portent surtout sur la gestion de portefeuille. Il sera intéressant de voir si les mêmes différences existent pour

---

2. Cet article et la thèse, en général, utilisent des micro-données provenant de Statistique Canada, accédées à partir du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS). Nous remercions le CIQSS de nous avoir donné accès aux données.

d'autres domaines des connaissances. Nos résultats indiquent que le Québec, de manière générale, accuse un retard important par rapport au reste du Canada en termes de littératie financière, mais aussi en termes d'éducation financière. Ces différences demeurent même en contrôlant pour une ou pour un bon nombre de différences socioéconomiques. Elles se traduisent par une plus faible proportion de travailleurs affirmant préparer leur retraite et une participation plus faible des ménages sur les marchés financiers (obligations, actifs boursiers, etc).

Dans la deuxième section, nous passerons en revue les déterminants qui pourraient être pertinents pour expliquer les différences provinciales en termes de préparation à la retraite, d'épargne et de littératie financière. Nous discuterons aussi des différences institutionnelles entre le Québec et le reste du Canada qui pourraient affecter le niveau de littératie financière et le niveau d'épargne pour la retraite. La section 3 est consacrée à la description de l'enquête utilisée et à la construction des variables pour l'analyse. Dans la section 4, nous analysons les différences provinciales de préparation à la retraite et de littératie financière. Dans la section 5, nous procédons à une analyse économétrique des déterminants de la littératie financière et du lien entre la littératie financière, d'une part, et la préparation à la retraite ainsi que l'accumulation de la richesse, d'autre part. Finalement, nous étalons nos conclusions dans la dernière section.

2.2 Déterminants des différences interprovinciales

Le besoin d'acquérir des connaissances financières va de paire avec le besoin d'épargner pour la retraite. Ainsi, les mêmes éléments qui déterminent le besoin d'épargner sont susceptibles de déterminer le besoin d'acquérir un bon niveau de littératie financière. Par exemple, si le revenu garanti par un régime de retraite est tel que le besoin d'épargner est faible, on peut convenir qu'il y a peu d'incitations

pour les ménages à acquérir des notions financières qui leur permettraient d'obtenir un meilleur rendement ou une meilleure protection contre certains risques. En effet, l'acquisition de ces notions peut être coûteuse en argent et/ou en temps, et peut même être désagréable pour certains.

Ce constat est informatif tant pour les comparaisons individuelles (par exemple par tranche de revenu) que pour les comparaisons entre individus régis par des systèmes de retraite ou systèmes de protection sociale différents. Par exemple, Lusardi et al. (2013) mettent de l'avant que la progressivité des régimes de retraite fait aussi en sorte que les gens ayant des revenus plus élevés au cours de leur vie active sont plus susceptibles d'investir en littératie financière puisque la chute de revenu à la retraite sera plus élevée ; et donc, ils auront besoin d'épargner davantage. Somme toute, le revenu tant au travail qu'à la retraite peut avoir un impact sur le niveau de littératie financière des ménages.

Bien que le régime de retraite publique soit sensiblement le même à travers les provinces du Canada, il existe des différences importantes entre le Québec et le reste du Canada en termes de régimes de retraite complémentaires. En effet, il y a très peu de régimes à cotisations déterminées au Québec contrairement au reste du Canada. Or, la planification de la retraite à l'intérieur du régime à cotisations déterminées est davantage active que celle dans un régime à prestations déterminées, par le choix des contributions, l'exposition au taux de rendement, et par le choix de disposition des cotisations accumulées qui ne sont pas automatiquement transformées en rente à la retraite. Donc, ce genre de plan est susceptible de requérir une plus grande littératie financière qu'un plan à prestations déterminées.

Un déterminant potentiellement important du niveau de littératie financière à l'âge adulte est l'éducation financière reçue à l'école, mais aussi à la maison. Lusardi et al. (2010) démontrent que le niveau de sophistication financière des

parents est corrélé avec la littératie financière des jeunes adultes aux États-Unis. Quant à l'éducation formelle, il y a peu d'études qui démontrent un lien important entre l'éducation financière acquise à l'école et la littératie financière à l'âge adulte.

On note que l'intensité de l'éducation financière ou de l'éducation en mathématiques peut varier d'une juridiction à l'autre, ce qui peut contribuer aux différences observées entre les pays et les régions à l'intérieur d'un même pays. Par exemple, l'Ontario a intégré en 2011 à son cursus primaire et secondaire l'enseignement de la littératie financière. D'autre part, certaines provinces, comme le Québec, ont développé à travers les années une expertise dans l'enseignement des mathématiques qui pourrait se répercuter sur le niveau de littératie financière à l'âge adulte. Ces connaissances sont habituellement bien corrélées avec le niveau de littératie financière. Les tests PISA (Programme for International Student Assessment) en mathématiques semblent indiquer que le Québec fait beaucoup mieux que le reste du Canada en mathématiques (Statistique Canada, 2009). Les études de Jappelli (2010) et Jappelli & Padula (2011) démontrent un lien fort entre les résultats PISA en mathématiques et la littératie financière au niveau d'un pays.

2.3 L'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF)

Les données utilisées proviennent de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) réalisée par Statistique Canada au cours de l'année 2009. Cette enquête, la première du genre conduite au Canada, visait à mesurer les capacités financières des ménages canadiens ainsi que leur degré de connaissances en matière de décisions financières. De façon plus particulière, elle devait faire la lumière sur les connaissances, les capacités et les comportements des Canadiens en ce qui a trait à la prise de décisions financières, sur la façon dont ils comprennent leur situation financière et les services financiers qui sont mis à leur disposition.

L'ECCF est une enquête transversale par échantillon auprès de 15519 répondants. Le plan d'échantillonnage correspond à un échantillon aléatoire stratifié à deux phases de numéros de téléphone. À la première phase, les ménages sont sélectionnés au moyen de la composition aléatoire. À la deuxième phase, une personne du ménage contacté est sélectionnée. Afin d'assurer la représentation dans l'échantillon des personnes vivant dans toutes les régions du Canada, chacune des dix provinces a été divisée en strates ou régions géographiques. Les régions métropolitaines de recensement (RMR) sont des régions définies à partir du recensement de la population et correspondent approximativement aux villes comptant 100000 habitants ou plus. Pour la grande majorité de nos analyses, nous considérons les personnes âgées de 18 à 55 ans. Tous les tableaux et graphiques présentés utilisent les poids de l'enquête afin de garantir que l'échantillon soit représentatif de la population.

2.3.1 Définition des variables de littératie financière

La littérature utilise deux types de questions pour mesurer la littératie financière. Premièrement, on utilise des questions mesurant le niveau de connaissance sur des concepts financiers. Sous forme de jeu-questionnaire, ces questions ont été popularisées par les travaux de Lusardi & Mitchel (2007a) et Lusardi & Mitchel (2007b). Le questionnaire de l'ECCF contient 14 questions de ce type. Quoique les questions soient différentes de celles que l'on retrouve dans d'autres pays, elles mesurent des concepts similaires. Nous écartons les questions dont les formulations n'étaient pas suffisamment claires pour assurer une compréhension commune de tous les répondants. Nous en avons retenues cinq qui sont représentatives de l'ensemble de la rubrique liée à l'évaluation objective de la littératie financière. Ces cinq questions concernent les méfaits de l'inflation, la connaissance des produits financiers et d'un rapport de crédit et la connais-

sance des caractéristiques du taux d'intérêt sur un compte d'épargne. Le libellé des questions se trouve en annexe.

Une mesure d'auto-évaluation est aussi disponible dans l'ECCF. Il s'agit d'une question qui demande aux gens d'auto-évaluer leur niveau de littératie financière sur une échelle allant de piètre à très bonne connaissance. Les répondants ayant rapporté une évaluation "bonne" ou "très bonne" ont été classés comme ayant un niveau de littératie subjective élevé. Il convient de noter que la mesure d'auto-évaluation est davantage susceptible de mesurer la perception qu'a le répondant de ses connaissances financières que ses connaissances financières réelles. En particulier, on notera chez certains répondants un niveau subjectif élevé de littératie financière alors que le taux de bonnes réponses au questionnaire est faible.

Une seule question a été posée dans l'ECCF sur l'éducation financière. Il s'agit d'une question qui demande si le répondant a suivi une formation d'éducation financière au cours des 5 années précédant l'enquête. Donc, ceci ne permet pas d'évaluer le niveau d'éducation financière reçue plus jeune, contrairement à l'étude de Jappelli & Padula (2011). Cependant, il s'agit d'une mesure intéressante du niveau de formation récemment obtenue.

2.3.2 Définition des variables de préparation à la retraite et de richesse

Nous considérons trois types de variables afin d'analyser les différences de préparation à la retraite et d'épargne. D'abord, nous utilisons les réponses à une question qui demande aux répondants s'ils préparent leur retraite ou non. Cette question est vague, mais elle permet d'avoir une idée globale de l'attention que porte le répondant à la préparation de la retraite. Le deuxième ensemble de me-

sures vise à capter les différences de participation à des produits financiers. Nous considérons la participation à un Régime enregistré d'épargne-retraite (RÉER), à des produits financiers tels que des obligations ou des actions et la propriété immobilière. Cette participation peut être inférée directement à partir de la séquence de questions sur la richesse des ménages.

Finalement, nous considérons la richesse nette définie comme étant la somme de tous les actifs moins les dettes du ménage. Puisque certaines valeurs sont manquantes pour certains postes, nous utilisons des imputations à partir d'un modèle multivarié avec comme variables de contrôle les variables sociodémographiques (âge, sexe, état civil) et le niveau d'éducation du ménage. Nous utilisons principalement les imputations afin d'obtenir des résultats plus précis en augmentant la taille de l'échantillon effectif qui est utilisé. En particulier pour les inférences inconditionnelles, il est aussi possible que les valeurs manquantes proviennent systématiquement d'observations où le niveau de richesse est élevé (ou faible). Ceci introduirait un biais. Sous l'hypothèse que ces différences sont dues exclusivement à des différences dans les caractéristiques observables des répondants, nous utilisons l'imputation à partir de modèle multivarié pour faire une correction. L'hypothèse "missing at random" suppose donc que la probabilité que la variable de richesse soit manquante est indépendante de la variable d'intérêt conditionnellement sur un ensemble de variables observables (Little & Rubin, 1987). Nous avons aussi produit des analyses qui omettent les observations manquantes avec des résultats similaires. De plus, nous avons produit des analyses qui utilisent des modèles d'imputation différents pour le Québec et le reste du Canada avec, encore une fois, des résultats qui demeurent robustes[3]. Afin de minimiser la présence de valeurs extrêmes, nous avons censuré les observations ayant une richesse nette de plus d'un million. Les montants sont exprimés en dollars de 2008.

3. Résultats disponibles auprès des auteurs.

Pour les statistiques descriptives, nous avons aussi voulu mesurer la composition des revenus espérés des ménages à la retraite. Ces questions sont posées aux travailleurs dans notre échantillon qui disent préparer leur retraite (dans le design du questionnaire, on a supposé que ceux ne préparant pas leur retraite ne connaîtraient pas la source de leur revenu de retraite). Nous avons retenu pour nos fins l'anticipation de revenu de retraite publique (supplément de revenu garanti (SRG), Sécurité de la vieillesse (SV) et Régime de rentes du Québec/Régime de pensions du Canada (RRQ/RPC)), les revenus provenant de RÉER et finalement les revenus provenant de régime de retraite d'employeur. Pour cette dernière source, nous rapportons aussi la fraction de répondants ayant un régime à prestations déterminées, contrairement à un régime à contributions déterminées.

2.3.3 Définition des autres variables socioéconomiques

En plus des variables mentionnées ci-haut, nous avons aussi construit un nombre de variables socioéconomiques pour l'analyse. Parmi celles-ci, on retrouve le sexe (homme = 1, femme = 0), une variable dichotomique pour un répondant du Québec, l'âge en année, le revenu familial, une variable dichotomique pour le statut matrimonial (marié ou union libre = 1, zéro sinon) et finalement le niveau d'éducation (sans diplôme d'études secondaires, diplômé du secondaire et diplômé post-secondaire). Nous avons aussi construit une variable d'occupation (managérial, clérical, manuel) et une variable d'industrie qui indique si le répondant travaille dans un secteur où le public est très présent (santé et éducation). Ces variables forment nos variables de contrôle dans les régressions.

2.4 Différences provinciales selon l'ECCF

Notre analyse se concentrera sur les différences entre le Québec et le reste du Canada. Donc, nous n'analyserons pas les différences entre les autres provinces du Canada. Une première analyse des données nous a permis de croire que ces différences étaient plus prononcées au Québec et que ce dernier était largement différent sur les dimensions que nous étudions. Nous débutons notre analyse par un regard sur les différences provinciales en termes d'éducation, de revenu et de régime de retraite. Ces différences peuvent se traduire par des différences dans le niveau de littératie financière des répondants, ce que nous analysons par la suite. Finalement, nous analysons les différences de préparation à la retraite et d'épargne.

2.4.1 Éducation, revenu et régime de retraite

Au tableau 2.1[4], nous rapportons certaines différences socioéconomiques d'intérêt pour notre analyse. Entre autres, nous constatons qu'il y a une plus grande fraction de la population québécoise qui n'a pas terminé le secondaire. C'est souvent au niveau du secondaire que certaines notions de mathématiques pertinentes aux décisions financières sont enseignées. Au Québec, un cours d'éducation économique a existé en 5^e secondaire de 1982 à 2009. Ces différences d'éducation peuvent se traduire par un plus faible niveau de littératie financière puisqu'on a démontré que le niveau d'éducation était très corrélé à ces mesures dans plusieurs pays.

---

4. Échantillon de travailleurs qui planifient leur retraite. Supplément de revenu garanti (SRG), Sécurité de la vieillesse (SV), Régime de rentes du Québec (RRQ) et Régime de pensions du Canada (RPC).

Table 2.1 Différences socio-économiques entre le Québec et le Reste du Canada (RDC)

	Québec	Reste du Canada (RDC)	Différence (QC-RDC)
Éducation (%)			
Moins que sec.	19.39	14.84	4.55**
Secondaire	29.13	34.38	-5.25**
Post-secondaire	51.49	50.79	0.7
Revenu familial (médian $)	60.01	70	-9.990**
Relatif (age 20-25 =1)	1	1	0
25-35	1.1	1.044	0.056
35-45	1.25	1.093	0.157
45-55	1.167	1.067	0.1
55-65	0.833	0.867	-0.034
65-75	0.583	0.547	0.036
75+	0.417	0.493	-0.076
Démographiques (%)			
Marié/Conjoint	63.54	64.6	-1.06
Homme	49.18	49.26	-0.08
Immigrant	32.13	27.17	4.96*
Age moyen en année	46.89	45.93	0.96**
Moyenne			
Source anticipée de revenu de retraite (%) pour 1er tercile revenu (2)			
Régime à prestations déterminées (DB)	87.32	65.77	21.55 **
SRG + SV+RRQ et/ouRPC (3)	80.24	83.12	-2.88
Régime enregistré d'épargne-retraite (REER)	71.40	62.85	8.55 **
Retraite de l'employeur	49.82	41.12	8.7 **
Source anticipée de revenu retraite (%) pour 3e tercile revenu			
Régime à prestations déterminées (DB)	88.26	69.44	18.82**
SRG + SV+RRQ et/ouRPC	79.52	81.05	-1.53
REER	87.56	89.19	-1.63
Retraite de l'employeur	68.37	61.34	7.03 %**

Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009.

Poids utilisés. **p-value<0.05, *p-value<0.1.

Le revenu familial médian au Québec est aussi inférieur à celui du reste du Canada. La différence est importante (de l'ordre de 10000$). De plus, ces revenus semblent être plus inégaux au cours du cycle de vie comme le montrent les chiffres rapportés au tableau 2.1. Pour ce faire, nous avons exprimé le revenu médian par groupe d'âge par rapport au même revenu médian du groupe d'âge 20-25 ans. Cette variation accrue peut être due à plusieurs facteurs reliés au marché du travail, à la composition du ménage, tout comme aux différences en termes de régimes de retraite.

Pour ce qui est des caractéristiques démographiques, les répondants au Québec sont davantage similaires à ceux du reste du Canada si l'on regarde l'état civil, le sexe et l'âge (légèrement plus élevé). Il y a cependant une plus grande fraction d'immigrants au Québec que dans le reste du Canada. Afin d'analyser les différences en termes de sources anticipées de revenu de retraite, nous avons divisé les répondants en trois groupes selon le revenu familial. Nous avons utilisé les terciles de la distribution du revenu dans chaque région.

Dans le premier tercile, on observe à peu près la même fraction de répondants qui s'attendent à recevoir des revenus de retraite provenant de source publique[5] (80,24 vs 83,12%). Par contre, plus de répondants québécois s'attendent à recevoir un revenu de retraite provenant de l'employeur (49,8% contre 41,1%). La grande majorité (87,3%) de ces revenus provient de régime à prestations déterminées alors que cette fraction est plus faible dans le reste du Canada (65,7%). Ces différences sont similaires dans le troisième tercile de la distribution des revenus où la proportion anticipant des revenus provenant de régimes complémentaires ou de RÉER

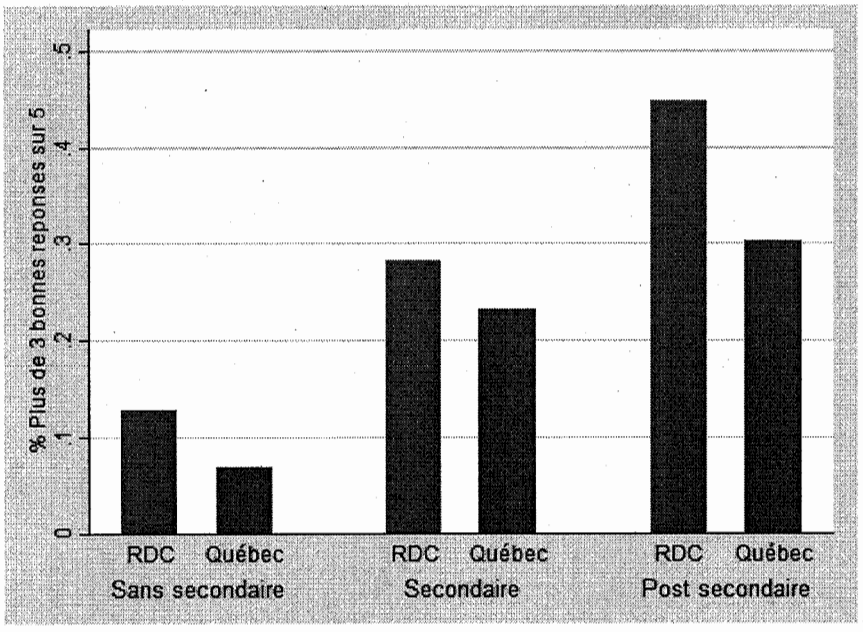
5. Revenus provenant des prestations des programmes gouvernementaux : Supplément de revenu garanti (SRG), Sécurité de la vieillesse (SV), Régime de rentes du Québec (RRQ) et Régime de pensions du Canada (RPC).

est en général plus élevée. Donc, ces différences pourraient suggérer que les besoins en termes de littératie financière soient plus élevés dans le reste du Canada qu'au Québec si nous supposons que les régimes à prestations déterminées requièrent une moins grande participation active.

2.4.2 Littératie financière

Puisque l'éducation est intimement liée à la littératie financière, nous allons stratifier les statistiques présentées par niveau d'éducation (sans secondaire, secondaire et post-secondaire). D'abord, nous présentons dans la figure 2.1 la fraction des répondants ayant réussi au moins 4 des 5 questions évaluant le niveau objectif de littératie financière.

Figure 2.1 Niveau objectif de littératie financière (personnes ayant plus de 3 bonnes réponses sur 5) par province et niveau d'éducation

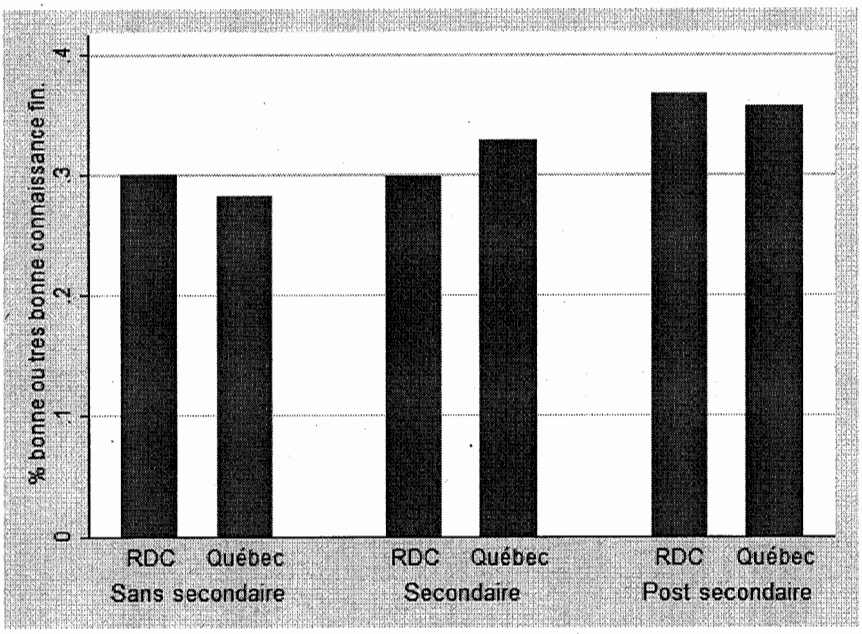


Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009. Poids utilisés. Note : RDC : Reste du Canada.

Les répondants québécois réussissent beaucoup moins bien que les répondants du reste du Canada ; et ce, pour tous les niveaux d'éducation. Ces différences sont statistiquement significatives. Parmi ceux ne possédant pas de diplôme secondaire, 6% des Québécois ont fait moins d'une erreur sur les cinq questions alors que cette fraction dépassait 12% dans le reste du Canada. Malgré un plus haut taux de réussite chez les plus éduqués, seulement 30% des Québécois ayant un diplôme post-secondaire ont pu répondre correctement à au moins 4 questions contre 44% dans le reste du Canada.

À la figure 2.2, nous présentons les résultats en utilisant la mesure subjective (auto-évaluation) de littératie financière. Les différences sont beaucoup moins marquées et ne sont pas statistiquement significatives. Même si les répondants québécois disposant d'un diplôme secondaire semblent indiquer qu'ils possèdent un niveau de littératie financière plus élevé que dans le reste du Canada. Les différences par niveau d'éducation semblent aussi beaucoup plus faibles. Ainsi, la mesure subjective utilisée ne permet pas de mesurer les différences réelles de littératie financière entre niveaux d'éducation et entre provinces. Une explication possible est que l'échelle qualitative est perçue différemment au Québec que dans le reste du Canada. En effet, un "bon" niveau de littératie financière peut vouloir dire différentes choses à différents groupes.

Figure 2.2 Niveau subjectif de littératie financière (personnes se déclarant avoir une bonne ou très bonne connaissance financière) par province et niveau d'éducation



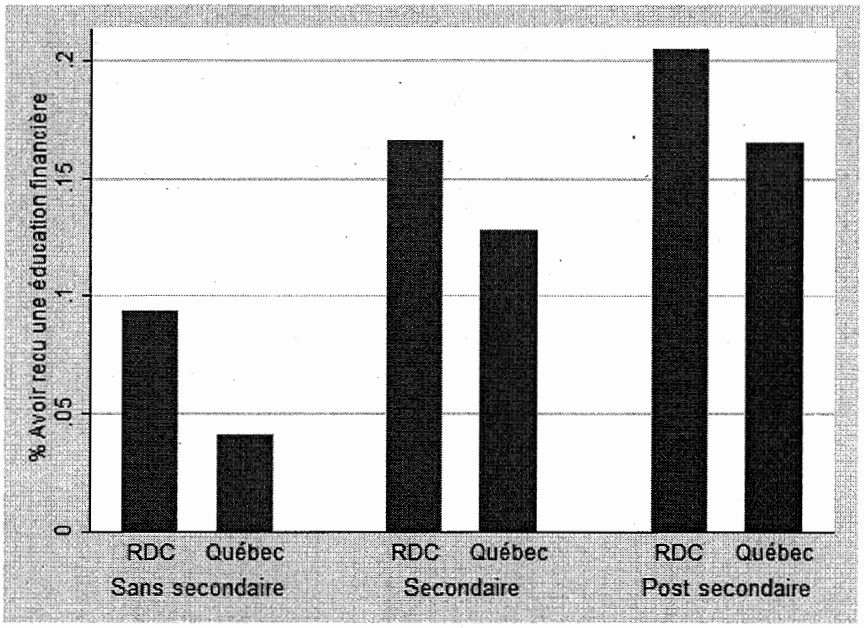
Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009. Poids utilisés. Note : RDC : Reste du Canada.

Les différences objectives pourraient être expliquées par les différences socioéconomiques soulevées à la section 2.3.1. Cependant, elles pourraient aussi être dues à des différences en termes d'éducation financière. Dans la figure 2.3, nous présentons la fraction de répondants ayant reçu un cours d'éducation financière au cours des cinq années précédant l'enquête. Cette fraction augmente avec le niveau d'éducation mais surtout est beaucoup plus faible au Québec (environ 5%)[6] . Ceci pourrait en partie expliquer le plus faible niveau de littératie fi-

6. L'Alberta (19,4%) et le Nouveau-Brunswick (19,32%) devancent l'Ontario (18,75%) en ce qui a trait à la proportion de personnes ayant suivi un cours d'éducation financière au cours des 5 années précédant l'enquête, tous niveaux d'éducation confondus. Mais au niveau

nancière des Québécois, ce que nous analyserons à la section 2.4 avec une analyse économétrique.

Figure 2.3 Personnes recevant un cours d'éducation financière au cours des cinq années précédant l'ECCF par province et niveau d'éducation



Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009. Poids utilisés. Note : RDC : Reste du Canada.

2.4.3 Préparation à la retraite et épargne

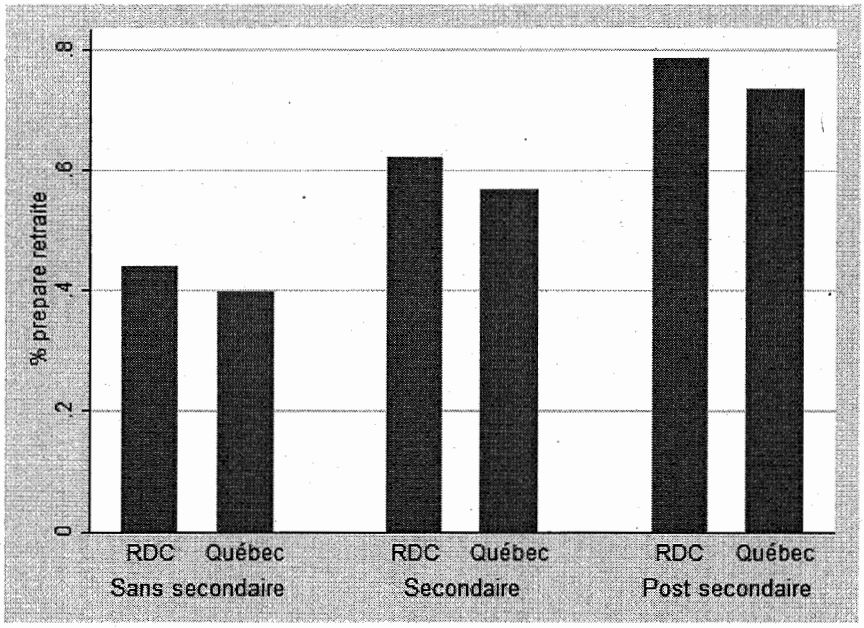
À la figure 2.4, nous rapportons la fraction de répondants dans chaque région affirmant préparer leur retraite. Comme on peut le constater, cette fraction est plus

---

du secondaire, Ontario fait mieux avec 17,09% contre 15,68% pour l'Alberta et 17,01% pour le Nouveau Brunswick. Québec (13,88%) et Terre-Neuve et Labrador (13,56%) se partagent la queue du classement. Seulement 12,74% de Québécois diplômés du secondaire indiquent avoir suivi un cours d'éducation financière au cours des 5 années précédant l'enquête, soit le plus faible pourcentage de toutes les provinces.

faible au Québec que dans le reste du Canada ; quoique, cette fois-ci, les différences sont beaucoup moins marquées (environ 5%) et statistiquement significatives que pour ceux possédant un diplôme secondaire ou post-secondaire. Les différences entre niveaux d'éducation sont très marquées. Moins de 40% de ceux ne possédant pas un diplôme d'études secondaires affirment préparer leur retraite contre plus de 75% chez ceux possédant un diplôme d'études post-secondaires.

Figure 2.4 Personnes préparant leur retraite par province et niveau d'éducation



Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009. Poids utilisés. Note : RDC : Reste du Canada.

Bien sûr, une telle mesure ne capte pas le niveau de préparation, subjectif ou réel. Bien qu'il soit très difficile d'obtenir une mesure objective de préparation à la retraite, certains signes sont certainement informatifs sur le degré de préparation. Parmi ces signes, on peut compter la participation à un RÉER, à des actifs boursiers ou obligataires ou bien encore au niveau de richesse nette du ménage. Au

tableau 2.2[7], nous rapportons certaines statistiques sur ces mesures.

Table 2.2 Différences d'épargne entre le Québec et le reste du Canada (RDC) chez les moins de 55 ans non-retraités

	Québec	Reste du Canada (RDC)	Différence (QC-RDC)
Épargne nette totale			
1er quartile	16 600	19 250	-2 650
Médiane	145 000	220 394.6	-75 394.6**
3e quartile	364 865.2	509 848.7	-144 983.5**
% épargne < 2 fois revenu fam.	51.28	43.56	7.72 **
% actifs boursiers (actions, CPG, DAT) (i)	35.35	44.36	-9.01 **
% REER (Régime enregistré d'épargne-retraite)	71.24	73.01	-1.77
% Immobilier (Maison)	72.93	78.23	-5.3 **

Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009. Poids utilisés. ** p-value<0.05, * p-value<0.1.

En termes de richesse totale, les répondants du reste du Canada en ont accumulé davantage au cours du cycle de vie que les Québécois. Bien sûr, les différences de revenu trouvées au tableau 2.2 peuvent en partie expliquer ces différences; mais, il demeure que les différences sont beaucoup plus marquées. Par exemple, le Québécois médian non retraité de moins de 55 ans a une richesse nette totale de 145000$ comparativement à 220394,6$ dans le reste du Canada. Les différences s'accentuent dans le haut de la distribution (par exemple au deuxième quantile). Certes, l'immobilier peut jouer un rôle important pour expliquer ces différences, tel que le démontre la plus faible participation au marché immobilier (73% contre 78%) et les différences de valeurs mobilières entre les grandes villes canadiennes (par exemple Montréal comparativement à Toronto). Mais ces différences demeurent si l'on exclut l'immobilier. Une plus grande fraction de Québécois disposent de moins de 2 fois leur revenu familial en termes d'épargne (51,28% contre 43,56%), ce qui indique une plus grande vulnérabilité

7. CPG : Certificats de placement garantis; DAT : dépôts à terme.

aux imprévus. En termes d'actifs boursiers et d'obligations, les Québécois participent beaucoup moins que dans le reste du Canada (35,4% contre 44,4%). Par contre, ils sont presque aussi nombreux à utiliser des RÉER (71,3% contre 73%).

2.5 Analyse économétrique

Une question intéressante est de savoir si les différences de littératie financière et de préparation à la retraite entre le Québec et le reste du Canada disparaissent après avoir contrôlé pour les différences en termes de caractéristiques socioéconomiques. Pour ce faire, nous allons utiliser les variables du tableau 2.1 en plus des contrôles pour l'occupation et l'industrie du répondant. En laissant une variable dichotomique "Québec" dans la régression, nous pourrons évaluer si les différences observées diminuent ou disparaissent après avoir contrôlé pour ces facteurs.

2.5.1 Déterminants de la littératie financière

Notre première régression consistera à postuler un modèle logit de la forme :

$$Pr\left(f_i = 1 | x_i, e_i, qc_i\right) = \Lambda\left(x_i\beta + \delta e_i + \gamma qc_i\right) \tag{2.1}$$

où f_i dénote un répondant i ayant fait moins d'une erreur sur les cinq questions posées, x_i un vecteur de caractéristiques démographiques (âge, état civil, immigrant) et socioéconomiques (revenu familial, niveau d'éducation, occupation et industrie), e_i une variable indicatrice du suivi d'un cours d'éducation financière au cours des cinq années précédant l'enquête et finalement qc_i une variable indicatrice égale à 1 si le répondant réside au Québec. La fonction de répartition logistique est donnée par $\Lambda()$. Nous estimons trois spécifications. La première en n'incluant que la variable "Québec" et les variables démographiques (âge, sexe et statut matrimonial). La deuxième spécification inclut les variables socioéconomiques (éducation,

revenu familial, occupation et industrie). Finalement, la troisième inclut la variable d'éducation financière. Les résultats sont rapportés au tableau 2.3[8] sous forme d'effets marginaux moyens (voir STATA margins).

Table 2.3 Déterminants de la littératie financière

Variables	Bonne Littératie financière (Logit)		
	1	2	3
Avoir suivi un cours d'éducation financière			0.039**
			(3.10)
Québec	-0.122**	-0.116**	-0.115**
	(-9.93)	(-9.73)	(-9.64)
Contrôle pour démographique	Oui	Oui	Oui
Contrôle pour socioéconomique	Non	Oui	Oui
N	9439	9439	9439

Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009. Poids utilisés. ** p-value<0.05, * p-value<0.1.

La première spécification (colonne 1), rapporte une différence brute de 12,3% en termes de littératie financière; une différence similaire à celle que nous avions rapportée à la figure 2.1 mais en contrôlant pour les différences en termes d'âge, d'état civil et d'immigration. Le fait d'inclure les variables socioéconomiques ne fait que diminuer la différence résiduelle. Ainsi, le déficit en termes de littératie

8. La variable dépendante est le niveau objectif de littératie financière, c'est-à-dire le pourcentage de personnes ayant répondu correctement à plus de 3 questions sur 5. Les effets marginaux moyen (sur la probabilité d'avoir un bon niveau de littératie financière) sont rapportés. Pour chacune des spécifications, les effets marginaux sont rapportés ainsi que les t-statistiques entre parenthèses. La spécification 1 contrôle pour les différences démographiques : l'âge, le sexe et le statut matrimonial. La spécification 2 contrôle pour les différences démographiques et socioéconomiques : le revenu familial, l'éducation et l'occupation. La spécification 3 contrôle pour les différences démographiques, socioéconomiques et pour le pourcentage de personnes ayant suivi un cours d'éducation financière dans les 5 années précédant l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF).

financière n'est pas dû aux différences socioéconomiques telles que le revenu, le niveau d'éducation ou bien l'occupation/industrie.

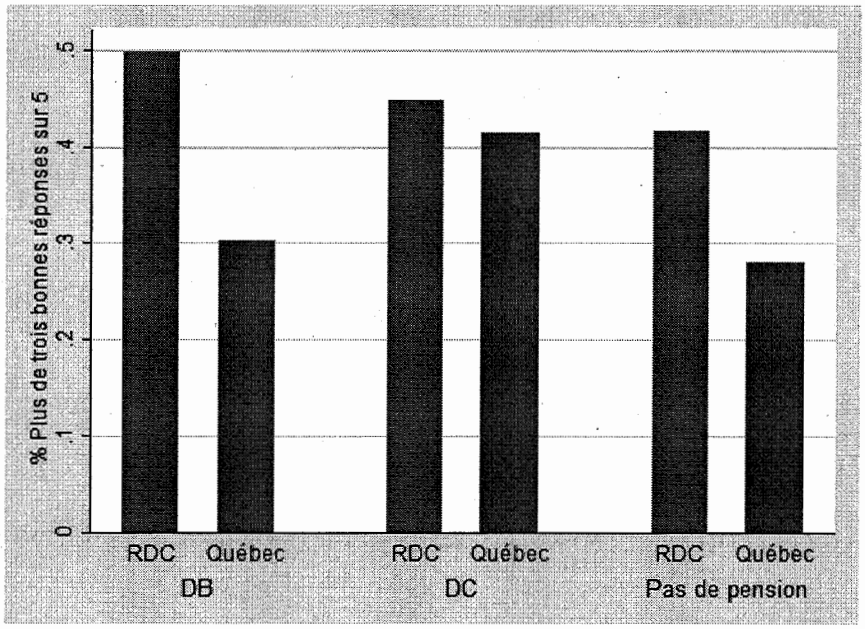
La troisième spécification inclut la mesure d'éducation financière analysée précédemment. Malgré un effet positif sur le niveau de littératie financière, ceci ne diminue que de très peu la différence Québec (QC) - reste du Canada (RDC). Ainsi, cette différence demeure largement inexpliquée par des différences en termes de caractéristiques socioéconomiques, démographiques ou d'éducation financière. Les questions sur les sources de régimes de retraite n'étaient pas posées aux répondants ayant rapporté ne pas préparer leur retraite. Donc, nous n'avons pas cru bon d'inclure ces mesures dans les régressions du tableau 2.3 dû à la possibilité que la préparation à la retraite soit endogène.

En effet, un lien de causalité allant de la littératie financière à la préparation à la retraite est beaucoup plus probable que l'inverse comme le soulignent Lusardi & Mitchel (2007a). Cependant, on peut voir à la figure 2.5 qu'il n'existe pas de différence QC-RDC pour ceux possédant un plan à cotisations déterminées (DC[9]) et planifiant leur retraite alors qu'il existe une différence importante pour ceux possédant un plan à prestations déterminées (DB). Même si ceci peut contribuer aux différences observées, puisqu'il y a plus de travailleurs couverts par des plans DB au Québec, on voit que la même différence est aussi observée chez ceux n'ayant pas de régime complémentaire. Donc, il y a d'autres mécanismes à l'œuvre.

---

9. Nous utilisons la notation anglaise DC pour Defined Contribution et DB pour Defined Benefit

Figure 2.5 Niveau objectif de littératie financière (personnes ayant plus de 3 bonnes réponses sur 5) par province et type de régime de pension (parmi répondant affirmant préparer leur retraite)



Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009. Poids utilisés. RDC : Reste du Canada. DB : régime à prestations déterminées (defined benefit).DC : régime à contributions déterminées (defined contribution).

2.5.2 Association entre littératie financière et préparation à la retraite

Puisque les différences en termes de littératie financière peuvent expliquer les différences en termes de préparation à la retraite, nous estimons des modèles logit pour la décision de préparer sa retraite ainsi que pour la participation à des actifs financiers (boursiers et obligataires). Nous rajoutons la variable de littératie financière aux variables explicatives. Ainsi, le coefficient sur la variable "Québec" mesure maintenant les différences inexpliquées après avoir contrôlé pour

les différences en termes de caractéristiques socioéconomiques, démographiques ainsi qu'en termes de littératie financière. Les 6 premières colonnes du tableau 2.4 [10] rapportent les résultats pour ces deux variables.

Table 2.4 Association entre littératie financière et préparation à la retraite

Variables	**Préparation (logit)**			**Actifs fin. (logit)**			**Épargne (milliers) (médiane)**		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Littératie élevée		0.131**	0.060**		0.143**	0.065**		0.91**	0.283**
		(13.50)	(6.45)		(14.01)	(6.36)		(14.66)	(4.93)
Québec	-0.043**	-0.029**	-0.028**	-0.091**	-0.072**	-0.055**	-0.402**	-0.295**	-0.143*
	(-4.15)	(-2.86)	(- 2.95)	(-7.14)	(-5.67)	(-4.56)	(-5.20)	(-4.12)	(-2.22)
Démographique	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Socio-économique	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
N	9139	9139	9139	8913	8913	8913	9439	9439	9439

Source : Calcul des auteurs à partir de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF) 2009.
Poids utilisés. ** p-value<0.05, * p-value<0.1.

Tout comme Lusardi & Mitchel (2007a), nous obtenons un lien positif entre la littératie financière et la préparation à la retraite (13,1%), même après avoir contrôlé pour des variables socioéconomiques (6,0%**). La différence brute entre le Québec et le RDC, de l'ordre de 5% est réduite à 2,9% après contrôle pour la littératie financière et les variables socioéconomiques. Pour ce qui est de la participation à des actifs financiers, la différence Québec-reste du Canada fond de moitié après voir contrôlé pour les différences en termes de littératie financière et

10. Se rapporter au titre de chaque colonne pour la variable dépendante ainsi que la méthode d'estimation. Pour les logits, les effets marginaux sont rapportés. Pour chacune de ces variables, les estimés sont rapportés ainsi que les t-statistiques entre parenthèses. Les spécifications 1 ne contrôlent pour aucune différence démographique et socio-économique. Les spécifications 2 contrôlent pour les différences démographiques : l'âge, le sexe et le statut matrimonial. Les spécifications 3 contrôlent pour les différences démographiques et socioéconomiques : le revenu familial, l'éducation et l'occupation. L'indicateur de littératie élevée indique si le répondant a obtenu plus de 3 bonnes réponses sur 5 aux questions mentionnées dans le texte.

de variables socioéconomiques. Plus de la moitié demeure cependant inexpliquée. Finalement, nous estimons une régression médiane (STATA qreg) afin de regarder les effets sur l'épargne nette. Ces résultats sont présentés aux colonnes 8 à 10 du tableau 2.4. D'une différence brute d'environ 40000$, nous passons à une différence de moins de 14000$ en ajustant pour les différences de littératie financière et de caractéristiques socioéconomiques. Ainsi, nous pouvons conclure que même si la littératie financière peut expliquer en partie les différences de préparation à la retraite et d'épargne observées, il en demeure une partie inexpliquée. Ceci laisse place à des explications institutionnelles que nous n'avons pas pu exploiter pour manque d'information quant à l'éducation financière et mathématique reçue à de plus jeunes âges ainsi que d'information sur les régimes de retraite complémentaires détenus par les répondants de l'enquête, peu importe leur degré de préparation à la retraite.

2.6 Conclusions

Dans cet article, nous nous sommes intéressés aux différences provinciales en termes de littératie financière et de préparation à la retraite. Pour ce faire, nous avons utilisé les données de l'Enquête canadienne sur les capacités financières (ECCF). Et, en plus de documenter ces différences, nous avons tenté de voir si celles-ci pouvaient être expliquées par des différences socioéconomiques.

Notre première conclusion est que le Québec semble tirer de l'arrière en termes de niveau de littératie financière par rapport au reste du Canada. Ces différences persistent même si l'on contrôle pour les différences d'éducation financière à l'âge adulte ainsi que pour des caractéristiques socioéconomiques telles que le revenu et l'éducation. Ces résultats sont différents de ceux de Carpentier & Suret (2011) qui rapportent un niveau plus élevé de littératie financière chez les

gestionnaires de portefeuille québécois. Comme nous l'avons noté, l'échantillon de notre étude et celui de Carpentier & Suret (2011) est très différent. En fait, si nous restreignons notre analyse aux groupes majoritaires de leur étude, nous sommes en mesure d'obtenir un niveau de littératie financière plus élevé au Québec. Par ailleurs, il faut noter que les questions demandées dans les deux études sont très différentes. En effet, les questions posées par Carpentier & Suret (2011) portent davantage sur la gestion de portefeuille que sur d'autres aspects de la littératie financière.

Une deuxième conclusion est que la littératie financière est positivement corrélée avec la préparation à la retraite, même après avoir contrôlé pour des variables socioéconomiques. De plus, le fait d'avoir suivi un cours d'éducation financière augmente de 4% la probabilité d'avoir un bon niveau de littératie financière après contrôle pour les variables socioéconomiques. Et la proportion de répondants indiquant avoir suivi un tel cours demeure plus faible au Québec que dans le reste du Canada quelque soit le niveau d'éducation, des différences statistiquement significatives. Une troisième conclusion est que les Québécois semblent : a) être moins susceptibles d'indiquer qu'ils préparent leur retraite, b) être moins susceptibles de participer aux marchés boursiers et obligataires et finalement c) épargner moins si l'on regarde leur richesse nette. Ces différences persistent même après avoir contrôlé pour les différences de littératie financière ainsi que les différences socioéconomiques.

Une interprétation de nos résultats est qu'il existe des différences institutionnelles, non captées par nos régressions, qui expliquent ces différences. Nous avons identifié deux différences institutionnelles susceptibles de jouer un rôle : i) l'éducation en mathématiques et en finance au cours du cursus scolaire et ii) la plus grande prépondérance de régimes à prestations déterminées au Québec. Cependant, nous avons été incapables de démontrer un lien direct entre ces différences

institutionnelles et les différences de comportements observées. Une explication alternative est que les Québécois, particulièrement ceux qui sont plus âgés, ont des préférences différentes pour l'épargne. Ils ont eu donc des besoins différents en termes d'investissement dans la littératie financière. Afin de séparer ces deux interprétations, il serait intéressant de pouvoir mesurer l'évolution de la littératie financière dans un contexte économique changeant, par exemple, avec l'introduction des régimes volontaires d'épargnes retraite (RVER) entrés en vigueur en janvier 2014. De plus, il sera possible dans le futur de mesurer l'effet de l'élimination du cours d'éducation économique au secondaire au Québec en 2009 sur la littératie financière des jeunes adultes.

Plusieurs facteurs annoncent un futur où les travailleurs seront de plus en plus responsables pour la préparation de leur retraite. Le vieillissement exerce des pressions constantes sur la viabilité des régimes traditionnels de retraite et l'augmentation de l'espérance de vie augmente la nécessité de bien préparer une période de retraite de plus en plus longue. Nos résultats illustrent le retard de plusieurs personnes à maîtriser des concepts élémentaires qui sont nécessaires à la bonne préparation de la retraite et donc de la nécessité, en particulier au Québec, de prendre en compte ces lacunes dans l'évaluation de la désirabilité des réformes à venir afin d'assurer la sécurité financière des retraités.

ANNEXE

Questions servant au calcul de l'indice de littératie financière

Les questions servant à calculer l'indice de littératie financière sont les suivantes :

1- Inflation

L'inflation peut causer divers désagréments. Quel groupe de personnes éprouverait les pires difficultés si l'inflation se maintenait pendant plusieurs années à un taux élevé ?

1. Les jeunes couples de travailleurs sans enfants
2. Les jeunes couples de travailleurs qui ont des enfants
3. Les couples de travailleurs plus âgés qui épargnent en vue de leur retraite
4. Les personnes âgées qui vivent avec un revenu de retraite fixe
5. Ne sait pas (Code 7)
6. Refus (Code 8)
7. Non déclaré (Code 9)

2- Produits financiers

Linda a épargné 12000$ pour ses études universitaires en travaillant à temps partiel. Elle prévoit débuter l'université l'année prochaine et elle a besoin de tout l'argent qu'elle a épargné. Lequel des énoncés parmi la liste suivante est le plus sûr pour y investir l'argent destiné à ses études universitaires ?

1. Obligations de sociétés
2. Fonds commun de placement
3. Compte d'épargne dans une banque

4. Coffre-fort à la maison
5. Actions
6. Ne sait pas (Code 7)
7. Refus (Code 8)
8. Non déclaré (Code 9)

3- Taxation

Si vous aviez un compte d'épargne dans une banque, lequel des énoncés suivants concernant l'intérêt versé sur ce compte serait exact.

1. La taxe de vente peut être perçue sur l'intérêt que vous gagnez
2. Vous ne pouvez pas recevoir d'intérêt avant votre 18e anniversaire
3. Les gains faits sur les comptes d'épargne ne sont pas imposables
4. L'intérêt versé peut être imposé si votre revenu est assez élevé
5. Ne sait pas (Code 7)
6. Refus (Code 8)
7. Non déclaré (Code 9)

4- Pouvoir d'achat

Si le taux d'inflation est de 5% et que le taux d'intérêt versé sur vos épargnes est de 3%, est-ce que vos épargnes auront au moins le même pouvoir d'achat dans un an ?

1. Oui
2. Non
3. Ne sait pas (Code 7)
4. Refus (Code 8)

5. Non déclaré (Code 9)

5- Solvabilité

Un rapport de solvabilité est... ?

1. Une liste de vos avoirs et dettes
2. Un relevé mensuel de votre carte de crédit
3. Un historique des prêts et des remboursements
4. Une ligne de crédit dans une institution financière
5. Ne sait pas (Code 7)
6. Refus (Code 8)
7. Non déclaré (Code 9)

Plusieurs questions ont été omises, soit parce qu'elles n'étaient pas assez claires ou parce qu'elles avaient peu à voir avec la littératie financière telle que définie dans la littérature. Par exemple, une question demande si quelqu'un assure les investissements boursiers. La "bonne" réponse selon les auteurs du questionnaire est que personne n'assure les investissements boursiers. Or, l'Autorité des marchés financiers assure l'encadrement des activités des marchés boursiers. Cette ambiguité peut expliquer pourquoi un faible pourcentage des répondants ont obtenu la "bonne" réponse. Une autre question concerne l'utilisation des guichets automatiques à l'étranger. Cette question pourrait mesurer davantage l'expérience internationale des répondants que leur niveau de littératie financière. Malgré notre choix de restreindre l'analyse à 5 questions, notre analyse ne dépend pas de ce choix. L'utilisation d'un ensemble de 10 questions donne essentiellement les mêmes conclusions [11].

---

11. Résultats disponibles auprès des auteurs.

Les réponses ont été recodées en trois catégories de réponse : correcte, incorrecte et ne sait pas. Par la suite, nous avons rapporté le nombre de bonnes réponses, sur un total maximum de 5, pour donner une note à chaque répondant. Les répondants ayant eu une note supérieure ou égale à 80% (plus de 3 bonnes réponses sur 5) ont été classés comme ayant un bon niveau de littératie financière. Les résultats que nous présentons ne sont pas sensibles au seuil que nous utilisons. Il nous apparait que sur des questions aussi simples, plus d'une erreur signale un niveau de littératie financière assez faible.

CHAPITRE III

TAX-PREPAID VS TAX-DEFERRED SAVINGS IN CANADA : HOW RELEVANT IS THE EFFECTIVE MARGINAL TAX RATE ?

Abstract

This paper analyzes, using data from the Survey of Financial Security (SFS, 2005 and 2012), the impact of the effective marginal tax rate (EMTR) on tax-prepaid and tax-deferred savings in Canada, particularly on Tax-Free Savings Account (TFSA) and Registered Retirement Savings Plan (RRSP). Our results show that the current (while working) EMTR does not have any statistically significant effect on the probability of choosing a TFSA or an RRSP when we control for pre-tax income, province fixed effects and socio-demographic characteristics. We do not observe either any statistically significant effect of the current EMTR on the fraction of financial assets invested in TFSA and RRSP when controls are used. However, the future (at retirement) EMTR increases the fraction of financial assets invested in RRSP even if controls are used, which is the opposite of what theory would predict. Hence, our results indicate that households do not appear to effectively benefit from the tax advantages offered by these products.

3.1 Introduction

In 2001, Kesselman and Poschmann called for the introduction of a tax-prepaid savings plan that allows for accumulation of savings where withdrawals of capital and interests are tax-free and contributions are not tax-deductible (Kesselman & Poschmann, 2001). They argued that for many low-income workers, savings in tax-deferred retirement plans like the Registered Retirement Savings Plan (RRSP) was not particularly interesting, since they were subject to higher effective marginal tax rates (EMTR) and tax recoveries at retirement than those to which they would have been subject to while working.

In January 2009, the Tax-Free Savings Account (TFSA), this tax-prepaid savings product, was introduced in Canada[1]. It allowed Canadians to save up to 5000 dollars per year from 2009 to 2012 and 5500 from 2013 to 2014. In 2015, the maximum allowed was 10000 dollars; but, it has been fallen to 5500 since 2016. Unlike the Registered Retirement Savings Plan (RRSP), the amount saved is not eligible for a deduction of taxable income; but the amount accumulated can be used to finance any kind of projects at anytime and returns accumulate tax free. For governments, by fully taxing labour income while exempting capital income, the tax-prepaid products achieve the same measure of consumption in terms of

---

1. The Canadian retirement income system has three separate but linked levels or pillars, designed to enable elderly to maintain a certain retirement standard of living. Pillar 1 : The system of Canada's public pension benefits consists of the old age security (OAS) and guaranteed income supplement (GIS). Pillar 2 : The Canada Pension Plan consists of Canada Pension Plan (contributory) and, in Quebec, the Quebec Pension Plan. Pillar 3 : Private retirement savings, including Registered Pension Plans (RPP), Registered Education Savings Plans (RRSP), Registered Retirement Savings Plans (RRSP) and Tax-Free Savings Account (TFSA). The US equivalent of the RRSP is the Individual Retirement Account (IRA) or the 401(k) sponsored by the employer. The US equivalent of the TFSA is the Roth IRA.

the present value of taxes paid as the tax-deferred products (Kesselman, 2014). It is worth noting that withdrawal rules are different between both products. TFSA withdrawals are not taxed while RRSP withdrawals are taxed at the current tax rate.

The higher the current (while working) marginal tax rate (MTR), the cheaper investing in a RRSP is. Conversely, the larger is the future (at retirement) MTR, the more advantageous it is to invest in TFSA. Incentives to invest in TFSA and RRSP largely depend on the effective MTR. There is here an important issue regarding the effective marginal tax rate (EMTR). In Quebec for example, in 2013, the maximum MTR based only on tax tables of individuals was set to 49.965%. This rate applies to any taxable income higher than 135054$. Policymakers often avoid crossing the psychological threshold of 50% for MTR. But in fact, the EMTR can easily exceed 75% for a low-income individual (Laferrière & Montreuil, 2013). This is the case for a low-income retiree, living alone, who receives a guaranteed income supplement (GIS). The GIS provides a monthly non-taxable benefit to old age security (OAS) pension recipients who have a low income and are living in Canada. It is a government transfer based on income of the previous year. GIS is reduced by 50% from the last dollar of other independent income, excluding OAS but including retirement benefits, interests, the portion of salary exceeding 3500$, dividends, etc.

Thus, the EMTR for a very low-income individual already exceeds the maximum of MTR of 49.965% paid by taxpayers with incomes above 135054$, even if this person is exempt from tax because of his low income. He also has access to a supplemental pension, considered as a GIS bonus. Moreover, the GIS is reduced by 25% when the individual living alone begins to receive an income greater than 2000$. In sum, for individuals with very low income, there is an EMTR of 75%. But, in reality, how many people really take into account the EMTR when

choosing a TFSA or an RRSP ?

In this paper, we ask the following three main questions : i) what is the real effect of the EMTR on the fraction of financial assets invested in TFSA and RRSP ? ii) Do individuals really compare the current EMTR to the future EMTR when they choose a TFSA versus an RRSP ? iii) Does this effect vary across education group ?

We answer these questions by using a simple theoretical model and data from the survey on financial security (SFS, 2005 and 2012) of Canadian households. To the best of our knowledge, this is the first paper at disaggregated level that evaluates the impact of EMTR on fraction of savings in TFSA and RRSP.

Our theoretical model shows that if the current MTR is higher than the future MTR, the economic agent chooses the RRSP. If the current MTR is lower than the future MTR, he opts for the TFSA. Whereas, if the two rates are equal, he is indifferent between TFSA and RRSP and therefore can choose any combination of them.

Empirical results show that the current EMTR does not have any statistically significant effect on the probability of choosing a TFSA or an RRSP when we control for pre-tax income, province fixed effects and socio-demographic characteristics. We do not observe either any statistically significant effect of the current EMTR on the fraction of financial assets invested in TFSA and RRSP when controls are used. However, the future EMTR increases the fraction of financial assets invested in RRSP even if controls are used, which is the opposite of what theory would predict. Hence, our results indicate that households do not appear to effectively benefit from the tax advantages offered by these products.

In section 2, we briefly summarize prior studies. Next we present a simple

theoretical model to better understand the effects of MTR on investments in TFSA and RRSP. Section 4 is devoted to the description of the survey and variables used in our analysis. Section 5 analyses the regression results and the sixth concludes.

3.2 Prior Litterature

Although it is very relevant to evaluate the impact of tax system on the household choices of savings instruments, the related literature is not particularly abundant. We did find only some papers related to our topic of interest. For instance, Feldstein (1976) shows that the personal income tax affects the individual demand for assets even after controlling for net worth, age, sex and other individual characteristics. He also estimates the sensitivity of taxable income to variations in MTR (Feldstein, 1995). These changes can alter individual behavior, particularly their choice of savings vehicles.

According to Feldstein, high current MTR encourage individuals to invest their assets in a manner that reduces the taxable income. RRSP offers the opportunity to do so. Then, tax system and specific transfer policies can create powerful interactions that may encourage or discourage households to prepare their retirement. The Canadian tax system offers a rare opportunity to address these issues for two reasons : i) Provinces have both federal income taxes but also provincial income taxes ; ii) Canada has both types of savings instruments : TFSA and RSSP.

Analysis of interactions between different savings vehicles of opposite characteristics could afford to propose new strategies for savers to help them to be better prepared for their retirement. Results of this analysis will also help to better judge the impact of households' use of different available vehicles and the possible crowding out effects on savings accumulated in other vehicles. However, Iyengar et al. (2003) show that participation rates as a function of number of funds offered

decline in USA. When there is only two funds offered, participation rates peaked at 75 percent, but when there is 59 funds offered, participation rates drop to only 60 percent.

In Canada, Kesselman & Poschmann (2001) argue that Canadians will have a less comfortable retirement if, under only tax-deferred plans like RRSP, they save less than they should and choose inappropriate retirement savings vehicles. In this case, Canadian governments would be exposed to higher public expenditures due to population aging and increase in elderly poverty. Therefore, tax-prepaid plans like TFSA should provide Canadians with a new choice in addition to the RRSP and registered pension plans (RPP) subsidized by the employer. It would encourage more Canadians to save and improve their retirement planing to cope with the aging baby boom generation.

For countries having both tax-prepaid and tax-deferred instruments, Beshears et al. (2013) argues that Roth contributions, the US equivalent of the TFSA, are advantageous to households whose current MTR is lower than their future MTR. Closer to our objective, Beshears et al. (2015) finds no evidence in USA that the introduction of Roth decreases savings contribution in $401(k)$, the US equivalent of the RRSP. One of the main reasons is the employee confusion about the new products and the neglection of tax properties of Roth balances. In fact, they suggests that government can increase after-tax private savings by keeping relatively constant the present value of taxes collected by making savings non-deductible up front but tax exempt in retirement, not vice versa.

3.3 Model

We use a simple theoretical model to show how the marginal tax rate affects the decision to invest in TFSA and RRSP and the share of financial savings

invested in those products. We assume that the agent lives two periods. He works in the first period and earns y_1 as income which can be consumed (c_1) or either invested in an RRSP or in a TFSA. If w is the total amount invested in the RRSP and the TFSA, α is the share of financial savings invested in the RRSP and $(1-\alpha)$ is the share of financial savings invested in the TFSA, obviously with $0 \leq \alpha \leq 1$, αw gives the amount invested in the RRSP and $(1-\alpha)w$ the one invested in the TFSA.

Marginal tax rates are τ_1 during working period and τ_2 at retirement. We assume also that the agent has a method to forecast τ_2. Investment in RRSP in the first period gives access to a tax refund at the same period for an amount of $\tau_1 \alpha w$ but withdrawals are taxed. The one in the TFSA does not allow for the tax return but rather more flexibility since withdrawals are not taxed. The main feature with the TFSA is that it can be withdrawn before retirement. Therefore, at equal tax rates and with perfect foresight TFSA and RRSP are not perfect substitutes. RRSP can also be used before retirement to buy the first house without penalty fees. In the second period, the agent gets a retirement income y_2. Savings grows at a pre-tax rate of return r. The decision variables are the consumption in the first period and the fraction invested in the TFSA and/or in the RRSP. The economic agent discounts the future with the discount factor β and maximizes the following program :

$$\max_{w,\alpha} \{u(c_1) + \beta u(c_2)\} \tag{3.1}$$

$$\text{Subject to} \quad c_1 + w = y_1(1-\tau_1) + \tau_1 \alpha w \tag{3.2}$$

$$c_2 = y_2(1-\tau_2) + (1+r)\alpha w(1-\tau_2) + (1+r)(1-\alpha)w \tag{3.3}$$

$$\alpha \in [0,1] \tag{3.4}$$

We can rewrite (3.3) as follows :

$$c_2 = y_2(1-\tau_2) + (1+r)w(1-\alpha\tau_2) \tag{3.5}$$

We replace c_1 and c_2 in the objective function (3.1) to find :

$$V(\alpha, w) = u\left(y_1(1-\tau_1) - (1-\tau_1\alpha)w\right) + \beta u\left(y_2(1-\tau_2) - (1+r)\alpha w\tau_2 + (1+r)w\right) \tag{3.6}$$

The amount saved, w, and the share of that savings invested in the RRSP, α, are determined by maximizing V under the constraints given by 3.4. Generally, in the life cycle literature, we use the Constant Relative Risk Aversion (CRRA) function as utility function. This choice is supported, among other works, by recent studies of Brunnermeier & Nagel (2008) and Chiappori & Paiella (2011) who find that they cannot reject the CRRA hypothesis. The simplest form of these types of functions is the logarithmic function that we use here. The Lagrangian corresponding to this maximization problem is :

$$\mathcal{L} = V(\alpha, w) + \mu_0\alpha - \mu_1(\alpha - 1) \tag{3.7}$$

where μ_0 and μ_1 are the multipliers associated with the constraint $\alpha \geq 0$ and $\alpha \leq 1$ respectively. The first order conditions of Kuhn and Tucker maximization

are written as follow :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = \frac{\tau_1 w}{y_1 (1-\tau_1) - (1-\tau_1 \alpha) w} - \beta \frac{(1+r) w \tau_2}{y_2 (1-\tau_2) + (1+r) w (1-\alpha \tau_2)} + \mu_0 - \mu_1 = 0 \tag{3.8}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w} = \frac{-(1-\tau_1 \alpha)}{y_1 (1-\tau_1) - (1-\tau_1 \alpha) w} + \beta \frac{(1+r)(1-\alpha \tau_2)}{y_2 (1-\tau_2) + (1+r) w (1-\alpha \tau_2)} = 0 \tag{3.9}$$

$$\mu_0 \alpha = 0; \quad \mu_1 (\alpha - 1) = 0; \tag{3.10}$$

$$\mu_0 \geq 0; \quad \mu_1 \geq 0; \quad \alpha \geq 0; \quad \alpha \leq 1. \tag{3.11}$$

We note immediately that μ_0 and μ_1 cannot simultaneously be strictly greater than 0, since it would mean, according to the conditions (3.10) that $\alpha = 0$ and $\alpha = 1$, which is obviously impossible. Moreover, condition (3.9) implies that :

$$\frac{1}{y_1 (1-\tau_1) - (1-\tau_1 \alpha) w} = \frac{\beta (1+r)}{[y_2 (1-\tau_2) + (1+r) w (1-\alpha \tau_2)]} \frac{(1-\alpha \tau_2)}{(1-\alpha \tau_1)} \tag{3.12}$$

By introducing (3.12) in (3.8), we get :

$$\frac{\beta (1+r) w}{[y_2 (1-\tau_2) + (1+r) w (1-\alpha \tau_2)]} \left[\frac{\tau_1 - \tau_2}{1-\alpha \tau_1} \right] + \mu_0 - \mu_1 = 0 \tag{3.13}$$

The solution of the maximization problem depends on the sign of $\tau_1 - \tau_2$ and the sigh of $\mu_0 - \mu_1$. Accurately, we have three possible cases that we will examine separately.

1. First case : $\tau_1 - \tau_2 < 0$. In this case, condition (3.13) implies that $\mu_0 - \mu_1 > 0$. As $\mu_1 \geq 0$ and as we have mentioned μ_0 and μ_1 cannot simultaneously be strictly greater than 0, we have $\tau_1 - \tau_2 < 0$ implies $\mu_0 > 0$ and therefore that the solution of the maximization problem is $\alpha = 0$. Hence, if $\tau_1 < \tau_2$, the agent puts all his savings in TFSA.
2. Second case : $\tau_1 - \tau_2 > 0$. In this case, condition (3.13) implies that $\mu_0 - \mu_1 < 0$. As $\mu_0 \geq 0$ and as μ_0 and μ_1 cannot be simultaneously strictly greater than

0, we get that $\tau_1 - \tau_2 > 0$ implies $\mu_1 > 0$ and therefore that the solution of the maximization problem is $\alpha = 1$. Hence, if $\tau_1 > \tau_2$, the agent chooses only the RRSP.

3. Third case : $\tau_1 - \tau_2 = 0$. In this case, condition (3.13) implies that $\mu_0 - \mu_1 = 0$. This condition can be satisfied only with $\mu_0 = \mu_1 = 0$ since μ_0 and μ_1 cannot simultaneously be strictly greater than 0. We obtain $\tau_1 - \tau_2 = 0$, there are an infinity of solutions, since any value of $\alpha \in [0, 1]$ satisfies the first order conditions of the maximization problem. So, when $\tau_1 - \tau_2 = 0$, the agent is indifferent between investing in a TFSA and investing in an RRSP.

The discount factor β that indicates the degree of patience of the agent plays an important role in choosing the TFSA versus RRSP. This is the inter-temporal preference factor which makes possible comparison between the two periods. The higher the discount factor or the preference for the future, the less the agent will tend to consume in the present and save more for the future. Hence, he will pay more attention to future marginal tax rate. This type of agent is more likely to opt for the RRSP. Conversely, if the preference of the agent for the future is low, he will give less importance to the future and may opt more readily for the TFSA which offers more flexibility. In our empirical analysis, we do not emphasis the importance of the discount factor. We will regress the share of financial assets invested in TFSA or RRSP, α, on measures of current marginal tax rate, τ_1, and future marginal tax rates, τ_2, by controlling for pre-tax income y_1, province fixed effects and socio-demographic characteristics. We do not model here uncertainty about the future effective marginal tax rate. This uncertainty could explain the existence of interior solution.

3.4 Data

We use data from the Survey of Financial Security (SFS, 2005 and 2012) which provides information on the net worth of Canadian families, that is to say the difference between their assets and liabilities. Information is collected on the value of all major financial and non-financial assets and on the money owing on mortgages, vehicles, credit cards, student loans and other debts. The SFS represents the population living in the ten provinces.

The SFS was carried out three times by Statistics Canada : 1999, 2005 and 2012. In this paper, we use the last two waves. The 2005 wave contains information about 5282 families. Most information on assets and debt were collected at the family unit level. The term family or "family unit" includes individuals and families of two or more persons. The 2012 wave has a stratified multistage design. Data from 12003 family units was collected in 2012. The sample was selected as two independent samples from two overlapping bases.

For our analysis, the sample is composed of 5282 families in 2005 and 12003 in 2012, for a total of 17285 heads of households. Individual information and those for economic families are saved in different files. We then merge the two files to match each family wealth variable to the reference person. Statistics Canada interviews the family member who knows better the financial situation of the family. If necessary, questions can be asked to other family members and proxy responses can be accepted. To reduce response burden, information from tax records and the Survey of Pension Plans in Canada are used. When income tax data is not matched, imputation by nearest neighbor was used by Statistics Canada. All our analysis is weighted using the integrated weight provided by Statistics Canada.

3.4.1 Variables Definition

Total assets are divided into four broad categories : private pension assets, financial assets (excluding private pension assets), non-financial assets and equity in a company. Private pension assets include savings held in Registered Retirement Savings Plans (RRSP), Locked-In Retirement Accounts (LIRA), Registered Retirement Income Funds (RRIF), the value of pension benefits earned through participation in an employer pension plan, and other retirement savings such as deferred profit sharing plans. Our definition of financial assets savings include private pension assets and non-pension assets (excluding private pension assets). All of those variables are expressed in 2014 constant dollars to account for inflation, which influences both the level and the rate of savings.

Financial assets excluding pension consist of deposits in financial institutions, mutual, investment funds, stocks, bonds, TFSA and other financial assets. In the SFS, RRSP, LIRA and RRIF are grouped into one single variable named **warsprif**. We divide it by the sum of private pension assets (**wastpent**) and the financial assets excluding private pension assets (**wastfinp**) to obtain the share of financial assets invested in RRSP. TFSA is explicitly defined in the SFS. We also divide it by the same financial assets to obtain the fraction of financial assets invested in TFSA.

3.4.1.1 **Current and Future Marginal Tax Rate**

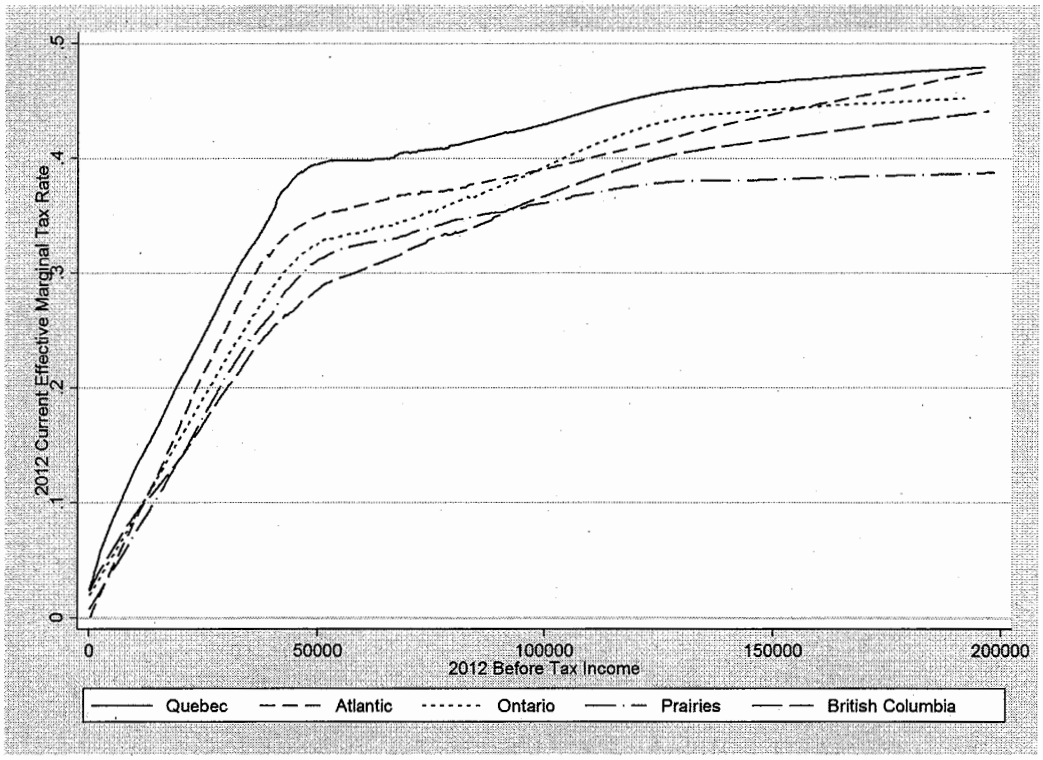
The marginal tax rate is obtained using the Canadian Tax and Credit Simulator (CTaCS, version 2013-1) of professor Kevin Milligan from the Department of Economics of the University of British Columbia (Milligan, 2013). CTaCS is a package that simulates the Canadian personal income tax and transfer system from 1962 to 2012 for all Canadian provinces. It provides a tax parameter data-

base and a set of computer programs that allow us to compute MTR. The tax parameter database includes, for each year and province, tax rates and brackets, the basic amount, deduction limit for childcare expenses and RRSP, the amounts and clawback thresholds for the Canada child tax benefit, etc. These parameters have been collected directly from the relevant legislation. To calculate MTR, we calculate tax liability under two different income levels and take the difference to find the MTR. The increment for calculating the MTR is 100$. An increment of one dollar would induce an issue with rounding errors while an increment of 1000$ would smooths out the kink points too much. Therefore, 100$ is a compromise between these two issues as notes Milligan (2013).

Figure 3.1 presents the current EMTR by before tax income level in 2012 for non-retirees, males aged of 25-55 years. This subpopulation (non-retirees, males aged of 25-55 years) of 4572 household heads represents individuals who are more likely to have a stable career over the life cycle. The figure 3.1 shows inter-provincial differences in the EMTR. We report graphs only for 2012 since those showing the fraction of savings invested in TFSA and RRSP are limited to 2012. Recall that, in 2005, TFSA did not exist. But apart from a slight decrease in the tax rate observed in 2012, interprovincial variations that interest us are also very important in 2005. These rates are increasing in before tax income and are highest in Quebec. They increase rapidly with income up to the 50000$ threshold. Then, they grow up slowly for incomes above 50000$ approaching a MTR of 50% for income of 200000$. CTaCS does not properly take into account the GIS which is a recovery element not including in CTaCS.

To test the prediction of our model, we construct the index $(1-\tau_w)/(1-\tau_r)$, where τ_w is the current EMTR and τ_r is the future EMTR. If the current EMTR is higher than the future EMTR, the index will be less than 1 and the theoretical model predicts that the economic agent should be more likely to choose RRSP.

Figure 3.1 Current Effective Marginal Tax Rate by Province Group in 2012



Source : SFS, CTaCS, author's calculation. Note : This figure shows current EMTR by province for non-retired males aged 25-55 in 2012 in Canada. Profiles are smoothed using a lowess filter.

If the current EMTR is less than the future EMTR, the index will exceed 1 and the theoretical model predicts that the economic agent chooses the TFSA. If the current rate is equal to the future rate, the index will be 1 and the agent should be indifferent between choosing the RRSP and TFSA. Taking the log of the index yields to the difference of log $(1 - \tau_w)$ and log $(1 - \tau_r)$. This is the option we will use in our empirical estimation.

Unfortunately, we do not observe the future EMTR for non-retirees; we only observe EMTR at retirement for retirees. Hence, we need to find a method to assign an EMTR at retirement, τ_r, to workers for when they will be retired. To do this, we assume that the non-retiree will be in the same percentile of the income

distribution when he is retired. From this assumption, we can attribute to non-retirees a retirement income that allows us to calculate the EMTR at retirement for workers. To attribute this retirement income, the algorithm is the following :

1. First, for each year, we calculate the percentile of total income[2] for non-retirees;
2. Second, for each year, we calculate the percentile of total income for retirees;
3. For each percentile of total income for retirees and for each year, we draw randomly a retiree according to a uniform distribution;
4. Then, for each year, we match each non-retiree of the same percentile to the retirement income of the retiree selected at this given percentile;
5. Finally, we compute the MTR at retirement for non-retirees using CTaCS, assuming he has the characteristics of the retiree (income while working and at retirement, etc.).

The current MTR presented before are those of non-retirees and do not take into account the Guaranteed Income Supplement (GIS) that plays a great role in EMTR calculation for low income individuals. Macnaughton et al. (1998) have agued that GIS has the biggest impact on the calculation of EMTR at retirement. More interestingly, they have been suggesting a calculation method for Canada to adjust the MTR to take into account the GIS. This method consists of adding 50 percentage points to the "Statutory" Marginal Tax Rates for individuals living alone who receive a GIS and 25 percentage points to those living in couple who receive a GIS. This is because, as mentioned before, the GIS is reduced by half for each dollar of other income, excluding OAS.

Only individuals over 65 years old are eligible for GIS. In the SFS, 32.5%

---

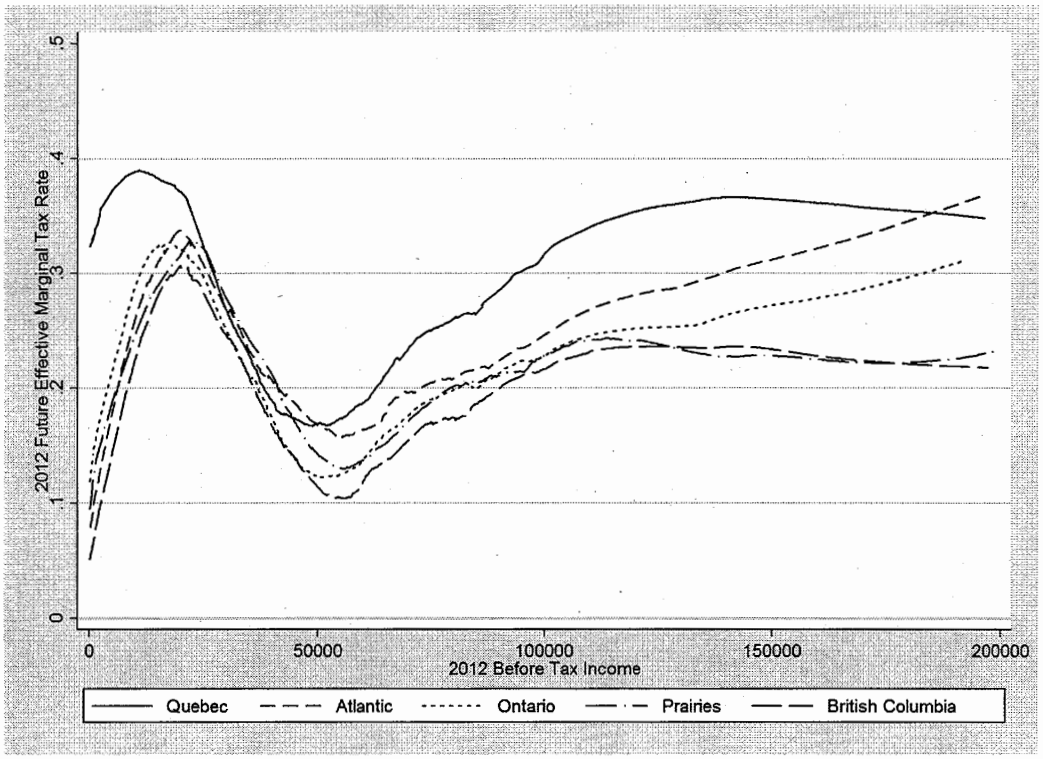
2. Total income includes market income (earnings and salaries, treatments, income from self- employment...) and government transfers.

of them have received GIS and we have the same percentage after matching GIS to non-retirees. By doing so, we obtain the EMTR at retirement for non-retirees. Figure 3.2 plots the EMTR at retirement in 2012 with adjustment for the GIS. It shows that, in 2012, low income individuals have the highest EMTR at retirement. These rates also differ by province in 2012. We observe the same pattern in 2005. We note that the EMTR increases for low income to a peak in Quebec at around 20000$ before decreasing up to income of 50000$. Overall, the rates remain below 40% in all provinces in 2012. In general, EMTR are higher in Quebec. The results point in the same direction as those of Macnaughton et al. (1998) and Laferrière & Montreuil (2013) who find that in general the highest MTR are found in the lowest income intervals.

The EMTR assigned to non-retirees differ by province, particularly for income above 50000$. These rates allow us to calculate the index $(1-\tau_w)/(1-\tau_r)$. We observe inter-provincial differences in average for EMTR. The average of current EMTR has decreased in two Canadian provinces between 2005 and 2012 : Newfoundland and Labrador (NL) and Manitoba (MB). It has increased in Nova Scotia (NS), Quebec (QC), Ontario (ON), Saskatchewan (SK), Prince Edward Island (PE), and British Columbia (BC) while remaining quite stable in Alberta (AB) and New Brunswick (NB).

It is worth mentioning that the aggregate future EMTR in 2012 is always lower compared to the current EMTR. In average, retirement income is lower than the one received during the working period since the replacement rate, which represents the percentage of a worker's pre-retirement income that is paid out by a pension program upon retirement, is always less than 100%. The Organization for Economic Cooperation and Development (OECD, 2013) notes that the highest replacement rate in Canada is around 81% for low income individuals. It is much lower for high income households. For the United States of America, Lusardi et al.

Figure 3.2 Future Effective Marginal Tax Rate by Province Group in 2012



Source : SFS, CTaCS, author's calculation. Note : This figure shows future EMTR by province for non-retired males aged 25-55 in 2012 in Canada. Profiles are smoothed using a lowess filter.

(2016) report a replacement rate of 75% for less than high-school graduates, 74% for high-school graduates and 63% for college educated. In 2005, we observe future EMTR which is higher than current EMTR, particularly in Prince Edward Island, Ontario, Saskatchewan and British Columbia. This may due to fiscal reforms and welfare programs.

3.4.1.2 Variables for Regression Analysis

We use as dependent variable the fraction (share or ratio) of financial assets savings in TFSA or RRSP. This share corresponds to the α in our theoretical model. We use the ratio rather than the amount invested in the TFSA or RRSP

that would present two major weaknesses : (i) Wealthiest households would always invest more; (ii) The observed relationship between the amounts invested in the TFSA or RRSP is influenced by age, income and fixed province effects. To overcome the second weakness, we control for the age, income and province effects by using the semi-parametric Robinson double residual estimator (Robinson, 1988). This estimator is summarized in the following steps. Consider the following model :

$$y_i = \beta_0 + X_i\beta + f(z_i) + \varepsilon_i \tag{3.14}$$

y_i being the fraction of TFSA or RRSP in financial assets savings, X_i, a vector of individual characteristics including age, age squared, income, dummies for province effects and z_i, the EMTR. The first step is to regress y on z and get the residuals $y_i - E(y_i|z_i)$. The second step is to regress each variable in the vector X on z and also get the residuals $x_i - E(x_i|z_i)$. Then, we make an OLS regression of residuals $y_i - E(y_i|z_i)$ on $x_i - E(x_i|z_i)$, which provides an estimate of β. Finally, we made a nonparametric regression of $y_i - x_i\hat{\beta}$ on z to estimate $f(z_i)$.

For our regression analysis and graphs, we retain non-retired males, aged from 25 to 55 years-old. This group, as mentioned earlier, is more likely to have a more stable career over the life cycle. We present graphs of the fraction of financial assets savings invested in TFSA or RRSP by the EMTR.

3.5 Regression Analysis

In this section, we first analyze the correlation between the fraction of assets savings invested in TFSA or RRSP and the EMTR before turning to the regression analysis. We explore as a source of variation changes in EMTR between provinces between 2005 and 2012.

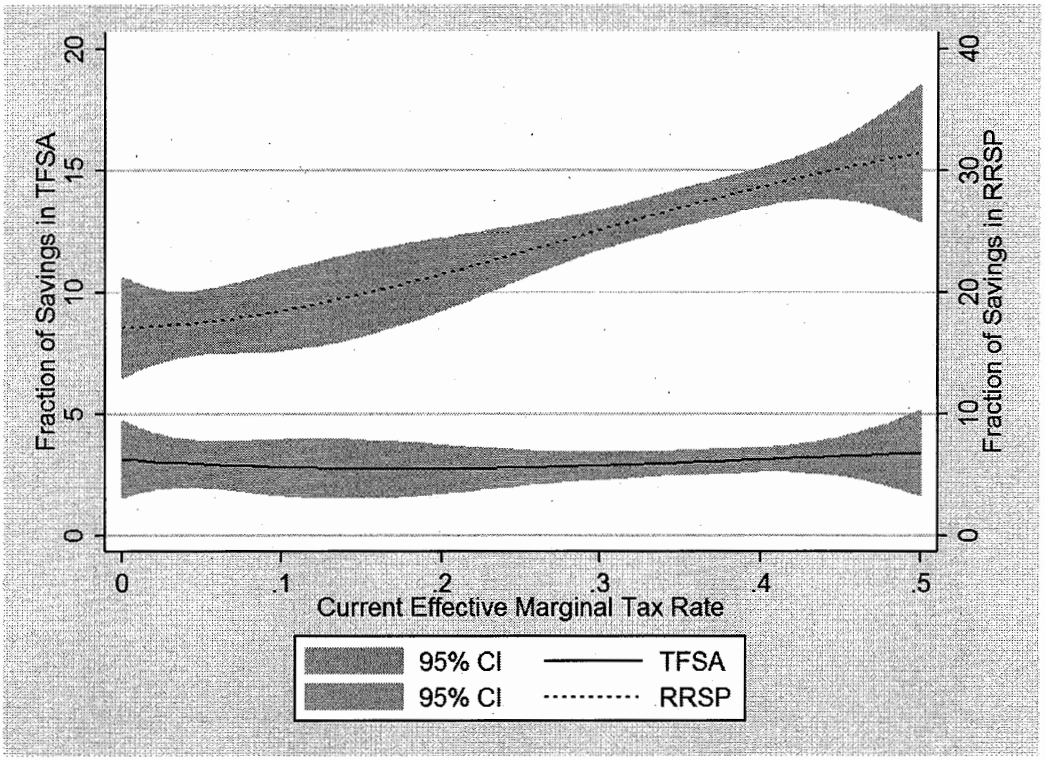
3.5.1 Correlation Between Savings in TFSA or RRSP and the EMTR

In this section, we present figures for fraction of financial assets savings invested in TFSA or RRSP by current EMTR and future EMTR. As we mentioned before, we use the Robinson's double residual semi-parametric estimator (Robinson, 1988) to take out age, income and province fixed effects that could influence the relationship between the fraction of financial savings invested in TFSA and RRSP and the EMTR. Figure 3.3 plots the fraction of savings invested in TFSA and RRSP by current EMTR with confidence intervals.

The shares of financial savings invested in TFSA and RRSP evolve in opposite direction relative to the current EMTR for low EMTR rates between 0% and 20%. The fraction of financial savings invested in the RRSP increases with the current EMTR. This fraction is quite low for very low level of EMTR. For low-income individuals who hope to benefit from the GIS at retirement, the future EMTR will be very high, it is not optimal for them to invest in RRSP. In fact, the EMTR creates opposite incentives to invest in a TFSA versus an RRSP for low income individuals. The share of financial savings invested in TFSA is relatively high for low current EMTR. Then, this ratio decreases gradually to levels close to 20% before increasing for the higher rates.

We also report figures for the same dependent variables by future EMTR. Figure 3.4 shows the fraction of financial savings invested in TFSA or RRSP by future EMTR, adjusted for age, income and province fixed effects using Robinson's double residual estimator with confidence intervals. As for the current EMTR, the fraction of financial savings invested in the RRSP increases with the future EMTR. Compare to the current EMTR, the average share of financial savings invested in the TFSA is higher for low EMTR. It decreases for marginal rates lower than 12%, grows up thereafter before starting to decrease again for income levels above

Figure 3.3 Fraction of Savings in TFSA and RRSP (in %) by Current Effective Marginal Tax Rate with Confidence Interval

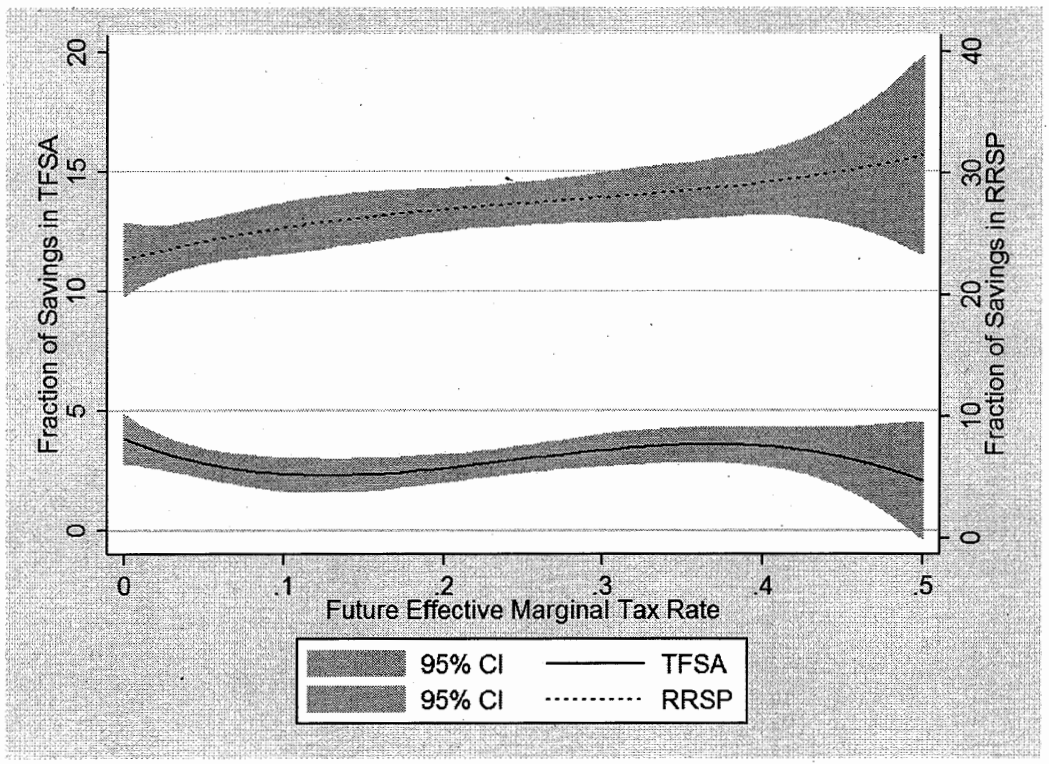


Source : Source : SFS, CTaCS, author's calculation. Note : This figure shows the fraction of savings in TFSA and RRSP in percentage by current effective marginal tax rate for non-retired males aged 25-55 in 2012 in Canada. We use the Robinson's double residual semi-parametric estimator to take out age, income and province fixed effects. Profiles are smoothed using a Kernel-weighted local polynomial.

35%.

We also note that the fractions of financial assets savings in TFSA and RRSP vary by the index $(1-\tau_w)/(1-\tau_r)$. The financial savings fraction invested in the RRSP increases with the index at the tails for the index values between 0.5 and 0.8 and between 1.2 and 1.5. It decreases outside these intervals and the slopes are also steeper at both tails. The share of financial savings invested in the TFSA

Figure 3.4 Fraction of Savings in TFSA and RRSP (in %) by Future Effective Marginal Tax Rate with Confidence Interval



Source : SFS, CTaCS, author's calculation. Note : This figure shows the fraction of savings in TFSA and RRSP in percentage by future effective marginal tax rate for non-retired males aged 25-55 in 2012 in Canada. We use the Robinson's double residual semi-parametric estimator to take out age, income and province fixed effects. Profiles are smoothed using a Kernel-weighted local polynomial.

follows the opposite trend for, roughly, the same intervals. If the current EMTR is higher than the future EMTR, the index is less than 1, the theoretical model indicates that individuals should choose the RRSP ; and the TFSA otherwise.

We observe that the proportion of individuals holding simultaneously TFSA and RRSP increases monotonically only with income deciles. 74.0% of those who possess both TFSA and RRSP are married or in couple, 22.8% are immigrants,

3.6% are not graduated from high school, 52.2% are high school graduates and 44.2% hold a post-high school diploma. They are on average 41 years-old and have an average income of 80631.8$.

3.5.2 Regression Model

We can now move on the regression analysis. Information on RRSP is available in 2005 and 2012 while information in TFSA is collected only on 2012. Hence, TFSA regressions is restricted to 2012. We estimate both extensive and intensive margins. Extensive margins refer to the probability of having a TFSA or an RRSP while the intensive margins estimate the share invested in TFSA and RRSP for those who have a TFSA or an RRSP. For the extensive margins, we use a Logit model to estimate the probability of having a TFSA or an RRSP. For the intensive margins, we use a linear regression model conditional on the fact of holding a TFSA or an RRSP. The Logit model takes the form of :

$$Pr\left(f_{it}=1|X_{it},EMTR\right)=\Lambda\left(X_{it}\beta+\delta_1 log(1-\tau_w)+\delta_2 log(1-\tau_r)\right) \quad (3.15)$$

Where f_{it} is a respondent i at time $t = 2005, 2012$ having a TFSA or an RRSP, τ_w is the current EMTR, τ_r is the future EMTR, X_{it} is a vector of individual characteristics. The logistic cumulative density distribution is given by $\Lambda()$. We take the log to linearize the variable; and since we use $1-\tau_w$, we obtain the opposite sign of τ_w. Coefficients δ_1 and δ_2 can be interpreted in terms of semi-elasticity. δ_1 indicates how much the probability of having a TFSA or an RRSP varies due to a variation of one percent of the current EMTR and δ_2 shows how much the probability of having a TFSA or an RRSP varies due to a variation of one percent of the future EMTR.

The linear regression model is estimated for those who have a TFSA or an

RRSP. It takes the form of :

$$SavingsRatio_{it} = \alpha + \beta_1 * log(1 - \tau_w) + \beta_2 * log(1 - \tau_w) + X_{it}^{'}\gamma + U_{it} \quad (3.16)$$

Where $SavingsRatio_{it}$ stands for the fraction of financial assets savings invested in TFSA or in RRSP for individual i at time $t = 2005, 2012$, τ_w is the current EMTR, τ_r is the future EMTR, X_{it} is a vector of individual characteristics and U_{it} is the error term. We assume that the errors in models 3.16 et 3.15 are uncorrelated, so that the equations 3.16 et 3.15 represent a wo-part model and can be estimated separately. The two-part models is different from the Tobit model which assumes that the elasticities at extensive margins are the same as those of the intensive margins which is not appropriate to our analysis according to our estimates.

We do not use a IV approach because it is difficult to find a valid instrument in the Survey of Financial Security. A valid instrument must be strongly correlated with the TEMI and not correlated with the regression error term. Our caution comes from the fact that the use of an invalid instrument may lead to less good results than OLS. Moreover, the two part model allows us to answer adequately the research questions.

As we estimate a semi-log equation, the coefficient β_1 is therefore a semi-elasticity that gives the variation of the fraction of financial savings invested in TFSA or RRSP in percentage when current EMTR varies by one percent. And β_2 gives the variation of the fraction of financial savings invested in TFSA or RRSP in percentage when future EMTR varies by one percent. For the dependent variables, we note the average proportion of financial savings invested in the TFSA is 3.7% with a standard deviation of 11.3%. We report also some percentiles : $p_{50} = 0$, $p_{75} = 1.3\%$, $p_{90} = 10.4\%$, $p_{95} = 20.0\%$ and $p_{99} = 57.8\%$. For fraction of financial savings invested in the RRSP, the average rises to 26.9% with a standard deviation of 31.5% ($p_{50} = 13.1\%$, $p_{75} = 48.8\%$, $p_{90} = 80\%$, $p_{95} = 92.3\%$ and $p_{99} = 99.4\%$).

A proportion of 15.3%, (standard deviation of 0.36) of the Canadian population holds a TFSA against 59.8% (standard deviation : 0.490) for RRSP. For those who invest in a TFSA, the proportion of savings is 11.5% and 42.4% for the RRSP.

We first regress the fraction of financial assets savings in TFSA and the fraction of financial assets savings in RRSP (in percentage) on the $log(1-\tau_w)$ and $log(1-\tau_r)$ simultaneously. We then add the following control variables : age, age squared, marital status, a dummy variable by education group (three categories) with less than high school diploma as the base category, a dummy by province with Quebec as comparison province to control for province fixed effects, a dummy for 2012 that captures the evolution of the RRSP between 2005 and 2012, a dummy by income decile with the first decile as the base category and finally the variables representing the number of children under 18 years ("$0-4$" years, "$5-9$" years, "$10-14$" years and "$15-17$" years old). The presence of young children may increase family expenditures, reducing the ability to save in an RRSP or a TFSA.

At the extensive margin in Table 3.1, for the entire sample, we observe a negative coefficient of -0.3658 for our independent variable $log(1-\tau_w)$. As we use $log(1-\tau_w)$, this coefficient indicates that an increase of one percent in the current EMTR results in an increase of 0.3658 in the probability of choosing a TFSA. This coefficient is statistically significant at 1%. This effect becomes non-statistically significant and drops to only 0.0855 when controls are used, that means almost all the effect is explained by the control variables.

Table 3.1 Impact of Effective Marginal Tax Rate on Fraction of Savings in TFSA and RRSP, Non-Retired Males Aged 25-55, Canada

Extensive Margins		
Logit Regression : Marginal Effects		
	TFSA	RRSP
Without controls		
$log(1-\tau_w)$	-0.3658***	-0.8007***
$log(1-\tau_r)$	0.0034	0.0558**
With controls		
$log(1-\tau_w)$	0.0855	-0.0827
$log(1-\tau_r)$	-0.0175	-0.0111
N	2881	4375
Conditional Linear Regression		
Intensive Margins		
	TFSA	RRSP
Without controls		
$log(1-\tau_w)$	20.5583***	9.4487*
$log(1-\tau_r)$	-1.5345	-9.7779***
R^2	0.0425	0.0095
With controls		
$log(1-\tau_w)$	-4.0648	-9.3694
$log(1-\tau_r)$	-0.6677	-8.6228**
R^2	0.1658	0.0505
N	940	2980

Note : (1) Source : SFS, CTaCS, author's calculation. *** : $p < 0.01$; ** : $p < 0.05$; * : $p < 0.1$. For TFSA regressions, we use only 2012 data because TFSA was not in use in 2005.

(2) Control variables : age, age square, sex, dummy marriage, number of children, dummy year, province dummies, decile income dummies.

We find a very weak and non-statistically significant effect when we consider the future EMTR, both with and without control variables. An increase of one percent of the current EMTR induces an increase of 0.8007 on the probability of having an RRSP without control variables. This impact is statistically significant at 1%. The effect drops significantly to -0.0827 when controls are used; the sign remains negative and becomes non-statistically significant at 5%. The future EMTR affects negatively the probability of having an RRSP. The impact becomes positive and non-statistically significant when we use the control variables. We do not observe statistically significant adverse effect of the current EMTR and the future EMTR on the probability of holding a TFSA or an RRSP.

At the intensive margin, for individuals who hold a TFSA or an RRSP, only the current EMTR without control variables affects negatively the fraction of financial savings in TFSA. This effect is statistically significant at 1% and drops drastically when we use control variables. We do not observe any statistically significant effect of the future EMTR on the fraction of financial savings invested in TFSA when controls are used. However, we observe a negative effect of the current EMTR on the fraction of financial assets on RRSP. Without controls, when the current EMTR increases by 1%, the fraction of savings in RRSP decreases by 9.45%. This effect is statistically significant at 10% but becomes non-statistically significant with opposite sign when control variables are used. For the future EMTR, we observe a positive impact. The sign and the magnitude of the effect remain almost the same and statistically significant at 5%. All of these variables explain only 5.05% of the total variation in the fraction of financial savings invested in RRSP. For the same control variables, the R^2 for TFSA is higher : 16.58%. The future EMTR is much more important to explain variations in the fraction of financial savings in TFSA than for financial savings in RRSP.

We also look at, in Table 3.2, the impact of the current EMTR and the

future EMTR for individuals who possess both TFSA and RRSP. We have 810 individuals over 940, 86.17%, who hold both TFSA and RSSP in 2012. Compare to the results for intensive margin, those holding a TFSA or an RRSP, we observe a large difference. The current EMTR affects negatively the fraction of financial savings invested in TFSA. The effect of 14.87% means that an increase of 1% in the current EMTR implies a reduction of 14.87% of the proportion invested in TFSA. This effect is statistically significant at 1% threshold. This proportion falls at 3.62% when controls are used and becomes non-statistically significant.

We have a positive and statistically significant effect of the current EMTR on the fraction of financial savings on RRSP when controls are used. We do not observe any other statistically significant effect of the EMTR on RRSP. The marginal tax rate explains a very few variation of the fraction of financial assets savings invested in TFSA and in RRSP. The R^2 is only 5% for TFSA for individuals holding both TFSA and RRSP. With controls, the regression model explains about 15.76% of the variation of the fraction of financial savings in TFSA versus 12.84% on RRSP. The explanatory power of the regression model is low without control variables.

These results seem to confirm that when they decide to invest in RRSP or in TFSA, the Canadians tend to consider only the current EMTR regardless of the future EMTR. But when we take into account factors such as age, marital status, pre-tax income deciles, province fixed effects, the effects become very low and non-statistically significant.

Moreover, as financial products, TFSA and RRSP are complementary. They can meet complementary objectives and interest the agent at the same level. Therefore, there may be no trade-offs between TFSA and RRSP when agents are making their choice. For low income agents, they cannot afford to choose both. It is

Table 3.2 Impact of Effective Marginal Tax Rate on Fraction of Savings in TFSA and RRSP (Linear Regression), Non-Retired Males Aged 25-55, Canada

All the Sample		
	TFSA	RRSP
Without controls		
$log(1-\tau_w)$	2.3419	-34.8912***
$log(1-\tau_r)$	0.6387	-1.1761
R^2	0.0017	0.0458
With controls		
$log(1-\tau_w)$	-1.4195	-10.0467
$log(1-\tau_r)$	1.4069	-3.8728
R^2	0.0452	0.0899
N	2881	4375
Individuals Holding Both TFSA and RRSP		
	TFSA	RRSP
Without controls		
$log(1-\tau_w)$	14.8732***	3.6209
$log(1-\tau_r)$	-1.4361	1.9446
R^2	0.0497	0.0008
N	805	805
With controls		
$log(1-\tau_w)$	3.5145	-32.9329**
$log(1-\tau_r)$	-1.2335	-2.1259
R^2	0.1576	0.1284
N	805	805

Note :(1) Source : SFS, CTaCS, author's calculation. *** : $p < 0.01$; ** : $p < 0.05$; * : $p < 0.1$. For TFSA regressions, we use only 2012 data because TFSA was not in use in 2005.

(2) Control variables : age, age square, sex, dummy marriage, number of children, dummy year, province dummies, decile income dummies.

also possible that households do not value the future and consider only the current EMTR, especially if the public pension schemes provides a high replacement rates as is the case for low-income households in Canada. Furthermore, compared to RRSP, the TFSA is relatively new, only 3 existence years at the time of the SFS. Then, those who do not have a high income should only contribute to the TFSA. Contribution limits on TFSA and RRSP can also play a role.

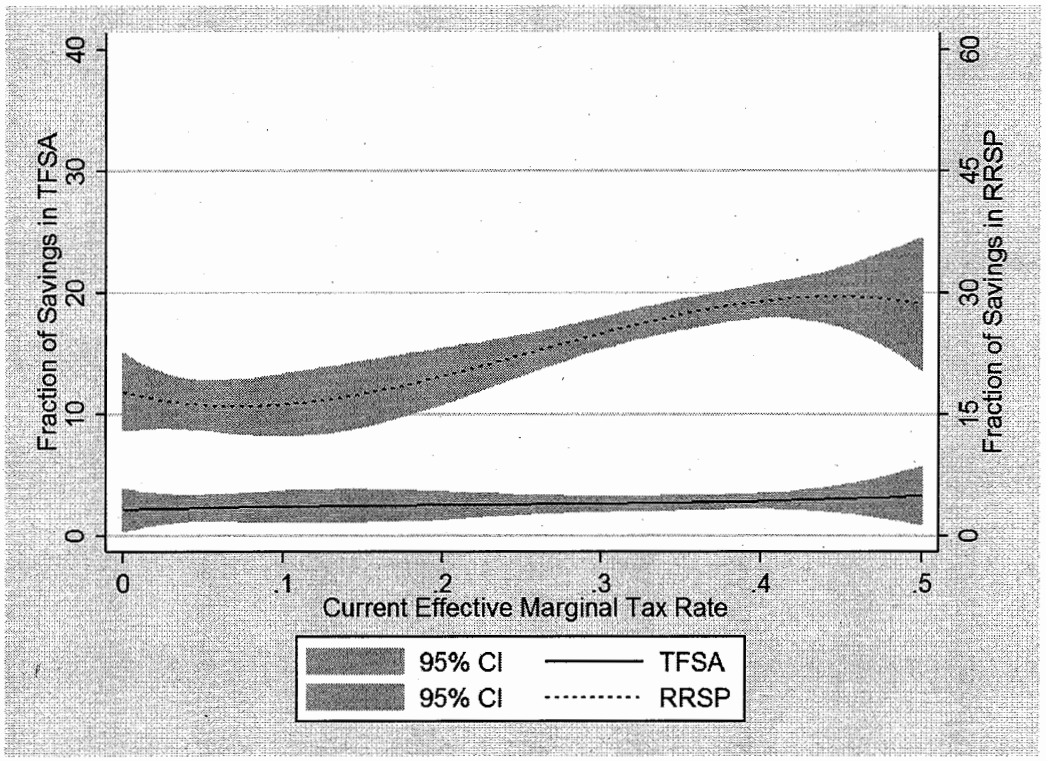
3.5.3 Regression Analysis by Education Group

As we are particularly interested in the pathway through which education, particularly financial education, affects the fraction of financial savings assets invested in the TFSA or RRSP, we report the previous figures by education level. Unfortunately, we do not have information on financial education. We first present figures for less educated individuals, those with high school diploma or less. Intuitively, one can expect that more educated households take more advantages of current and future EMTR.

Figure 3.5 plots the fraction invested in the TFSA and RRSP over the financial assets savings by EMTR for the less educated, those who are, at most, high school graduates. The ratio invested in the TFSA and RRSP differs between post-high school graduates and non-graduates from high school. We note that the shares of financial savings invested in TFSA or RRSP are lower for less educated individuals compared to the overall sample or for the more educated ones. The portion invested in the RRSP is decreasing in the tails : for tax levels below 8% and those between 45% and 50%. The share invested in the TFSA increases with the EMTR with a steeper slope for EMTR between 30% and 50%.

Figure 3.6 plots the fraction of financial savings invested in TFSA and RRSP by current EMTR for post-high school graduates. We observe a large difference

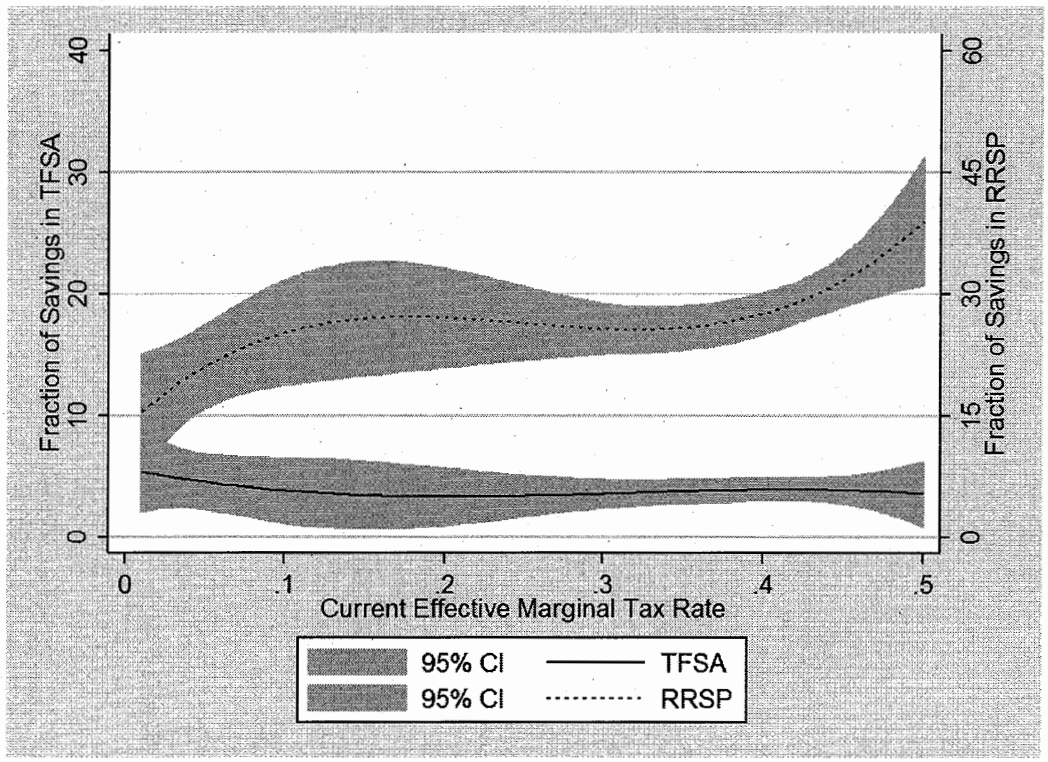
Figure 3.5 Fraction of Savings in TFSA and RRSP(in %) by Current Effective Marginal Tax Rate with Confidence Interval for High School Graduates or Less



Source : SFS, CTaCS, author's calculation. Note : This figure shows the fraction of savings in TFSA and RRSP in percentage by current effective marginal tax rate for non-retired males aged 25-55 in 2012 in Canada for high school graduates or less. We use the Robinson's double residual semi-parametric estimator to take out age, income and province fixed effects. Profiles are smoothed using a Kernel-weighted local polynomial.

from the graph realized for the entire sample. The share of financial assets invested in TFSA or RRSP are higher for the more educated individuals. For current EMTR under 20%, the fraction of financial savings invested in TFSA and RRSP goes in opposite directions. The proportion in TFSA decreases until a rate of 20%, then increases to 42% and decreases after. On the other side, the share invested in the RRSP increases for EMTR below 20%, fell slightly to levels of 35% before increasing quickly after.

Figure 3.6 Fraction of Savings in TFSA and RRSP (in %) by Current Effective Marginal Tax Rate with Confidence Interval for Post High School Graduates.



Source : SFS, CTaCS, author's calculation. Note : This figure shows the fraction of savings in TFSA and RRSP in percentage by current effective marginal tax rate for non-retired males aged 25-55 in 2012 in Canada for post high school graduates. We use the Robinson's double residual semi-parametric estimator to take out age, income and province fixed effects. Profiles are smoothed using a Kernel-weighted local polynomial.

We also observe differences by education group between savings in TFSA or RRSP and the future EMTR. The fraction of financial savings invested in RRSP increases with the future EMTR for rates lower than 30% and decreases thereafter. The share of financial assets savings invested in the TFSA decreases for EMTR less than 12%, then increases for future EMTR between 12% and 40 % and decreases thereafter. The financial savings fraction invested in the RRSP increases with the future EMTR. The slopes are steeper at the tails and quite

stable between 12% and 30%. The share of financial savings invested in the TFSA decreases for EMTR less than 12% and higher to 30%. Between these two rates, this fraction increases with the future EMTR.

Comparing the current EMTR to the future one requires a certain academic and financial sophistication that households do not necessarily have. Financial literacy which is positively correlated with education level is relatively low in Canada (Boisclair et al., 2015; Lalime & Michaud, 2014). Therefore, we estimate the extensive and the intensive margins for high school graduates or less and for post-high school graduates. One of the main interest is to evaluate if there still are differences in the fraction invested in the TFSA or RRSP by education group, once differences in the EMTR and other control variables are taken into account.

At the extensive margin, for TFSA, the effect is bigger for college educated than for high school graduates or less. We obtain the same sign for the coefficient for both groups when we do not use control variables. We observe change only in magnitude between post-secondary graduates (-0.3738) and high school graduates or less (-0.2607). Hence, an increase of 1% of current EMTR has a greater impact on the probability of owning a TFSA for post-secondary graduates. The relation is statistically significant at 1% threshold. The signs become different and the magnitude falls drastically when control variables are used but coefficients are not statistically significant. This means that the difference observed between the most educated and the least educated is explained by our control variables.

For RRSP, we obtain the same sigh for current EMTR when we do not use control variables. But, unlike the TFSA, the effect is lower for college educated (-0.6679) than for high school graduates or less (-0.7953). For this group, we obtain a small but statistically significant effect for future EMTR when we do not use control variables. For both educational group, the effect falls drastically and

Table 3.3 Impact of Effective Marginal Tax Rate on Fraction of Savings in TFSA and RRSP (Logit Regression), Non-Retired Males Aged 25-55, by Education Group, Canada

Extensive Margins :Logit Regression Marginal Effects for Post High School Graduates		
	TFSA	RRSP
Without controls		
$log(1-\tau_w)$	-0.3738***	-0.6679***
$log(1-\tau_r)$	0.0401	-0.0130
With controls		
$log(1-\tau_w)$	-0.0451	-0.0619
$log(1-\tau_r)$	0.0722	-0.0412
N	825	1268
Extensive Margins :Logit Regression Marginal Effects for High School Graduates or Less		
	TFSA	RRSP
Without controls		
$log(1-\tau_w)$	-0.2607***	-0.7953***
$log(1-\tau_r)$	-0.0001	0.0856***
With controls		
$log(1-\tau_w)$	0.1113	-0.1069
$log(1-\tau_r)$	-0.0476	0.0031
N	2056	3107

Note : (1) Source : SFS, CTaCS, author's calculation. *** : $p < 0.01$; ** : $p < 0.05$; * : $p < 0.1$. For TFSA regressions, we use only 2012 data because TFSA was not in use in 2005.

(2) Control variables : age, age square, sex, dummy marriage, number of children, dummy year, province dummies, decile income dummies.

becomes statistically non-significant. Clearly, all the effects for TFSA and RRSP become non-statistically significant when control variables are used. Interestingly, for high school graduates or less when control variables are used, we observe opposite relation for TFSA and RRSP relating to current and future EMTR. An increase of 1% of the current EMTR leads to an increase of 0.1069% in the probability of having an RRSP, while this same increase in the future EMTR causes a reduction of 0.00031% of this probability. This coefficient is not statistically significant. We get the same signs for both coefficients for the most educated individuals. This may be due to the fact the most educated people are more likely to have a higher income and are therefore less sensitive to the change in EMTR. They may have both TFSA and RRSP without the possibility of arbitrage. We present in table 3.4 results for intensive margins for both groups.

For both educational groups, at intensive margin, we do not obtain any statistically significant effect of current or future EMTR on TFSA. Neither with control or without controls variables. However, for RRSP, for post high school graduates, we observe for current EMTR a statistically significant effect of -42.6% that falls to -16.5% (non-statistically significant) when control variables are used. We have the opposite trend for future EMTR that increases from -5.6% (non statistically significant) to -11.88%, which is statistically significant at 5% threshold. For high school graduates or less, the effect for both current and future EMTR becomes non-statistically significant when control variables are used.

Table 3.4 Impact of Effective Marginal Tax Rate on Fraction of Savings in TFSA and RRSP (Conditional Linear Regression), Non-Retired Males Aged 25-55, by Education Group, Canada

Intensive Margins :Conditional Linear Regression Post High School Graduates		
	TFSA	RRSP
Without controls		
$log(1-\tau_w)$	5.6186	-42.5972***
$log(1-\tau_r)$	0.7726	-5.5896
R^2	0.0067	0.0755
With controls		
$log(1-\tau_w)$	-1.2003	-16.5438
$log(1-\tau_r)$	4.3443	-11.88**
R^2	0.1185	0.1465
N	825	1268
Intensive Margins : Conditional Linear Regression High School Graduates or Less		
	TFSA	RRSP
Without controls		
$log(1-\tau_w)$	1.9794	-31.2728***
$log(1-\tau_r)$	0.4974	0.2966
R^2	0.0014	0.0350
With controls		
$log(1-\tau_w)$	-2.1263	-7.7591
$log(1-\tau_r)$	1.1487	-1.9015
R^2	0.0349	0.0849
N	2056	3107

Note :(1) Source : SFS, CTaCS, author's calculation. *** : $p < 0.01$; ** : $p < 0.05$; * : $p < 0.1$. For TFSA regressions, we use only 2012 data because TFSA was not in use in 2005.

(2) Control variables : age, age square, sex, dummy marriage, number of children, dummy year, province dummies, decile income dummies.

3.6 Conclusion

In this paper, we analyze the importance of current (while working) and future (at retirement) effective marginal tax rate (EMTR) on the fraction of financial assets savings invested in TFSA and RRSP. To do that, we use a simple theoretical model and data from the Survey of Financial Security (SFS, 2005 and 2012) realized by Statistics Canada. Our theoretical model shows that if the current EMTR while working (current) is higher than the future EMTR, the economic agent chooses the RRSP. If the current EMTR is lower than the future EMTR, he puts all his savings in TFSA. Whereas, if the two rates are equal, he is indifferent between TFSA and RRSP and therefore can choose any combination of them.

We use the Canadian Tax and Credit Simulator (CTaCS, version 2013-1) of Kevin Milligan from the University of British Columbia (Milligan, 2013) to compute the marginal tax rate (MTR). CTaCS is a package that simulates the Canadian personal income tax and transfer system from 1962 to 2012 for all Canadian provinces. As we do not observe the MTR at retirement for non-retirees, we assume that workers will remain in the same percentile of the income distribution at retirement. Using CTaCS, this retirement income allows us to obtain an individual MTR at retirement. We then adjust for the Guaranteed Income Supplement (GIS) to obtain the effective marginal tax rate (EMTR). We can therefore test the prediction of our model by estimating elasticities at the extensive and intensive margins. We find three main results :

1. When we control for pre-tax income deciles, province fixed effects and socio-demographic characteristics, the current EMTR does not have any statistically significant effect on the probability of choosing a TFSA or an RRSP. There is no statistically significant effect either on the fraction of financial

wealth invested in TFSA and RRSP ;

2. When we consider the future EMTR, there is no effect on the probability of choosing TFSA vs RRSP ; but, when control variables are used, we observe a statistically significant effect on the fraction of financial assets savings invested in RRSP ;
3. For TFSA, the magnitude of the effect is bigger for college educated than for high-school graduated or less. But, for RRSP, the effect is lower for college educated than for high school graduates or less.

One interpretation of our results is that Canadians are not well informed enough to be able to take advantages of TFSA compared to RRSP that has been available on the market for more than 20 years. Only three years may not be enough for Canadians to understand the trade-offs between TFSA and RRSP. It is also worth noting that a trade-off between TFSA and RRSP requires from households a certain level of financial sophistication or financial literacy enabling him to compare the interest rate and the current EMTR and the future EMTR. These are inter-temporal calculations that need some financial, calculus and programming skills.

However, financial literacy is relatively low around the world (Lusardi & Mitchell, 2011), particularly in Canada (Boisclair et al., 2015; Lalime & Michaud, 2014). Boisclair et al. (2015) and Lalime & Michaud (2014) find that there are huge differences in financial literacy, savings and retirement preparedness in Canada. These differences remain even when controlling for differences in financial literacy in adulthood as well as socio-economic characteristics such as income and education level. Financial literacy may influence the relationship between the fraction of savings invested in TFSA or RRSP and the EMTR. Unfortunately, this variable is not available in the SFS. We analyze the relationship by education group which is positively correlated with financial literacy. But it would be interesting to look

at the impact of financial literacy itself on this relationship.

Individuals may change their preferences for savings in TFSA or RRSP according to the changes in their socio-economic status through time. Our cross-section data, only for two years, do not allow us to capture these effects. Uncertainty over income and the retirement tax rate may also play an important role, but these issues are not addressed in this article.

CHAPITRE IV

HOW EDUCATION SHAPES CONSUMPTION OVER THE LIFE CYCLE

Abstract

This paper aims to disentangle the pathways through which education shapes consumption over the life cycle by estimating preferences for consumption across education groups while accounting for differences in income levels and uncertainty, differences in mortality and demographics. We estimate preference heterogeneity using the method of simulated moments applied on Canadian data and perform a number of simulations to assess the importance of each pathway. We use the model to assess the impact of a policy aiming to improve the generosity of the Canadian public pension system by increasing the public income replacement rate. We observe a considerable crowding out effect. An increase in the replacement rate of 1% maintaining unchanged the contributions induces a reduction of wealth accumulated at age 65 by 2.6% for high school graduates and 1.3% for college graduates.

4.1 Introduction

In this paper, we ask a specific question : How education shapes consumption over the life cycle? We investigate the pathways through which education shapes consumption (savings) over the life cycle by estimating preferences for consumption across education groups while accounting for differences in income levels and uncertainty, differences in mortality and demographics.

Many studies report that over the life cycle the rich save more than the poor (Hubbard et al., 1995; Mark & Ventura, 2000; Dynan et al., 2004; De Nardi, 2004; Alan et al., 2006). These findings raise two important questions : why and how this is relevant in evaluating public policies aiming to increase the level of savings of the less wealthy households. Recent works also reveal positive relationship between education and wealth (Hai & Heckman, 2014). For both wealth and income, we observe an hump-shaped curve by education group over the life cycle. Can this link infers the same pattern between education and consumption over the life cycle?

A large heterogeneity of household savings is observed in occidental countries at the verge of retirement. In the American data, the median financial assets of people approaching retirement age represents a small fraction of their current income (Steven & Wise, 1991; Hubbard et al., 1995). Since a significant number of households of the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) region reach retirement with very little wealth, policymakers of these countries are very concerned about the low savings level of poor households. However, the fact that poor households save less than richer ones can be a rational choice or an optimal one since institutional incentives to do so exist (Lusardi et al., 2016). Among these incentives is the predominance of public pension system, proxied by public pension income replacement rates, which represent the percentage of a worker's pre-retirement income that is paid out by a pension pro-

gram upon retirement. Generally, the public replacement rate decreases with labor income. That is, people with high labor income will have a lower level of annuity at retirement.

A recent OECD report (OECD, 2013) notes that the replacement rate in Canada is around 81% for low income households. It is much lower for high income households. For the United States of America, Lusardi et al. (2016) report a replacement rate of 75% for less than high-school graduates, 74% for high-school graduates and 63% for college educated. Therefore, richer or better-educated individuals should save more to maintain a certain standard of living in retirement. At the opposite, those with low income will receive a much bigger proportion of their labor income in retirement, and they do not need to save as much as rich people. In fact, a low savings rate may be an optimal choice in the sense that not everyone will benefit from greater savings rate.

Moreover, richer households or more educated ones live longer than poorer or less educated ones. One possible explanation is that richer households or more educated ones have a higher probability to consume healthy foods and to have access to better quality of health care. Then, they can consume more health intensive goods. In parallel, they will have to finance a longer retirement period and consequently have to save more because they cope with greater longevity risk. This risk comes from uncertainty about life expectancy. In reality, it is difficult to predict exactly how many years of retirement someone will have to finance and the amount of financial resource he will need. Therefore, poor households can adjust their consumption and savings behavior to a shorter lifetime period and richer ones have to save more because they expect to live longer in order to insure themselves against longevity risk.

In Canada, as illustrated by Table 4.3 in Appendix A [1], life expectancy for people aged over 65 is increasing in education level up to the age of 80 years. It is estimated at 18.89 years for those who do not have high school diploma, 20.56 years for those who are graduated from high school and 21.89 years for those with more than high school diploma. For people of age over 80 years old, life expectancy is decreasing in education level. On average, Canadians have to finance 20 years of retirement. Given the lack of retirement preparedness and its impact on public finance and pension programs, it is of crucial interest for researchers and policymakers to understand why many households do not save enough for retirement in order to be able to enhance retirement preparedness. Because of drastic rise in public pension expenses in many OECD countries, aging population and the increase in the average length of retirement period induced by increasing life expectancy, households will be asked to make more personal retirement savings efforts.

Several factors may help to explain the heterogeneity of savings and wealth-age profile by education group. Among them we can mention : income levels and uncertainty, household characteristics, household preferences and differences in mortality. Carroll & Samwick (1997) provide evidence that wealth is systematically higher for consumers with predictably greater income uncertainty. Ignoring this issue and focusing only on mortality risk can lead to biased estimates. More recently, Gourinchas & Parker (2002) estimate a structural model of optimal life cycle consumption expenditures in the presence of labor income uncertainty, regardless of mortality risk. Séparate estimates from different approaches and different sources of uncertainty as it is the case currently in the literature cannot accurately explain all the heterogeneity observed in wealth and savings profiles. For example, ignoring heterogeneity in mortality risk can introduce an estimation

1. All the tables, graphs and some technical details are presented in Appendix A.

bias because poorer people live shorter than the richer ones.

This paper incorporates heterogeneity in mortality risk, in addition to differences in demographics, income levels and uncertainty, in the Gourinchas and Parker's model to better understand how households react when they jointly face longevity risk and other sources of uncertainty. Estimation results show that high school dropouts are the most patient and the less risk averse. The college graduates are less patient but more risk averse compare to high school dropouts. These results are very far in magnitude from those of Gourinchas & Parker (2002).

Our model fits very well the data. We use it to conduct counterfactual analysis to evaluate the importance of each factor on households savings and consumption. Like Feldstein (1974), we observe that an increase in the generosity of the public pension plan generates crowding out effect : inasmuch households increase their optimal consumption and reduce their savings over the life cycle. We also use the model to assess the impact of a policy aiming to improve the generosity of the Canadian public pension system by increasing the public income replacement rate. An increase in the public income replacement rate of 1% maintaining unchanged the contributions induces a reduction of wealth accumulated at age 65 by 2.6% for high school graduates and 1.3% for college graduates.

In section 2, we present the theoretical model, the estimation strategy and the numerical solution method. Section 3 is devoted to the data, the description of the surveys and variables used in our analysis. It shows consumption and income patterns as well as the calculation method for variances of permanent and transitory income shocks. Section 4 presents and analyses the results. The fifth section analyzes the simulation results and the sixth concludes.

4.2 Model and Estimation Strategy

This section presents the model and the strategy used to estimate the preference parameters. We next give details on the numerical solution.

4.2.1 Model

The workhorse model we use is based on Gourinchas & Parker (2002). It features income uncertainty, predictable shifts in the marginal utility of consumption due to demographics, heterogeneity in preferences and a self-imposed borrowing constraint. We add differential mortality as another source of heterogeneity.

At age T, for education group e, the survival probability is set to 0, $S_{e,T} = 0$. Hence, T is the maximum age. Mortality probabilities, $m_{e,t}$ is defined as :

$$m_{e,t} = 1 - \frac{S_{e,t}}{S_{e,t-1}}. \tag{4.1}$$

Preferences over consumption at each age C_t is a function of the number of equivalent adults in the household. Denote Z_t the number of equivalent adults. We use the formulation of Scholz et al. (2006) and define the per-period utility as :

$$v_e(C_t, Z_{e,t}) = Z_{e,t} u_e(\frac{C_t}{Z_{e,t}}) \tag{4.2}$$

where $u_e()$ is defined as :

$$u_e(C_t) = \frac{C_t^{1-\rho_e} - 1}{1 - \rho_e}. \tag{4.3}$$

This Constant Relative Risk Aversion (CRRA) function is commonly used in the life cycle literature. It is supported, among other works, by recent studies of Brunnermeier & Nagel (2008) and Chiappori & Paiella (2011) who find that they cannot reject the CRRA hypothesis.

The consumer maximizes :

$$E_e \sum_{t=1}^{T} \beta_e^t S_{e,t} v_e \left(C_t, Z_{e,t}\right) \tag{4.4}$$

where E_e denotes the expectation operator with respect to shocks to income for education group e. He earns after-tax income Y_t each year. Given that the marginal utility of consumption is infinite at zero and that there is a positive probability no ressources are available for consumption at $t+1$, there is a self-imposed borrowing constraint on the part of the consumer. Hence, end-of-period wealth must be non-negative. Wealth is denoted by W_t. If he decides to end a period with positive wealth, he earns a constant after-tax gross rate of return R. Each period, consumption is therefore constrained by the following budget constraint :

$$W_{t+1} = R\left(W_t + Y_{e,t} - C_t\right), W_{t+1} \geq 0. \tag{4.5}$$

The after-tax income process is taken from Gourinchas & Parker (2002). We assume that :

$$Y_t = P_t U_t \tag{4.6}$$

where $\log U_t$ is normally distributed with variance $\sigma^2_{e,u}$ while the permanent component (P_t) is given by :

$$P_t = G_{e,t} P_{t-1} N_t \tag{4.7}$$

where the innovation to the permanent component, $\log N_t$, is normally distributed with variance $\sigma^2_{e,n}$. The term $G_{e,t}$ captures the predictable change in income due to education and age (productivity and experience). It is useful to distinguish two sets of parameters. The first is given by preferences : $\theta_e = (\rho_e, \beta_e)$. The other set contains all auxiliary parameters which shape opportunities and constraints of households. This includes the income process (both $G_{e,t}$ and (σ_n, σ_u)), the mortality rates $m_{e,t}$ and the equivalence scales $Z_{e,t}$. Differences in consumption and savings over the life-cycle across education groups is due to heterogeneity along all these dimensions. For each education group, two state variables are present : the permanent income component and wealth. Denote cash-on-hand as $X_t = W_t + Y_{e,t}$. Given that the model is homogeneous in the permanent component of income, we rewrite the model in terms of normalized cash-on-hand, $x_t = \frac{X_t}{P_t}$ (as a multiple of the permanent component of income). We can write the problem as a series of Bellman equations such that, at each age, the value function is the following :

$$V_t(P_t, W_t) = \max_{c_t} \left\{ S_{e,t} Z_{e,t} u_e\left(\frac{C_t}{Z_{e,t}}\right) + \beta_e E_e[S_{e;t,t+1} V_{t+1}(P_{t+1}, W_{t+1}) + (1 - S_{e;t,t+1}) b_{t+1}(W_{t+1})] \right\} \tag{4.8}$$

Assuming no bequest motive implies that $b_{t+1}(W_{t+1}) = 0$ and the value function becomes :

$$V_t(P_t, W_t) = \max_{c_t} \left\{ S_{e,t} Z_{e,t} u_e \left(\frac{C_t}{Z_{e,t}} \right) + \beta_e E_e \left[S_{e;t,t+1} V_{t+1}(P_{t+1}, W_{t+1}) \right] \right\} \quad (4.9)$$

If income is certain, in the absence of mortality risk, the solution of consumer's problem is standard and the consumer chooses a path of consumption such that (Gourinchas & Parker, 2002) :

$$\frac{C_{t+1}}{C_t} = \left(\frac{b(Z_{t+1})}{b(Z_t)} \beta R \right)^{\frac{1}{\rho}}. \quad (4.10)$$

That is, with constant individual characteristics, captured by the equivalence scale Z_t, this equation indicates that the consumption growth rate is constant. Consumption increases (respectively decreases) over time when the interest rate is larger (respectively smaller) than the discount rate. The consumption growth rate is independent of the income profile. The consumption level is determined by budget constraints and expected utility. The consumption growth rate varies when individual characteristics change throughout the life cycle. For example, if the marginal utility of consumption increases with household size, consumption increases more rapidly when the household size increases and more slowly when children leave home.

Changes in individual characteristics may induce a positive correlation between changes in consumption and income over the life cycle. This may generate some of the heterogeneity or inequality of wealth accumulation observed in the data. Uncertainty in the survival probability may also generate some heterogeneity in household consumption. In our model, heterogeneity is allowed in $S_{e,t}$ and $b(Z_{e,t})$ in addition to heterogeneity in income level and income uncertainty. As we explained before, mortality risk depends on education ; so do the households characteristics.

With uncertain income and prudence, households save to protect themselves against future risks of falling income. Kimball (1990) shows that the absolute prudence index is given by :

$$\eta(c) = -\frac{u'''(c)}{u''(c)} \tag{4.11}$$

where $u''(c)$ is the second derivative of $u(c)$ and $u'''(c)$ is the third one with respect to c. In the case of CRRA utility function, prudence is positive and $\eta(c)$ gives the strength of the precautionary motive.

4.2.2 Estimation Strategy

This subsection presents the strategy used to estimate preferences and the numerical solution. For our estimation, we use the Method of Simulated Moments (MSM) of Pakes & Pollard (1989) which matches the mean of consumption to their simulated counterparts.

4.2.2.1 Method of Simulated Moments

Let $\theta_e = (\rho_e, \beta_e)$ be the vector of parameters to be estimated for educational level e. We estimate θ_e by using the simulated method of moments in two steps as illustrated in the following :

1. Given the optimal parameters of the consumer's problem, we can solve numerically for optimal consumption rules depending on age : $c_t(x_t, \theta_e)$;
2. For a given set of consumption rules, we can simulate numerically the associated expected consumption as a function of age.

The estimation procedure minimizes the distance between simulated and observed consumption moments. The vector of estimates $(\hat{\theta}_e)$ is given by :

$$\hat{\theta}_e = \arg\min_{\theta_e} \left[\left(\frac{r}{1+\frac{r}{S}} \right) m(\theta_e)' \Omega_e m(\theta_e) \right] \tag{4.12}$$

with

$$m_t(\theta_e) = \frac{1}{I_t} \sum_{i=1}^{I_t} \left[\ln C_{it,e} - \frac{1}{S} \sum_{s=1}^{S} \ln \tilde{C}_{t,e}^{S} \right] \tag{4.13}$$

$C_{it,e}$ is the observed consumption for individual i with educational level e at time t, $\tilde{C}_{t,e}^{S}$ is the simulated consumption at the same time for the same education group, $m(\theta_e)'$ is the transpose of $m(\theta_e)$, Ω_e is the weighting matrix, r is the number of observations in the data and S is the number of simulations. In the first step of the estimation, we use the identity matrix as weighting matrix; which means that each moment has the same weight. The vector of parameters θ_e is then estimated consistently but not efficiently. We use the estimate of θ_e from the first stage to re-estimate the model with the weighting matrix calculating in the data. In this second stage, we calculate the variance-covariance matrix for the simulated method of moments.

Different choices of moment conditions and weighting matrices yield to different estimators. Two particular choices are worth noting :

1. A weighting matrix $\hat{\Omega}_{2,e}$ calculating in the data. It is a diagonal matrix written as fallows :

$$\hat{\Omega}_{2,e} = \frac{1}{I_t} \sum_{i=1}^{I_t} \left(lnC_{it,e} - ln\bar{C}_{it,e} \right)^2 \tag{4.14}$$

2. A weighting matrix $\hat{\Omega}_{2,e}$, the optimal weighting matrix, evaluated at the optimum :

$$\hat{\Omega}_2 = \hat{S}_e^{-1}, \hat{S}_e = m\left(\hat{\theta}_e\right) m\left(\hat{\theta}_e\right)' \tag{4.15}$$

where $\hat{S}_e$ is the expectation of the cross product. $\tilde{C}^S_{t,e}$ is calculated by running 5000 independent processes until death, and then consumption and associated cash-on-hand are calculated. The over-identification statistic test (OIR) is asymptotically distributed as a Chi-Squared with $r-q$ degrees of freedom $\chi^2_{(r-q)}$ where r is the number of moment restrictions and q the number of parameters to be estimated. A high value of OIR indicates that the moments do not hold. In the general case, the variance-covariance matrix is the following :

$$\hat{V}(\hat{\theta_e})=N^{-1}(\nabla_{\theta_e}m(\hat{\theta_e})'\hat{\Omega}_{2,e}\nabla_{\theta_e}m(\hat{\theta_e}))^{-1}\nabla_{\theta_e}m(\hat{\theta_e})'\hat{\Omega}_{2,e}\hat{S_e}\hat{\Omega}_{2,e}\nabla_{\theta_e}m(\hat{\theta_e})(\nabla_{\theta_e}m(\hat{\theta_e})'\hat{\Omega}_{2,e}\nabla_{\theta_e}m(\hat{\theta_e}))^{-1} \quad (4.16)$$

In the optimal case, we choose $\hat{\Omega}_{2,e} = \hat{S}_e^{-1}$ and the variance-covariance matrix becomes :

$$\hat{V}\left(\hat{\theta_{o,e}}\right) = N^{-1}\left(\nabla_{\theta_e}m\left(\hat{\theta}_e\right)'\tilde{S}^{-1}_{2,e}\nabla_{\theta_e}m\left(\hat{\theta}_e\right)\right)^{-1} \quad (4.17)$$

$\tilde{S}_e$ is the same formula as $\hat{S}_e$ except that it is evaluated at θ_e optimal, $\hat{\theta_{o,e}}$. $\nabla_{\theta_e}m\left(\hat{\theta}_e\right)$ is the moment derivative at the optimum with respect to θ_e. N^{-1} is adjusted to account for the observed moments.

The over-identifying restrictions test statistic is the objective function evaluated at the optimum. It is given by :

$$OIR = \frac{I_t}{1+\tau}m\left(\hat{\theta}_e\right)'\tilde{S}^{-1}_{2,e}m\left(\hat{\theta}_e\right) \quad (4.18)$$

where I_t is the number of workers of age t and τ is the ratio of the number of observations in the data to the number of the simulated observations.

4.2.2.2 Numerical Solution

We assume that the agent starts to work at age 25, retires at age 65 and dies at age 110. The life span is random. While alive, the agent gets utility from consumption and $Z_{e,t}$ which is the set of demographic characteristics that affect the marginal utility of consumption. $Z_{e,t}$ accounts for the fact that some expenditures are higher at some ages, particularly when children are living at home. For $t < T$, the solution of the maximizing problem yields to the following Euler equation :

$$u'\left(c_t\left(x_t\right)\right) = R\beta_e S_{e;t,t+1} E\left[\frac{b\left(Z_{e,t+1}\right)}{b\left(Z_{e,t}\right)} u'\left(c_{t+1}\left(x_{t+1}\right) G_{e,t+1} N_{t+1}\right)\right] \tag{4.19}$$

where $c_t(x_t)$ represents the optimal consumption rule at time t as a function of cash-on-hand. We can also rewrite $u'\left(c_t\left(x_t\right)\right)$ as :

$$\begin{aligned} u'(c_t(x_t)) = \beta_e R S_{e;t,t+1} \frac{b\left(Z_{e;t+1}\right)}{b(Z_{e,t})} (1-p) \iint u'\left(c_{t+1}\left((x_t - c_t)\frac{R}{G_{t+1}N} + U\right) G_{e,t+1} N\right) dF(N) dF(U) \\ + \beta_e R S_{e;t,t+1} \frac{b\left(Z_{e,t+1}\right)}{b(Z_{e,t})} p \int u'\left(c_{t+1}\left((x_t - c_t)\frac{R}{G_{e,t+1}N}\right) G_{e,t+1} N\right) dF(N) \end{aligned} \tag{4.20}$$

The first term in the right-hand side represents the expected value of future marginal utility conditional on positive income and the second one is the same thing conditional on zero income. At retirement, there is no labour income uncertainty. The budget constraints becomes :

$$x_{T+1} = R\left(x_T - c_T\right) + \alpha_e y_t \tag{4.21}$$

where α_e is the public pension income replacement rate. First, we obtain the optimal consumption and the total cash-on-hand at the last period $t = 110$, the

agent date of death. At that time, there is no bequest motive, the household consumes all of his cash-on-hand : we have : $c^*_{110} = x_{110}$. We go backward until the first period ($t = 25$) by solving the Euler equation for each of these periods and for each cash-on-hand value.

This numerical method allow finding the optimal solution β and ρ which satisfies the Euler equation and minimizes the distance between simulated and observed moments as described previously. For computation facilities, we use 20 points for cash-on-hand and 5 nodes. We discretize normalized cash-on-hand at each age. At each point of this discretized space, we perform a grid search to find the optimal solutions for β and ρ. Linear interpolation is used to find the value function when cash-on-hand values fall off the grid. Upon finding optimal consumption, decision rules are used to simulate 5000 consumers across their life cycles to compute simulated consumption. We attribute to these consumers initial conditions for earnings and wealth from the SFS for individuals age $25 - 30$.

4.3 Data

In our analysis, we use three surveys conduced by Statistics Canada. In constructing the analytical files, we have to take into account of four different issues : i) the population of interest ii) a common definition of education groups iii) a common definition of after-tax income and iv) reference period (years).

We define an individual as the head of a household. We do not distinguish between male and female heads of households. We define three education groups : heads of household a) without a high school diploma, b) with a high school diploma and those with some university education and c) with a university diploma. Finally, our reference period for the data is 1996 to 2012. We use the CPI to transform all monetary amounts in $CAN 2014. We use the Survey

of Household Spending (SHS, 2004-2012) to construct the consumption profiles and the equivalence scale by education group. Education variable is not available in the SHS before 2004. The Survey of Financial Security (SFS, 1999, 2005 and 2012) allows us to estimate the initial wealth conditions used in the numerical solution of the model. Income and wealth in the SFS is used only to compute initial conditions. Finally, we use the Survey of Labor and Income Dynamics (SLID, 1996-2007) to compute the variances of permanent and transitory income shocks and the growth rate of income. The variable names reported are those of 2009 for SHS and those of 2012 for SFS. They are not always the same across all the periods and have been recoded consequently. For our estimation, we use a 61-year period (25 to 85) since in the SHS and SLID surveys, there are very few people aged over 85. Further details are given in Appendix A.

4.3.1 Moments

We exploit non-durable spending as the set of moments in our analysis and we compute one statistic by age and education group. Given the skewed distribution of non-durable spending, we consider the average of log non-durable spending. In estimating these statistics, we need to account for two considerations : cohort and time effects. We allow for unrestricted cohort fixed effects and control for the unemployment rate as a proxy for time effects.

For each education group, we first estimate the following linear regression model for the log of non-durable spending :

$$E[\log C_{i,t}|age_{i,t}, byear_{i,t}, unemp_{i,t}] = \lambda_a(age_{i,t}) + \lambda_b(byear_{i,t}) + \lambda_u unemp_{i,t} \quad (4.22)$$

where $\lambda_a()$ and $\lambda_b()$ functions take the form of dummy variables and $unemp_{i,t}$

is the local unemployment rate. Once estimates are obtained, we compute a prediction of log non-durable spending for each age a by setting the birth year b to 1965 and the unemployment rate u to the average in the estimation sample :

$$\widehat{c_a} = \hat{\lambda}_a(a) + \hat{\lambda}_b(1965) + \hat{\lambda}_u \overline{unemp} \tag{4.23}$$

We apply a lowess smoother that carries out a locally weighted regression to this age profile. Standard errors are obtained from the standard deviation of each predicted outcome adjusting for sample size in that cell.

We provide information on the resulted raw predictions, smoothed prediction and 95% confidence interval on the predictions. Graph 4.1 shows that the mean of log consumption is hump-shaped and increasing across educational group but the slope is steeper for the most educated households. It grows at a faster rate for post-high school graduates than for the less-educated which is flatter. Consumption peaks at around age 45 and then slowly decreases for all groups.

4.3.2 Auxiliary Processes

This section devises how we estimate auxiliary processes used in our analysis : income, mortality, demographics and other parameters like the equivalence scales.

4.3.2.1 Income

The income process is decomposed into a permanent component P_t and a transitory component U_t such that :

$$Y_t = P_t U_t \tag{4.24}$$

The transitory component is log normally distributed with variance σ_u^2. The permanent component is the product of a drift G_t, past P_{t-1} and a shock, N_t. This shock is log normally distributed with variance σ_n^2 :

$$P_t = G_t P_{t-1} N_t \tag{4.25}$$

For each education group, we estimate the drift function G_t using a flexible specification for $\log Y_t$ with age dummies and individual fixed effects for person i. We also control for the provincial level unemployment rate. This yields the conditional expectation :

$$E[\log Y_{i,t} | age_{i,t}, \alpha_i, unemp_{i,t}] = \alpha_i + g(age_{i,t}) + \eta_u unemp_{i,t} \tag{4.26}$$

We estimate parameters using SLID data. We obtain the estimate of the function G_t using $\hat{G}_t = \exp(\hat{g}(.))$. We smooth this estimate using a lowess smoother. The figure 4.2 shows the estimate of this function for each education group.

The drift is also increasing in education level like consumption. It rises at a faster rate for college-educated than for the less-educated. The drift function for less than high school is a scale-up of high-school graduates.

We then set the unemployment rate to the average over the period and use the conditional mean $\hat{\alpha}_{1965} = E[\hat{\alpha}_i | byear_i = 1965]$ (French, 2005). Let $\log \widehat{Y}_{i,t}$ be that prediction. We define the residual as

$$y_{i,t} = \hat{\alpha}_i + (\log Y_{i,t} - \log \widehat{Y}_{i,t}) \tag{4.27}$$

which corresponds to $y_{i,t} = p_{i,t} + u_{i,t}$ and where $p_{i,t} = p_{i,t-1} + n_{i,t}$, hence net of the drift component and centered for the 1965 cohort.

We follow the approach proposed by Carroll & Samwick (1997) to estimate variances of permanent and transitory shocks. Defining a d-year difference in income as $r_d = y_{t+d} - y_t$. Substituting p_t into r_d gives :

$$r_d = p_{t+d} + u_{t+d} - p_t - u_t \tag{4.28}$$

Recursively, we find :

$$r_d = n_{t+1} + n_{t+2} + ... + n_{t+d} + u_{t+d} - u_t \tag{4.29}$$

The variance is thus given by

$$Var\,(r_d) = d\sigma_n^2 + 2\sigma_u^2 \tag{4.30}$$

An unbiased estimate of the variance for a given d difference is $r_{i,d}^2$. The model imposes homogeneity across households. We can stack observations for D differences of each household to yield a panel with dimensions N by D. We can obtain estimates of variances by ordinary least squares. Since we have $T = 6$, this yields $D = 15$ potential differences per household.

The table 4.1 provides estimates of these variances for each education group along with standard errors. There are all greater than those of Gourinchas & Parker (2002). Contrarily to Gourinchas & Parker (2002), we obtain a clear pattern : the variance of permanent shocks is increasing in education level and the variance of transitory shocks is decreasing in education level.

4.3.2.2 Mortality

There are generally two issues which prevent using a survey to construct life-tables for specific groups such as education. First, sample size at older ages are generally small once we disaggregate by group. Second, surveys have sometimes a harder time catching those who die, particularly in institutions. To overcome these issues, we follow an approach proposed by French (2005).

Denote m_{t+1} as the indicator for death at $t+1$ and E for education. Using Bayes Rule, we can write :

$$\Pr(m_{t+1} = 1|E = e, t) = \frac{\Pr(E = e|m_{t+1} = 1, t)}{\Pr(E = e|t)} \Pr(m_{t+1} = 1|t) \qquad (4.31)$$

One avenue is to reconstruct mortality rates by education by estimating the first term (ratio) using the National Population Health Survey (NHPS) and the second using the life-table. We do this by estimating a multinomial Logit model with dependent variable education level and right hand side variables age and a mortality indicator at $t+1$. Once estimated, the scaling factor for the life-table mortality probabilities can be estimated. It is reproduced in Appendix A in the table 4.2. The scaling factor is decreasing in education level from age 25 to 84 and becomes increasing in education level around age 87 onward.

We then multiply the scaling factor with life-table rates. Since the NHPS is conducted every two years by Statistics Canada, we first use two-year morta-

lity rates from life-tables. We then transform resulting mortality probabilities by education group into annual probabilities using the transformation $m_1 = 1 - \sqrt{(1 - m_2)}$.

Figure 4.3 reports the resulting log mortality-rate curves by education level. Mortality risk is decreasing in education level until age of 85 before becoming increasing in education level. At the end of life, after the age of 85, the difference becomes less significant, essentially because of the correction factor. This may be a survival effect in the sense that less educated people who attain these old ages should have favorable unobservables. There is probably a dynamic selection effect in the sense that individuals who survive after 85 years old in the group with a higher structural risk of mortality death may have unobservable characteristics that make their individual death probability lower than the average death probability of the group of individuals with lower risk of structural mortality.

We also report in table 4.3 remaining life expectancy at age 30, 50 and 65 by education group. It is increasing in educational attainment until age 76. From age 79 to death, it is decreasing in education level. For example, at age 30, Canadian life expectancy is 49.4 years for less than high school graduates, 52.9 years for high school graduates and 55.5 years for post high school graduates. At age 50, less than high school educated individuals expect to live on average 30.9 years, 33.9 years for high school graduates and 36.0 for post high school graduates. But at age 90, less than high school graduates expect to live 5.3 years, 4.1 years for high school graduates and 3.5 for post high school graduates.

4.3.2.3 Demographics

Let $\overline{A}_t$ be the average number of adults in a household where the head is age t and $\overline{K}_t$ be the average number of children in the household. We follow the

equivalence scale proposed by Citro & Michael (1995) :

$$Z_t = (\overline{A}_t + 0.7\overline{K}_t)^{0.7} \tag{4.32}$$

The average number of adults and children is obtained from the SHS. Both are smoothed using a lowess filter. We then compute the equivalence scale for each education group using the formula above. Figure 4.4 shows the age-profile of the equivalence scale using this approach. We observe that equivalence scale is higher for less educated households until age of around 35 and it is higher for more educated ones after age of 43. After that, equivalence scale is increasing in education level and decreasing in age. The equivalence scale adjusts household consumption for differences in family size. Younger heads of household are more likely to have dependent children living at home. Similarly, less educated heads of household have a higher probability of having their first child at a younger age.

4.3.2.4 Initial Conditions

For simulations, we need to initialize respondents. This implies giving respondents an initial level of permanent income and wealth. This is obtained from the SFS. We pool respondents age 25-30 for each education groups. Then, we estimate a bivariate log-normal distribution of annual after-tax income and net wealth. This allows to obtain log means along with covariances. Estimates of these parameters are provided in table 4.4.

4.3.3 Other Parameters

We present here other inputs used in our estimation and analysis. To account for the fact that our definition of income must not include return on savings,

interest and dividend income, we use the following formula $Y_{e,t} = hhinc - (1 - ATR) * inva27$ which assumes proportional taxation of all income sources, where $ATR = \frac{hhtax}{hhinc+hhtax}$, inva27 : investment income and hhtax : household income tax. Table 4.5 presents the average effective income tax rate by educational level. Like consumption and household income, it is increasing in education level and hump-shaped. The slope for college graduates is steeper than for the less-educated. Average tax rate grows until age 50 before starting to decrease. At the age of 25, households who do not graduate from high-school pay less than 10 % vs 14 % for college-graduates. At the age of 85, the less-educated pay 5 % in average vs 14 % for college-educated. These differences in tax rates can also have substantial impacts on disposable income, and can be inferred negatively on consumption.

4.4 Results

In this section, we present the results. We start by the estimates of preferences, continue with the decision rules and the simulated consumption before ending with a sensibility analysis of our estimates to the main parameters.

4.4.1 Estimates of Preferences

Table 4.5 presents results obtaining with equivalence scale and differential mortality. For the discount factor β, we find an estimate of 0.985 [standard error (se)=0.185] for high school dropouts, 0.971 (se=0.289) for high school graduates and 0.974 (se=0.184) for college-educated households. These results are far from those of Gourinchas & Parker (2002) who report a discount factor β=0.930 (se=0.060) and a coefficient of risk aversion ρ=2.290 (se = 0.423) for college graduates; β=0.962 (se=0.082) and ρ=0.282 (se=1.481) for some high school graduates; and β=0.949 (se=0.015) and ρ=0.869 (se=0.220) for high school gra-

duates. There is not a clear pattern by education group for the discount factor. But, the discount factor is higher for high school dropouts who also are more likely to have lower income over the life cycle. All of the estimates are statistically significant at 5% threshold. There is no clear pattern neither for the coefficients of relative risk aversion by education level. We observe a bigger variation in risk aversion coefficient going from 1.068 (se=0.185) for high school dropouts to 1.385 (se=0.289) for high school graduates and 1.325 (se=0.184) for college graduates. There are all significant at 5% threshold.

In fact, due to the progresivity of public safety net programs, college-educated households are more likely to have higher income drop at retirement; then, they should be more patient and more risk averse. But this is not exactly the case with our estimates. High school graduates are less patient but more risk averse than post high school graduates; and high school dropouts are more patient and less risk averse than the others. We observe a negative correlation between the risk aversion coefficient and the discount factor. In a model with precautionary savings like ours, more risk averse households are more likely to increase their savings at the expense of current consumption. It is worth noting that the estimation method do not reject the over-identifying restrictions hypothesis at the 5% level. This means that the model fits the data very well.

Cagetti (2003) estimates the same parameters of the utility function (the discount factor, β, and the coefficient of risk aversion, ρ) using the simulated method of moments to match the simulated wealth median to its counterparts observed in the "Panel Study of Income Dynamics" and the "Survey of Consumer Finances". Unlike our results, he finds the highest discount factor for college-educated households and that risk aversion coefficient is increasing in education level. By education group, he finds respectively for ρ_e and β_e : 2.57 (se=0.69), 3.7 (se=0.27), 4.05 (se=0.65) and 0.940 (se=0.034), 0.923 (se=0.005), 0.988 (se=0.006).

That is American college graduates have a higher degree of patience and are more risk averse than the other two groups.

The discount factor tells about the consumer preferences for the future or his degree of patience. The higher the discount factor (preference for the future), the less the consumer will tend to consume in the present and save more for the future. Hence, households with a higher discount factor are willing to save more and earlier for their retirement. Their consumption paths will exhibit less of a hump-shape and may increase over the entire working life as showed by Gourinchas & Parker (2002) who also demonstrate that the discount factor is an important determinant of the hump-shape in the consumption profile. For more impatient households, consumption follows income until much later in life and falls suddenly in order to build retirement assets. The consumption flow depends on the time preference of the agent, the interest rate and the concavity of the utility function. This concavity defines the rate at which marginal utility decreases with income. Our model, incorporating income uncertainty, allows savings for precautionary motive. Hence, some consumers will expect their marginal utility of consumption to be higher when income is low, especially at the time of retirement. Therefore, with a concave utility function exhibiting prudence, such consumers will save more in anticipation of this possibility.

With regard to the related literature, Lawrance (1991) finds that poor households save little because of their strong preference for the present, while the rich households save more by being more patient. Her estimates are based on the growth in food consumption in the Panel Study of Income Dynamics (PSID) from 1970 to 1980. She finds that consumption for college educated households grows faster than less educated ones. However, Dynan (1993) shows that faster growth may be due to rapid income growth for university graduates compared to non-graduates. Controlling for income changes, Dynan (1993) finds very few differences

among education groups in the estimates for the rate of time preferences.

4.4.2 Decision Rules

We present in this section the consumption decision rules which is the optimal consumption value for each level of cash-on-hand. Cash-on-hand represents funds that are immediately available to the household head and can be spent immediately, in opposition to assets that must be sold to generate cash. Our benchmark is the optimal solution of the model with equivalence scale and differential mortality. We use the optimal structural parameters by education level for ρ_e and β_e respectively for high school dropouts, high school graduates and college graduates : 1.068 (se=0.185), 1.385 (se=0.289), 1.325 (se=0.184) and 0.985 (se=0.185), 0.971 (se=0.289), 0.974 (se=0.184). Figure 4.7 plots these decision rules. It shows that the optimal consumption varies with education level. For very low level of cash-on-hand, the typical household consumes all of his cash-on-hand for any education level. We observe a large difference in consumption between college graduates and high school dropouts near retirement. Consumption is increasing in age between age 25 and 45 years old but this is not the case for more educated households. At the age of 45, consumption is higher for high school graduates than for college educated. At retirement, the replacement rate will be higher for high school dropouts and those agents do not need to sacrifice a big fraction of their current consumption in order to save for their retirement. We also note that consumption is always concave in cash-on-hand.

4.4.3 Simulated and Observed Consumption

Figure 4.8 plots observed and simulated consumption with equivalence scale and differential mortality by education group. Simulated consumption is hump-

shaped and increased in education level. This figure confirms that the model fits very well the data. Like observed consumption, simulated consumption raises at a faster rate for the college-educated than for the less-educated until age of around 50. It slowly decreases from age 50 to the end of life. At the age of 65, at retirement, optimal consumption for high school dropouts and for high school graduates become very close. This means that the consumption drop at retirement is greater for more-educated agents. This is why the less-educated households have to save less for retirement. Post-retirement consumption may drop due to the fact that social security and pension benefit provide amounts less than labor income. Because of how the Canadian welfare system works, better-educated individuals have the most to gain from deferring consumption and saving for retirement. Then, low-income individuals may rationally choose to save very little for retirement. Post-retirement, consumption falls for all education groups due to income drop. The retirement income decreases because social security and pension income are generally lower than labor earnings. Upon retirement, consumption may also falls because of changes in household composition (for example the loss of a spouse).

4.4.4 Sensibility of Estimates to Main Parameters

We look at in this section the sensitivity of our estimates with respect to key parameters of the model. We consider the equivalence scale, the differential mortality and the income uncertainty. Table 4.6 reports results for all of these scenarios.

4.4.4.1 Equivalence Scale

The first part of Table 4.6 shows results assuming no equivalence scale ($Z_{e,t} = 1$) for all education groups. Compared to the benchmark, the discount fac-

tor falls drastically for high school graduates ($\beta = 0.896$ (se=1.311) vs $\beta = 0.971$ (se=0.289)). But, it is not statistically significant at 5% threshold. It also falls for the other education groups but the estimates are statistically significant and remain closer to the benchmark results. The risk aversion coefficient has increased for high school graduates but has decreased for the other groups. For all the estimates, the overidentification test statistics are much higher ; that is the model with equivalence scale does a better job at fitting the actual consumption profiles than the model without equivalence scale. The group of high school graduates represents a particular group since it bridges the gap between the richest and the poorest. These are generally better protected against bad states of nature by welfare programs in Canada. For instance, they have higher replacement rates and higher guaranteed income supplement. Hence, the wealthiest must save more to protect themselves against the retirement income drop. The behavior of these two groups may remain stable over the life cycle while the median group (high school graduates) may be more sensitive to demographic changes. This may explain more variation preferences relative to the equivalence scale for high school graduates.

4.4.4.2 Differential Mortality

The second part of Table 4.6 presents estimates for discount factor and risk aversion coefficients by education group with equivalence scale while keeping mortality risk constant by education group. We give the same mortality risk, calculated by Statistics Canada, to all educational groups. As we mentioned earlier, Statistics Canada does not publish death rates by sex or educational group. In this scenario, the discount factor remains almost the same but the relative risk aversion coefficients have drastically decreased for less educated households from $\rho = 1.068$ (se=0.185) to $\rho = 0.954$ (se=0.160) while they have increased for the most educated (from $\rho = 1.385$ (se=0.289) to $\rho = 1.447$ (se=0.306) for high school

graduates and from $\rho = 1.325$ (se=0.184) to $\rho = 1.490$ (se=0.215) for post high school graduates). The less educated households become more risk averse when we take into account the differential mortality, probably because they face the highest mortality risk. The risk aversion indicates how much an individual cannot tolerate uncertainty and would get around if possible. As high school dropouts face higher mortality risk, they will adjust their consumption behavior accordingly; the discount factor and the risk aversion coefficient will also reflect this adjustment.

4.4.4.3 Income Uncertainty

We analyze now the impact of income uncertainty on our preference estimates. To better assess the importance of each component of income uncertainty, we consider separately a 50% increase in the variances of permanent shock while maintaining the same transitory income shock as the baseline scenario. We next consider a decrease of 50% for the variances of transitory shock while keeping the permanent shock the same as the baseline shock. Compared to the baseline scenario, the 50% increase of permanent shock yields to nearly the same discount factor; but agents become more risk averse. The variation in risk aversion is increasing in education level : 17.6% for post high school graduates, 2.1% for high school graduates and 1% for high school dropouts over the life cycle (See third part of Table 4.6). College-educated households are more sensitive to variations in permanent income shock, probably because the income drop is higher for them if a bad state of nature occurs. However, with a 50% decrease of the transitory shock, we observe a few increase in the discount factor and an important reduction of the risk aversion coefficient : 14% for high school dropouts, 32% for high school graduates and 10% for post high school graduates.

In line with our results, Carroll & Samwick (1997), using the Panel Study of Income Dynamics (PSID), show that wealth is higher for households with greater

income uncertainty. Even by controlling for demographic effects and for the level of income, their empirical results indicate that net worth depends deeply on the degree of both transitory and permanent income uncertainty. In a buffer-stock model of saving, wealth becomes less sensitive to income uncertainty as households become more impatient.

4.5 Simulations

Consumption (savings) over the life cycle may change because of variations in preferences, demographics, differential mortality and income level (Gourinchas & Parker, 2002; Scholz et al., 2006; Attanasio et al., 1999; Yaari, 1965). In this section, we make simulations to assess the importance of each of those factors. To do this, we use the results of the estimated model to set counterfactuals which we compare with the results of the model. We give to high school dropouts and college-educated households the same preferences, demographics, differential mortality and income level of high school graduates. Table 4.7 reports all the results for simulated consumption. More specifically, we need a metric to answer the questions addressed in the paper. We consider wealth accumulated at age 65 as our metric. We consider the ratio of wealth of college graduates over the wealth of high school dropouts. In the Survey of Financial Security, this ratio is 3.54 while it is 2.92 in our simulations. That is the model generates wealth significantly lower than wealth observed in the data. To be able to replicate the rate of 3.54, we must take into account the fact that rates of return vary by education level (Lusardi et al., 2016). For each scenario in our simulations, we look at how this ratio changes (See Table 4.8).

4.5.1 Preferences

We are interested in identifying the factors explaining the differences in households' consumption (savings) over the life cycle. Preferences can play an important role in explaining these differences. To assess the importance of preferences, we attribute to high school dropouts and post high school graduates the preferences of high school graduates. Clearly, this means a relative stable discount discount factor (from 0.971 to 0.974) for college-educated households and a reduction in the discount factor (from 0.971 to 0.985) for high school dropouts, a decrease of 1.4 percentage points. For the coefficient of relative risk aversion, our exercise represents an increase of 30% for the less-educated and a decrease of 5% for college-educated households. Hence, high school dropouts become less patient and more risk averse.

Compared to the benchmark, this scenario yields to a decrease of 3.3% of optimal consumption over the life cycle for high school dropouts (see Table 4.7). There is a compensation effect between discount factor and risk aversion. High school dropouts, becoming less patient, should consume more (and save less) ; but at the same time, because they are more risk averse, they should consume less. Since the magnitude of the variation of risk aversion is higher than the magnitude of the discount factor, the expected reduction in consumption outweighs the expected increase. Our results could indicate also the fact that risk aversion coefficient play a more important role in shaping consumption than the discount factor. But, to investigate this scenario, we should consider the impact of a 10% increase of the discount factor and the risk aversion in consumption variation. Since our goal is to understand the differences in consumption across educational group, we do not consider this scenario.

For college-educated households, we observed a reduction of 1.5% of op-

timal consumption over the life cycle. That is, mainly, a decrease of 5% of risk aversion for this group results in a reduction of 1.5% of households consumption. Consumption is quite sensitive to changes in the coefficient of risk aversion for university graduates. Due to their higher income, the consequences of occurring a bad state of nature are larger for this category and better-educated individuals may be willing to save and defer consumption.

In an environment of precautionary savings, more risk averse may want to save more for precautionary motive and reduce consumption. For wealth at age 65 which is our metric, this scenario generates substantial drop of wealth for high school dropouts and less important decline of wealth for college-educated households. Hence, this scenario yields to an increase of 95% for the ratio of wealth of college graduates over the wealth of high school dropouts (See Table 4.8).

4.5.2 Demographics

To assess the importance of demographics in shaping consumption (savings), we attribute to high school dropouts and university graduates the same equivalence scale of high school graduates. That means, on average, an increase of the equivalence scale for high school dropouts from 1.675 to 1.702 over the life cycle. For college-educated households, this is a reduction from 1.7214 to 1.702. Relative to the baseline scenario, for high school dropouts, the average of simulated consumption has increased from 43974.4$ to 44145.01$ over the life cycle (see Table 4.7). For post high school graduates, we observe a reduction of optimal consumption from 69419.4$ to 68729.3$.

An increase in the equivalence scale over the life cycle leads to an increase in optimal consumption while a decrease causes the opposite effect. The equivalence scale captures differences in consumption patterns across demographic groups

(Scholz et al., 2006). In fact, the consumption of a household grows for each additional member; but, because of economies of scale in consumption, it does not grow in a proportional way. For instance, a household of three persons needs to consume more than a single-person household. But the household with three members does not necessary need three times the housing space and electricity. In the middle years over the life cycle, the household consumption needs may be stabilized, and thus higher income can be used to pay debts and save for retirement. At this time, the level of income and consumption needs may decline and households may use savings accumulated to support their consumption.

Differences in household composition over the life cycle can also affect consumption by directly changing the discount factor or the marginal utility of consumption as household size is negatively correlated with the level of education (Attanasio et al., 1999; Scholz et al., 2006). The fact that the equivalence scale is hump-shaped over the life cycle can generate a hump-shaped consumption profile with age (Attanasio et al., 1999).

At the age of 65, this scenario yields to an increase of equivalence scale from 1.51 to 1.56 for high school dropouts and a decline (from 1.60 to 1.51) for college-educated households. An increase of equivalence scale generates an increase of consumption which leads to, ceteris paribus, a decline in wealth. But surprisingly, wealth decreases for the two groups, in a lower proportion in the college graduates. This yields to an increase of only 2% for the ratio of wealth of college graduates over the wealth of high school dropouts (See Table 4.8).

4.5.3 Differential Mortality

We do the same exercise to analyze how the mortality risk affects variations in consumption (savings) across education groups over the life cycle. We attribute

to high school dropouts and college-educated households the same mortality risk of high school graduates. Interestingly, there is a clear pattern of the mortality risk by educational group. The mortality risk is higher for less educated households. Hence, our exercise consists in a decrease in the mortality risk for high school dropouts and an increased of mortality risk for university graduates. This yields to an increase of optimal consumption from 43974.4$ to 44887.4$ for high school dropouts, an increase of 2.1% (see Table 4.7). Because they face a lower mortality risk and they are the least risk averse group, they increase their level of consumption. We expected them to decrease their consumption because they are now more likely to live longer. But low levels of risk aversion can also play an important role in increasing consumption. Quite the opposite, for college-educated households, optimal consumption has declined by 1.1%. This group faces higher mortality risk and may reduce their consumption in order to protect themselves against this mortality risk. The risk of death decreases the consumption growth. The consumer reduces his consumption (increases his savings) as the risk of mortality increases. This is one of the most important result of Yaari (1965). One can interpret the increase in savings due to increased mortality risk as precautionary savings, that is to say the additional savings prompted by uncertainty. One reason for this savings is that concerned households can expect to live longer than expected and therefore have to draw on their wealth over a longer period.

Regarding wealth accumulation, the high school dropouts increase their wealth. Since their mortality risks have decreased, their life expectancy at retirement has also increased. College-educated households have reduced their wealth since they may live for a shorter period of time, so they need less of precautionary savings. Ultimately, the ratio of wealth of college graduates over the wealth of high school dropouts has declined by 41% (See Table 4.8).

4.5.4 Income Level

We now analyze the impact of income level on optimal consumption. Once again, we attribute the same revenue of high school graduates to high school dropouts and college-educated households. That implies same initial income, same growth rate of income, same permanent and transitory shocks. That corresponds to an increase of average income for high school dropouts and decrease of average income for college-educated households. Relative to the baseline, high school dropouts have increased their consumption from 43974.4$ to 59549.9$ while college-educated households have decreased their consumption from 69419.4$ to 57480.3$ (see Table 4.7). As expected, an increase in income over the life cycle increases consumption while a decrease results in a reduction of consumption over the life cycle.

Keynes (1936) stated in his psychological law that people are willing to increase their average consumption as their average income increases, but less than proportionally to the increase of income. In other words, when a consumer wins an extra dollar, he spends a fraction of it and saves the remaining amount. The Keynesian hypothesis relates current consumption to current income. Fisher (1930) highlights the importance of intertemporal budget constraints imposed to consumers and their preferences. He determines how these parameters affect their choices of consumption and savings. Unlike the Keynesian consumption function, the Fischer model does not rely consumption only on current income, but on the expected income over the life cycle. However, with credit constraints, for consumers who want to borrow but are unable to do so, consumption is exclusively a function of current income. Ando & Modigliani (1963) documented that income varies systematically over the life cycle and that saving allows consumers to transfer part of their income from periods in life when income is high to those

where it is low. This is the life cycle hypothesis that connects positively income to consumption over the life cycle. In all the cases, including more recent studies, consumption is increasing in income as showed by our simulations.

On accumulated wealth, we observe that the ratio goes from 2.92 to 1.33, a decrease of 55%. This result comes from an increase of income for high school dropouts and a decrease of income for college-educated households. The wealth for college-educated households at age 65 has declined and that of high school dropouts has risen. This combination leeds to a substantial decline in the ratio of about 55% at the age of 65 (See Table 4.8).

In conclusion, of the four factors we looked at in this paper, when we give to high school dropouts and college-educated households the same preferences of high school graduates, we obtain an increase of 95% for the ratio of wealth of college graduates over the wealth of high school dropouts. Demographics account for an increase of only 2%, differential mortality accounts for a decrease of 41% and income level accounts for a 55% decrease of this ratio. What this means is that, in our model, differences in household preferences are the most important in explaining the cross-group wealth inequality at age of 65. In absolute value, income level comes next before differential mortality while households composition is the least important.

4.5.5 Policy Simulation

Several institutional factors can create incentives to increase (or decrease) consumption (savings) and generate differences in consumption across education groups over the life cycle. Among them are social security programs that may encourage or discourage savings and consumption. Means-tested programs such as the guaranteed income supplement (GIS) provide low-income households with

a certain level of income at retirement. But these benefits are subject to an income threshold. So, it may not be optimal for some households to exceed that income level at retirement in order to take full advantage of these social security programs. In this case, these social programs provide a disincentive to the low-income households to save for their retirement, thus they consume a larger fraction of their income, if not all, of their income while working.

The public income replacement rate is a good indicator of the level of income at retirement. To evaluate its importance in explaining differences in consumption (savings) across education group, we consider three variants of a policy consisting of : i) providing the same replacement rate of 0.8 of the high school dropouts to the more educated households. That means a higher generosity of the public pension program for high school and university graduates. This scenario corresponds to an increase of 5 percentage points for high school graduates and an increase of 15 percentage points for college-educated households ii) assigning to all households an increase of 20% of their current replacement rates. This corresponds to an increase of 20% of the generosity of public pension program to everyone. iii) An increase of 1% of the replacement rate for all groups. It is worth noting that we do not adjust the contributions.

Compare to the benchmark, the first scenario yields to an increase of consumption (see Table 4.7). That is more generosity of the public pension plan yields to an increase in optimal consumption for both high school (from 56954.1$ to 57668.1$) and post high school graduates (from 69419.4$ to 71396.44$). If the scenario consisting of attributing to everybody the same replacement rate is pedagogically important to see its importance in consumption (savings) variations, it does not represent a realistic scenario. In general, the replacement rate is inversely related to income as we have seen in the model resolution. Hence, we simulate a more realistic policy consisting in an increase of the replacement rate by 20%, resulting

in a replacement rate of 0.96% for high school dropouts, 0.90% for high school graduates and 0.78% for college-educated households. This scenario seems much more plausible in the future since there is currently a debate in Canada on the possibility of increasing the generosity of public pension plan. The Canadian Pension Plan (CPP) and its equivalent in Quebec are in good shape despite population aging because they are less generous than pension programs elsewhere. In this scenario, we observe an increase of the optimal consumption by 4.2% (45815.7$) for high school dropouts, 3.9% (59195.2$) for high school graduates and a reduction of 2.5% 71125.6$ for college-educated households.

More generous retirement programs do not generate retirement savings. Feldstein (1974) argued that an increase of 1$ of retirement income increases per period consumption and reduces savings over the life cycle by 1$. In fact, the generosity of the public pension yields to a crowding out effect of private savings. Later estimates of the magnitude of this crowding out effect are generally found in the interval [0.1$; 0.7$], below the 1$.

On wealth accumulated at age 65, when we increase the replacement rate to 0.8 for high school graduates and college-educated households, we find a decrease of 16.8% for high school graduates and 29.4% for college-educated households. The scenario consisting of an increase by 20% of the replacement rate yields to a decrease of 45.3% of accumulated wealth for high school dropouts, 45.6% for high school graduates and 25.7% for college-educated households. Finally, an increase in the replacement rate of 1% reduces wealth at age 65 by 2.6% for high school graduates or less and 1.3% for college-educated individuals. The most educated are less sensitive to changes in the replacement rate, this is probably due to the fact that the most educated have higher income and benefit less from public pension system. We obtain a such big effect because we increase the generosity of pension plans and we do not increase contributions in an actuarially fair way, that leads to

an income effect, not only the path of income is altered but also lifetime income. So consumption increases for two reasons, the intertemporal effect and the lifetime income effect. As we do not adjust contributions, our scenario is akin to a sudden increase in generosity for a given cohort (See Table 4.9).

4.6 Conclusion

In this paper, we estimate an augmented stochastic life cycle model that evaluates the pathways through which education shapes consumption and how much consumption and savings heterogeneity might be attributable to differences in preferences, mortality risk, household composition and income level. We estimate preference heterogeneity using the method of simulated moments applied on Canadian data and perform a number of counterfactuals to assess the importance of each of those factors. Our results show that high school dropouts are the most patient and the less risk averse. College graduates are less patient but more risk averse. These results are very far from those of Gourinchas & Parker (2002) on American data. Our model fits very well the data.

Our simulations show that when we give to high school dropouts and college-educated households the same preferences as high school graduates, meaning a decrease of 1.4 percentage points for the discount factor and an increase of 30% for risk aversion coefficient for high school dropouts, consumption has decreased by 3.3% over the life cycle. For college-educated, this scenario yields to an increase of 0.3 percentage point for the discount factor and a decrease of 5% for college-educated households, the consumption has decreased by 1.5%. An increase in the equivalence scale induces an increase in optimal consumption while a decrease causes the opposite effect. In fact, the consumption of a household grows for each additional member; but, because of economies of scale in consumption, it does

not grow in a proportional way.

A decrease in the mortality risk for high school dropouts yields to an increase of optimal consumption from 43974.4$ to 44887.4$ for high school dropouts over the life cycle. Because they face a lower mortality risk and they are the least risk averse group, they increase their level of consumption. But, for college-educated households, an increased of mortality risk induces a decrease in optimal consumption. This group face higher mortality risk and reduce their consumption in order to protect themselves against this mortality risk. The risk of death decreases the consumption growth. College-educated consumers reduce their consumption (increases his savings) as the risk of mortality increases. This is one of the most important result of Yaari (1965). One can interpret the increase in savings due to increased mortality risk as precautionary savings, that is to say the additional savings prompted by uncertainty. One reason for this savings is that concerned households can expect to live longer than expected and therefore have to draw on their wealth over a longer period.

Of the four factors, when we give to high school dropouts and college-educated households the same preferences of high school graduates, we obtain an increase of 95% for the ratio of wealth of college graduates over the wealth of high school dropouts. Demographics account for an increase of only 2% of this ratio, differential mortality accounts for a decrease of 41% and income level accounts for a 55% decrease. What this means is that, in our model, differences in household preferences are the most important in explaining the cross-group wealth inequality at age of 65. In absolute value, income level comes next before differential mortality while households composition is the least important.

We also evaluate the impact of increasing the public income replacement rate. We simulate a policy consisting in an increase of the replacement rate by 20%,

resulting in a replacement rate of 0.96% for high school dropouts, 0.90% for high school graduates and 0.78% for college-educated households. In this case, over the life cycle, we observe an increase of optimal consumption of 4.2% (45815.7$) for high school dropouts, of 3.9% (59195.2$) for high school graduates and a reduction of 2.5% 71125.6$ for college-educated households. On wealth accumulated at age 65, the scenario consisting of an increase by 20% of the replacement rate yields to a decrease of 45.3% of accumulated wealth for high dropouts, 45.6% for high school graduates and 25.7% for college-educated households.

Finally, an increase in the replacement rate of 1% reduces wealth at age 65 by 2.6% for high school graduates or less and 1.3% for college-educated. This is a big effect since we increase the generosity of pension plans without increasing contributions in an actuarially fair way, this leads to an income effect, not only the path of income is altered but also lifetime income. So consumption increases for two reasons : the intertemporal effect and the lifetime income effect. As we do not adjust contributions, our scenario is akin to a sudden increase in generosity for a given cohort. The most educated households are less sensitive to changes in the public income replacement rate, this is probably due to the fact that the most educated have higher income and benefit less from public pension system.

Since we estimate preferences by education group, this opens interesting perspectives for future researches. By maintaining constant the interest rate for all levels of education, we are not able to replicate the ratio of wealth of college graduates over the wealth of high school dropouts observed in the data. But we know that the interest rate also varies by education group. The most educated households are more likely to have a higher level of financial literacy. Therefore, they can benefit more from a higher rate of return on the financial market. Thus, in terms of public policy, it will be very relevant to maintain constant preferences and estimate the interest rate by education group. It will also be very relevant

to incorporate financial literacy in the model to better assess Canadian wealth inequality over education groups. We will address those issues in further works.

Appendix A : Data

This appendix describes all surveys used in our analysis and presents all graphs and tables.

Survey of Household Spending (SHS)

The Survey of Households Spending (SHS) is realized annually in the 10 provinces and territories in order to collect precise information on household expenditures and annual income of household members. The SHS provides also information on demographic household's characteristics such as household type, age and education. The sample is composed of a fraction of population from the 10 Canadian provinces, except residents of institutions, members of the Canadian Forces living in military camps and people living on Indian reserves. We use the data from 2004 to 2012 since the previous version does not provide information on education. The sample size by year is respectively 26572, 14265, 13762, 13146, 9199, 10132, 8607, 7270 and 3625 for a total of 106578 persons aged between 25 and 85 years old. The average age is 50.54 years with a standard deviation of 15.06.

Total household expenditures are current expenses. These are expenses incurred during the year for food, housing, housekeeping, household furnishings and equipment, clothing , transportation, health care, personal care, recreation, education, tobacco products and alcoholic beverages, etc. Regular utilities payments and real estate, and vehicle purchases are excluded. When respondents do not provide required information, Statistics Canada uses the donor imputation by the nearest neighbor method to fill in the missing values. We define consumption as pre-tax non-durable spending including insurance premiums and gifts. The variable is de-

fined as **totcucon**. The average consumption per household amounts to $55967.2 with a standard deviation of $33853.76. We use the variable **rphighested** which records the highest level of education attained and recode it into the three groups defined earlier. 14.6% of heads of households do not have a high school degree, 59.8% graduate from high school and 25.6% have a university degree.

To construct the equivalence scale, we use a variable counting the number of adults aged 15 and over and a variable counting the number of children aged 14 or less. We sum the variables (**p04toi**) and (**p0514toi**) which represent the number of children aged between 0 to 4 and those aged between 5 to 14 years to obtain the number of children aged between 0 and 14. Similarly, the variables (**p1519toi**), (**p2024toi**), (**p2564toi**) and (**se65toi**) give the number of adults aged to 15 and over. The average number of adults per household is 2.09 with a standard deviation of 1.02 and the average number of children per household is 0.43 child with a standard deviation of 0.87. Both combined to give the average of equivalence scale of 1.79 and a standard deviation of 0.66.

Survey of Financial Security (SFS)

The Survey of Financial Security (SFS) collects detailed information on net wealth of canadian economic family, that is, the value of all their assets minus their debts. For Statistics Canada, economic family refers to a group of two or more persons who live in the same dwelling and are related to each other by blood, marriage, common-law or adoption. Income and Wealth in the SFS is used only to compute initial conditions. SFS also provides demographic and income information on each family member aged more than 15 years old in the ten provinces. The sample is composed of 15933 families in 1999, 5282 families in 2005 and 12003 ones in 2012 for a total of 33218 economic families. The sample excludes the per-

sons living on reserves and other Aboriginal settlements in the provinces, official representatives of foreign countries living in Canada and their families, members of religious and other communal colonies, members of the Canadian Forces living on military bases or in military camps, persons living full-time in institutions. All these exclusions do not exceed 2% of the population.

Income data come from the tax data file for almost all respondents, except those who refuse access to Statistics Canada. These data do not require imputation. When needed, Statistics Canada generally uses the Donor imputation by the nearest neighbor to fill in the missing value for both income and wealth and some key variables. The response rate for the survey was 68.6%. Individual information and those for economic family are saved in different files. We then merge the two files to match each family wealth to the reference person, so we can draw the wealth profile by age and education group. We are left with 31170 heads of households aged between 25 and 85 years, which lead to an average age of 49.8 years and a standard deviation of 15.32 years.

The variable (**educ**) is recoded into three categories : 21.2% with less than high school degree, 54.3% hold a high school degree and 24.6% a university degree. To avoid influence of extreme value, the net wealth variable (**wnetwpt**) is top-coded at the 99^e percentile and bottom-coded at 0 since the model do not take into account negative wealth. The average net wealth is 460717.1$ with a standard deviation of 740111$. These moments confirm that wealth distribution is highly skewed. We do the same for the after-tax household income (**efatinc**) and obtain an average of 61090.1 with a standard deviation of 47419.4.

Survey of Labor and Income Dynamics (SLID)

The Survey of Labor and Income Dynamics (SLID, 1996-2007) collects longitudinal information on labor market outcomes and income. At each wave, the SLID sample is composed of two rotating panels. Each panel is interviewed for a six consecutive years period. There always are two overlapped panels since a new one is introduced every three years. Some information are obtained directly from respondents and others are collected from administrative data files. Interviews were conducted between January and March. The SLID also collects information on education, activity and family relationships and demographic characteristics. Statistics Canada uses the previous year's data, updated for any changes in household characteristics to impute for missing values in income data. When such data are not available, income is imputed using the nearest neighbor method. We use a range of twelve years from 1996 (25049 observations) to 2007 (19996 observations) which sums to 415370 heads of households aged between 25 and 85. The average age is 48.6 years with a dispersion of 15.1. We recode the variable (**hlev2g18**) which reports the highest level of education achieved into three categories. A proportion of 23.5% of heads of households do not achieve high school, 57.2% obtain their high school diploma and 19.3% have a university degree.

We use the after-tax household income (**hhinc**). To account for the fact that our definition of income for the model must not include return on savings, interest and dividend income, we use the following formula which assumes proportional taxation of all income sources.

$$Y_{e,t} = hhinc - (1 - ATR) * inva27 \tag{4.33}$$

where $ATR = \frac{hhtax}{hhinc+hhtax}$, inva27 : Investment income and hhtax : Household

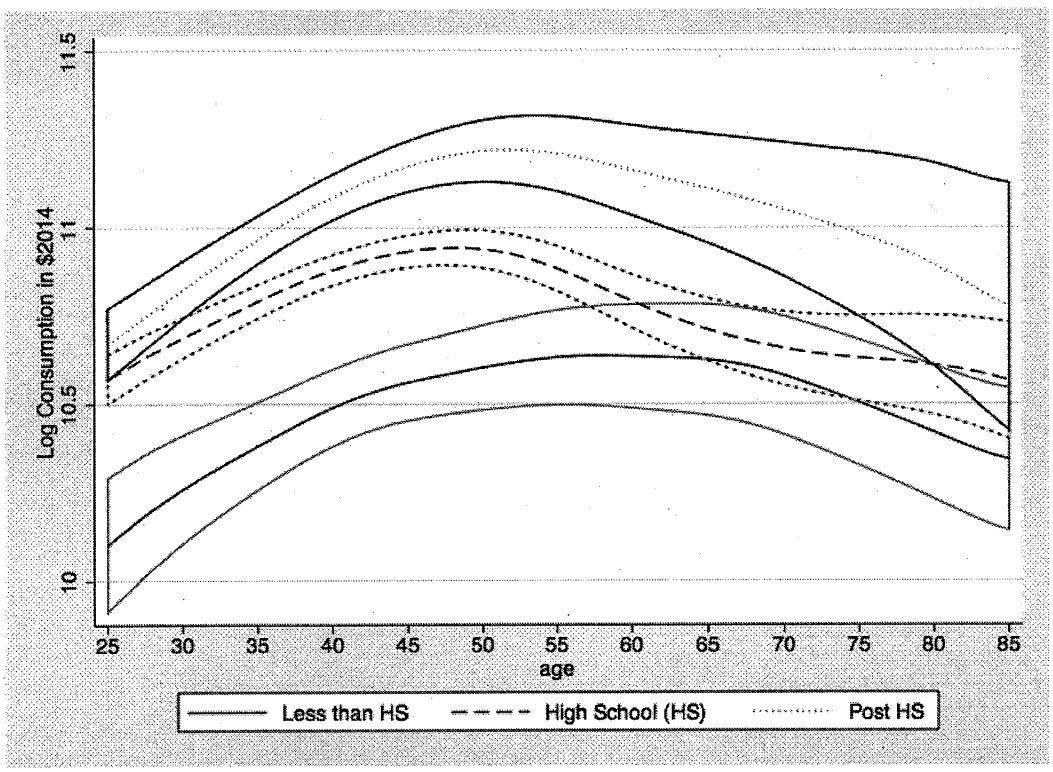
income tax. We do the same thing for other surveys (SHS, SFS) when we use income.

The average of this income variable is 66681.2$ and the standard deviation around this average is 46107.2. We also note an average of 0.15 and a standard deviation of 0.08 for the variable **atr**. For household income tax and investment income, those indicators are respectively : 14385.8 (Standard deviation : 16431.8) and 3000.5 (Standard deviation : 14798.6).

Moments

The next figures present consumption and income profiles as well as other inputs used in our estimation.

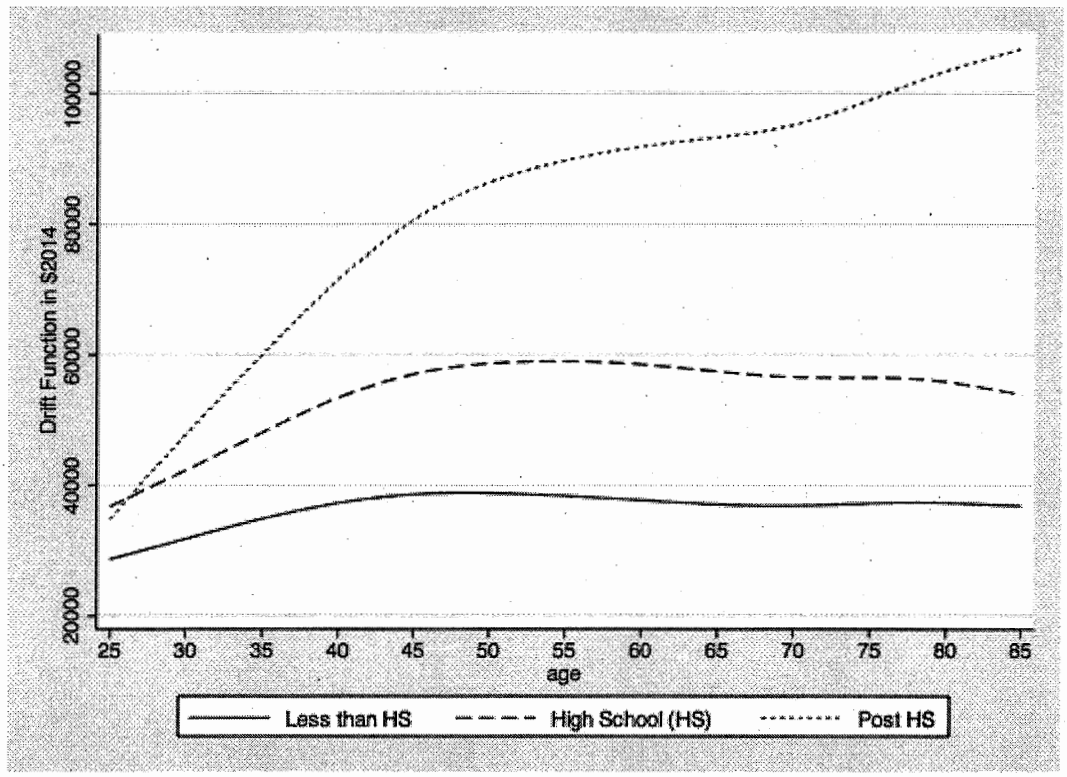
Figure 4.1 Moments from Data : Mean of Log Consumption by Age and Education with Confidence Intervals



Source : SHS, author's calculation.

This figure shows average of log consumption by education group computed from the SHS (2004-2012) in $2014. It adjusts for cohort effects based on linear regressions with age, birth year and unemployment rate controls; predictions are for those born in 1965. Age profiles are smoothed using a lowess filter.

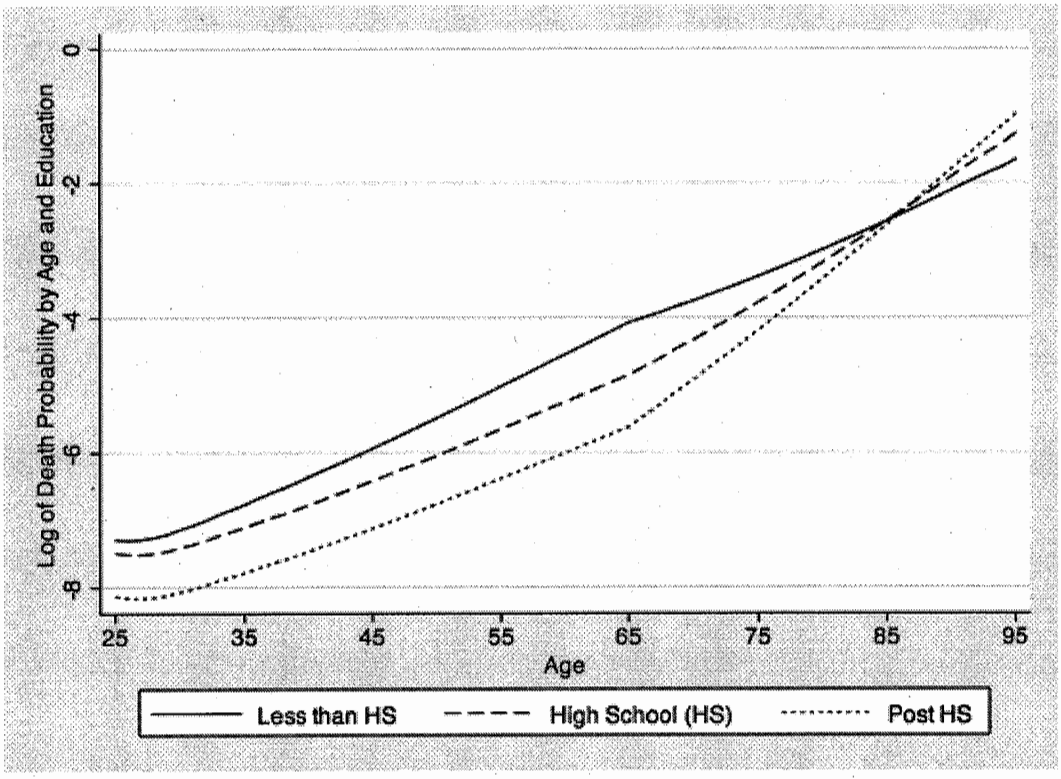
Figure 4.2 Estimates of the Income Drift Function G_t by Age and Education



Source : SLID, author's calculation.

This figure shows average of the income drift by education group computed from the SLID (1996-2007) in $2014. It adjusts for cohort effects based on linear regressions with age, birth year and unemployment rate controls ; predictions are for those born in 1965. Age profiles are smoothed using a lowess filter. The regression is in log ; we plot the exponential of the predictions.

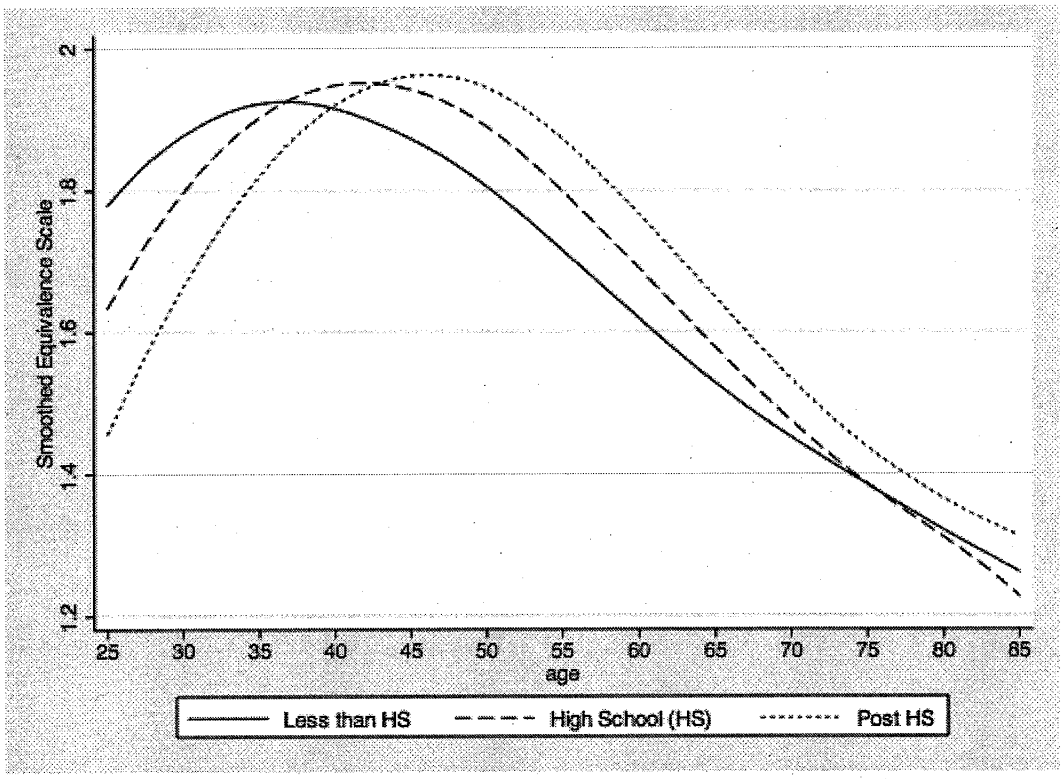
Figure 4.3 Estimates of Mortality Risk by Age and Education



Source : NHPS, author's calculation.

This figure shows average of the mortality risk by education group computed by using Bayes Rule. We first estimate a scaling factor for the life-table mortality probabilities by education group using a multinomial Logit. This factor is then multiplied by life-table rates.

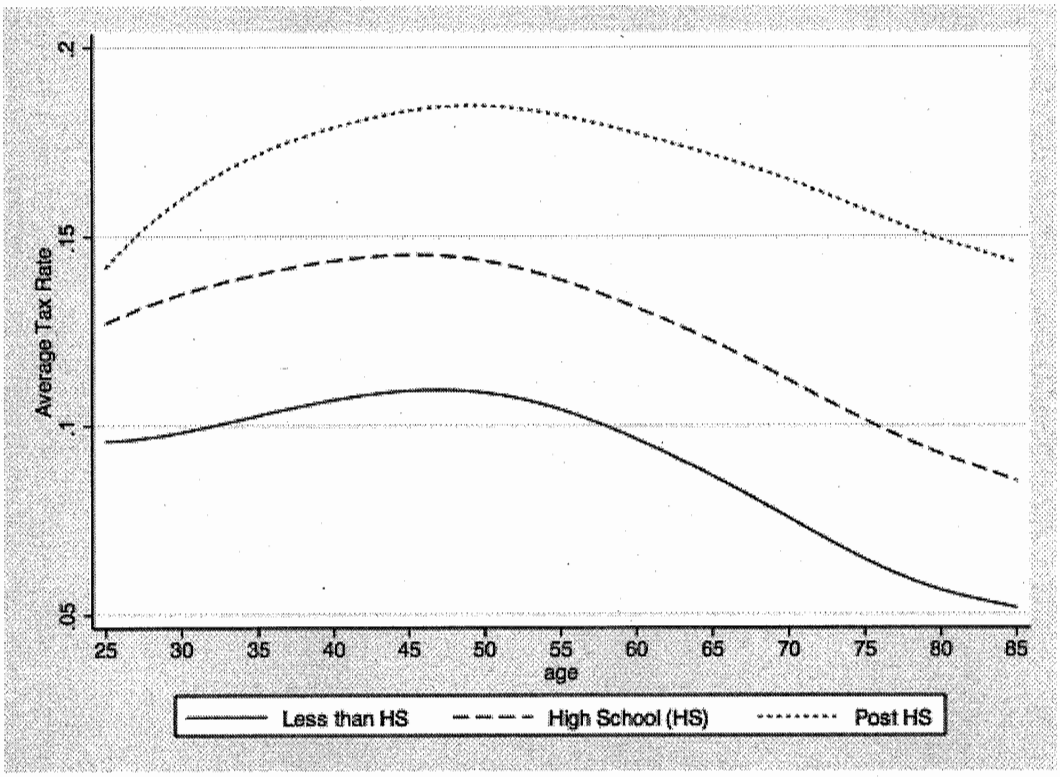
Figure 4.4 Average Equivalence Scale by Age and Education



Source : SHS, author's calculation.

This figure shows average equivalence scale by education group computed from SHS. We follow Citro & Michael (1995) who propose the formula $Z_t = (\overline{A}_t + 0.7\overline{K}_t)^{0.7}$, where Z_t is the equivalence scale, $\overline{A}_t$ be the average number of adults in a household where the head is age t and $\overline{K}_t$ be the average number of children in the household. Age profiles are smoothed using a lowess filter.

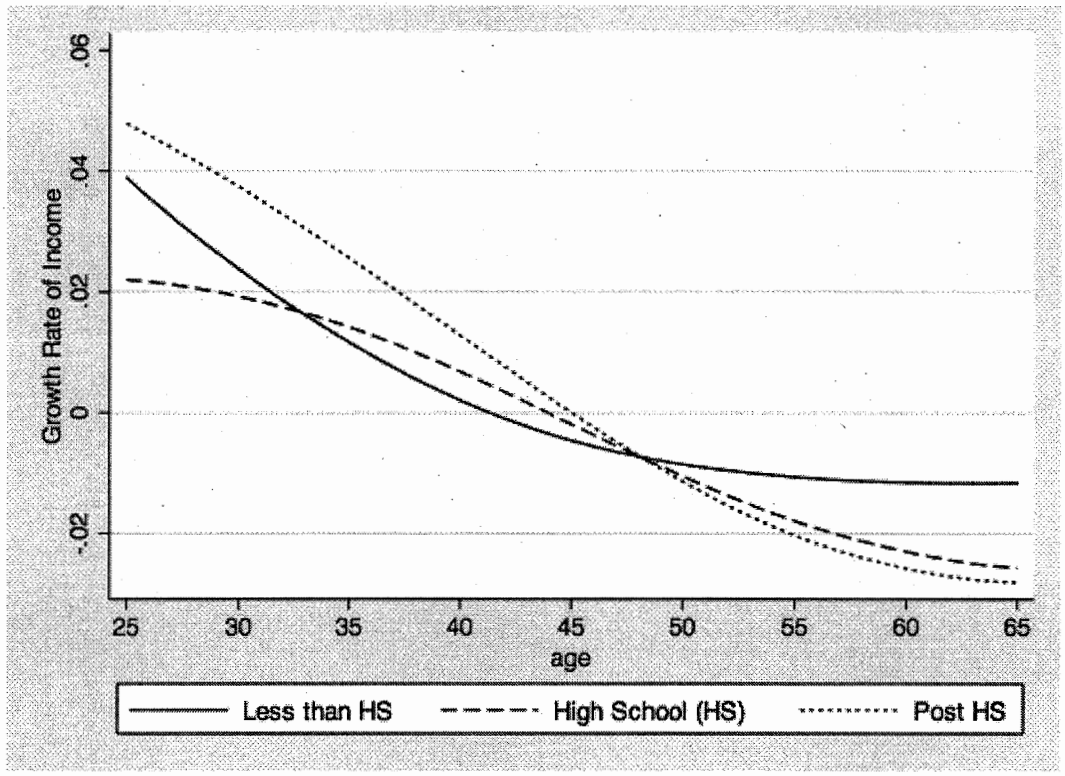
Figure 4.5 Average Income Tax Rate by Age and Education



Source : SLID, author's calculation.

Note : Source : SLID, author's calculation. This figure shows average income tax rate by education group computed from SLID. It is obtained by $\mathbf{ATR} = \frac{\mathbf{hhtax}}{\mathbf{hhinc+hhtax}}$. Age profiles are smoothed using a lowess filter

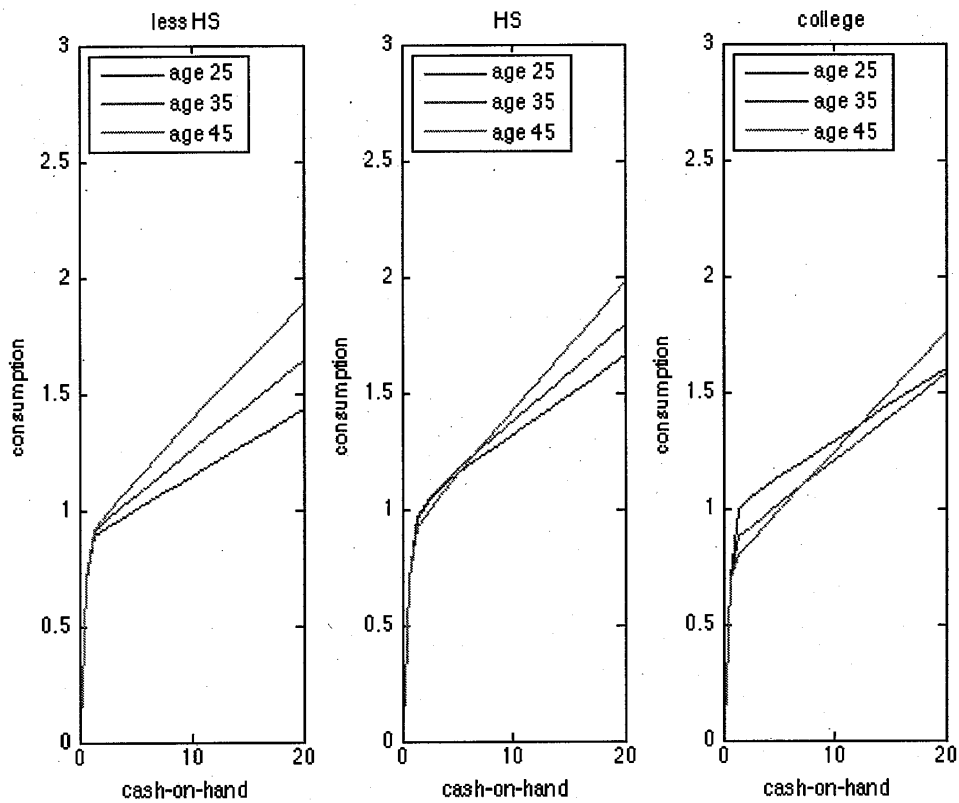
Figure 4.6 Average Growth Rate of Income by Age and Education



Source : SLID, author's calculation.

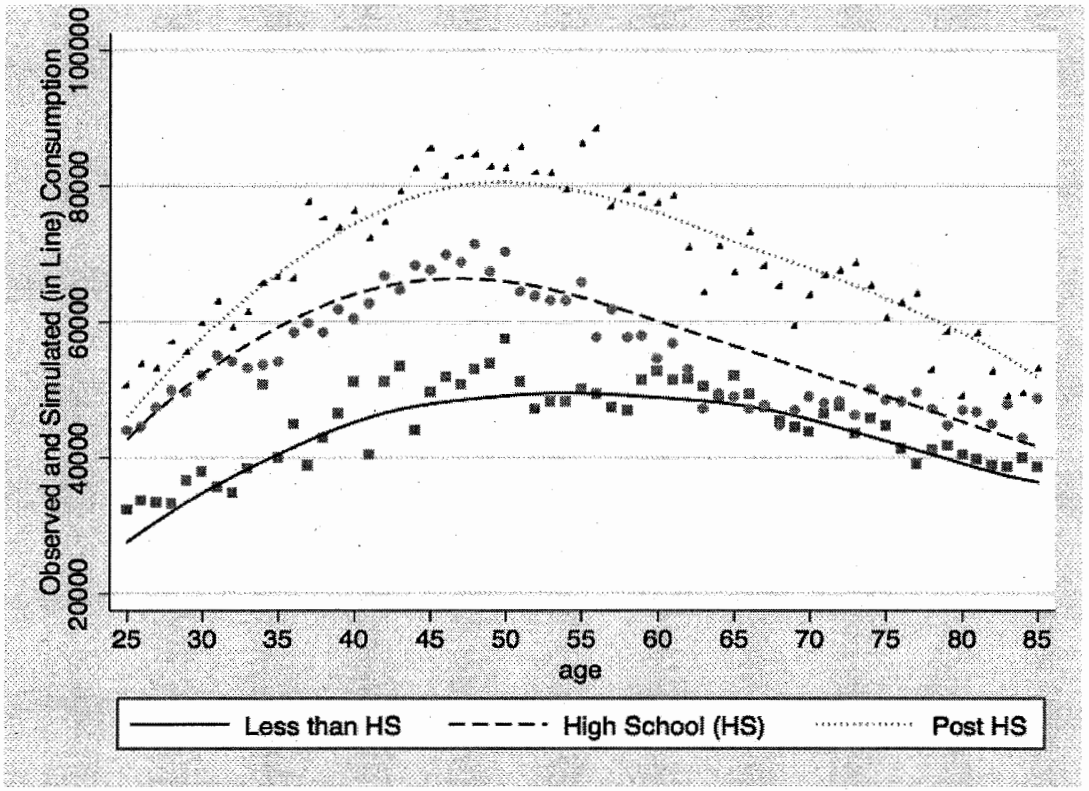
This figure shows average income growth rate by education group computed from SLID. Income growth rate is obtained from age coefficient of a 4th degree polynomial regression of income on age.

Figure 4.7 Consumption Decision Rules by Age and Education, With Equivalence Scale and Differential Mortality



This figure shows the optimal consumption given by the solution of the model.

Figure 4.8 Observed and Simulated Consumption (In Line) by Age and Education, With Equivalence Scale and Differential Mortality



This figure shows simulated and observed consumption. The model fits quite well the data. Age profiles for simulated data are smoothed using a lowess filter.

Income

Table 4.1 Estimates of Permanent and Transitory Variances of Income Process

Group	Permanent Shock	Transitory Shock
Less than HS	0.027	0.114
	(0.004)	(0.007)
High School (HS)	0.035	0.099
	(0.002)	(0.004)
More than HS	0.080	0.061
	(0.006)	(0.008)

Source : SLID, Standard Errors in parenthesis

Mortality

We report in table 4.3 remaining life expectancy at age 30, 50 and 65 by education group.

Table 4.2 Estimates of the Scaling Factor by Education Level and Age

Age	Less HS	HS	Post HS	Age	Less HS	HS	Post HS
25	1.331	1.096	0.577	68	1.546	0.800	0.413
26	1.347	1.094	0.574	69	1.499	0.806	0.431
27	1.363	1.091	0.570	70	1.454	0.813	0.450
28	1.379	1.087	0.567	71	1.411	0.821	0.471
29	1.395	1.084	0.563	72	1.370	0.829	0.493
30	1.411	1.081	0.560	73	1.332	0.838	0.516
31	1.427	1.077	0.556	74	1.296	0.847	0.540
32	1.442	1.073	0.552	75	1.261	0.858	0.567
33	1.458	1.069	0.548	76	1.228	0.869	0.595
34	1.473	1.064	0.544	77	1.198	0.881	0.625
35	1.488	1.059	0.540	78	1.168	0.893	0.656
36	1.503	1.054	0.536	79	1.140	0.907	0.690
37	1.517	1.049	0.532	80	1.114	0.921	0.726
38	1.531	1.043	0.527	81	1.089	0.936	0.765
39	1.545	1.038	0.523	82	1.065	0.953	0.806
40	1.558	1.031	0.518	83	1.043	0.970	0.850
41	1.571	1.025	0.513	84	1.022	0.988	0.897
42	1.584	1.018	0.508	85	1.002	1.007	0.948
43	1.596	1.011	0.503	86	0.983	1.027	1.001
44	1.607	1.004	0.498	87	0.965	1.049	1.059
45	1.619	0.996	0.492	88	0.948	1.071	1.121
46	1.629	0.988	0.487	89	0.931	1.095	1.187
47	1.639	0.980	0.481	90	0.916	1.120	1.258
48	1.649	0.972	0.476	91	0.902	1.146	1.333
49	1.658	0.963	0.470	92	0.888	1.174	1.415
50	1.666	0.953	0.464	93	0.875	1.203	1.502
51	1.673	0.944	0.458	94	0.863	1.233	1.595
52	1.680	0.934	0.452	95	0.851	1.265	1.695
53	1.687	0.924	0.445	96	0.840	1.299	1.803
54	1.692	0.914	0.439	97	0.830	1.334	1.918
55	1.697	0.903	0.432	98	0.820	1.371	2.042
56	1.701	0.892	0.426	99	0.811	1.409	2.176
57	1.705	0.881	0.419	100	0.802	1.450	2.319
58	1.707	0.870	0.413	101	0.794	1.492	2.472
59	1.709	0.858	0.406	102	0.786	1.537	2.637
60	1.710	0.846	0.399	103	0.779	1.583	2.815
61	1.711	0.834	0.392	104	0.772	1.632	3.006
62	1.711	0.822	0.385	105	0.766	1.683	3.211
63	1.710	0.810	0.378	106	0.760	1.736	3.432
64	1.708	0.797	0.371	107	0.754	1.792	3.669
65	1.705	0.785	0.364	108	0.749	1.850	3.925
66	1.649	0.789	0.379	109	0.744	1.911	4.200
67	1.596	0.794	0.396	110	0.739	1.974	4.496

Source : Boisclair et al. (2014). An economic Analysis of Proposals to Improve . Coverage of Longevity Risk. Chaire de recherche Industrielle Alliance sur les enjeux économiques des changements démographiques. Working Paper.

Table 4.3 Estimates of Remaining Life Expectancy by Age and Education

Age	Less HS	HS	Post HS	Age	Less HS	HS	Post HS
30	49.441	52.868	55.504	71	14.927	15.666	16.485
31	48.480	51.899	54.521	72	14.302	14.893	15.621
32	47.520	50.932	53.539	73	13.686	14.133	14.770
33	46.563	49.966	52.557	74	13.082	13.387	13.933
34	45.609	49.002	51.576	75	12.490	12.657	13.111
35	44.657	48.039	50.597	76	11.909	11.943	12.306
36	43.707	47.078	49.617	77	11.341	11.246	11.518
37	42.761	46.119	48.639	78	10.786	10.567	10.749
38	41.818	45.161	47.662	79	10.244	9.906	10.001
39	40.879	44.206	46.686	80	9.715	9.265	9.274
40	39.942	43.252	45.710	81	9.201	8.643	8.570
41	39.010	42.301	44.736	82	8.701	8.043	7.890
42	38.082	41.352	43.763	83	8.217	7.464	7.236
43	37.159	40.405	42.791	84	7.747	6.907	6.609
44	36.240	39.461	41.821	85	7.294	6.373	6.010
45	35.326	38.520	40.852	86	6.857	5.863	5.440
46	34.419	37.582	39.884	87	6.437	5.376	4.901
47	33.517	36.647	38.918	88	6.035	4.915	4.392
48	32.621	35.715	37.954	89	5.652	4.479	3.916
49	31.732	34.787	36.991	90	5.288	4.070	3.472
50	**30.850**	**33.862**	**36.030**	91	4.945	3.687	3.062
51	29.977	32.941	35.071	92	4.623	3.332	2.685
52	29.112	32.025	34.114	93	4.321	3.002	2.340
53	28.255	31.113	33.159	94	4.037	2.695	2.023
54	27.408	30.205	32.207	95	3.768	2.406	1.729
55	26.571	29.302	31.256	96	3.538	2.161	1.482
56	25.745	28.404	30.308	97	3.327	1.938	1.262
57	24.930	27.510	29.362	98	3.135	1.736	1.067
58	24.126	26.622	28.419	99	2.960	1.555	0.894
59	23.335	25.739	27.478	100	2.800	1.391	0.741
60	22.557	24.862	26.540	101	2.654	1.244	0.608
61	21.792	23.990	25.605	102	2.519	1.113	0.500
62	21.043	23.124	24.672	103	2.392	0.995	0.500
63	20.308	22.263	23.741	104	2.269	0.889	0.500
64	19.590	21.409	22.814	105	2.145	0.794	0.500
65	**18.889**	**20.560**	**21.889**	106	2.009	0.709	0.500
66	18.206	19.718	20.966	107	1.848	0.632	0.500
67	17.532	18.886	20.052	108	1.635	0.563	0.500
68	16.867	18.064	19.145	109	1.328	0.500	0.500
69	16.211	17.253	18.248	110	0.855	0.500	0.500
70	15.564	16.453	17.361				

Source :Boisclair et al. (2014). An economic Analysis of Proposals to Improve . Coverage of Longevity Risk. Chaire de recherche Industrielle Alliance sur les enjeux économiques des changements démographiques. Working Paper. Authors' calculations.

Table 4.4 Estimates of Initial Distribution of Income and Wealth (Bivariate Log-Normal)

Group	logy	logw	Corr(y,w)
Less than HS	**9.25**	**7.42**	**0.270**
	(0.225)	(0.390)	
High School (HS)	**10.58**	**10.33**	**0.051**
	(0.052)	(0.112)	
Post HS	**10.75**	**10.79**	**0.048**
	(0.053)	(0.126)	
N	**332**	**332**	

Source : SFS 2005, age 25-30. Standard errors in parenthesis.

Table 4.5 Estimates of Structural Parameters

	Less than HS	High School (HS)	Post HS
Beta	**0.985**	**0.971**	**0.974**
se(Beta)	(0.185)	(0.289)	(0.184)
Rho	**1.068**	**1.385**	**1.325**
se(rho)	(0.185)	(0.289)	(0.184)
ovstat	**38.851**	**292.933**	**65.468**
P-value	**0.000**	**0.000**	**0.000**

Note : Standard errors in parenthesis. With Differential Equivalence Scale, with Differential Mortality, nx=20 and nodes=5.

Table 4.6 Sensibility of Estimates to Main Parameters

Estimates of Structural Parameters with Constant Equivalence Scale (1)			
	Less than HS	**High School (HS)**	**Post HS**
Beta	**0.977**	**0.896**	**0.972**
se(Beta)	(0.132)	(1.311)	(0.028)
Rho	**0.716**	**4.224**	**0.175**
se(rho)	(0.132)	(1.311)	(0.028)
ovstat	**94.127**	**350.870**	**149.164**
P-value	**0.000**	**0.000**	**0.000**
Estimates of Structural Parameters with Constant Mortality (2)			
	Less than HS	**High School (HS)**	**Post HS**
Beta	**0.983**	**0.971**	**0.976**
se(Beta)	(0.160)	(0.306)	(0.215)
Rho	**0.954**	**1.447**	**1.490**
se(rho)	(0.160)	(0.306)	(0.215)
ovstat	**39.526**	**294.876**	**62.890**
P-value	**0.000**	**0.000**	**0.000**
Estimates of Structural Parameters with Increase in Permanent Shock (3)			
	Less than HS	**High School (HS)**	**Post HS**
Beta	**0.985**	**0.969**	**0.968**
se(Beta)	(0.188)	(0.301)	(0.234)
Rho	**1.075**	**1.414**	**1.558**
se(rho)	(0.188)	(0.301)	(0.234)
ovstat	**38.801**	**292.494**	**65.945**
P-value	**0.000**	**0.000**	**0.000**
Estimates of Structural Parameters with decrease in Transitory Shock (4)			
	Less than HS	**High School (HS)**	**Post HS**
Beta	**0.990**	**0.978**	**0.975**
se(Beta)	(0.133)	(0.132)	(0.157)
Rho	**0.916**	**0.942**	**1.189**
se(rho)	(0.133)	(0.132)	(0.157)
ovstat	**183.651**	**182.546**	**70.912**
P-value	**0.000**	**0.000**	**0.000**

Note : Standard errors in parenthesis.

(1) : With Constant Equivalence Scale, with Constant Differential Mortality, nx=20 and nodes=5.

2 : With Differential Equivalence Scale, with Constant Differential Mortality, nx=20 and nodes=5.

3 : With Equivalence Scale, with Differential Mortality, 50% Increase in Permanent Shock, nx=20 and nodes=5.

4 : With Equivalence Scale, with Differential Mortality, 50% Decrease in Permanent Shock, nx=20 and nodes=5.

Table 4.7 Simulated Consumption

	Less than HS	High School (HS)	Post HS	Total
Observed Consumption	44848.6	54705.2	68754.7	56102.8
Simulated Consumption	43974.4	56954.1	69419.4	56782.6
Same HS Preference	42510.7	56954.1	68403.3	55956.0
Same HS Revenue	59549.9	56954.1	57480.3	57994.8
Same HS Mortality	44887.4	56954.1	68660.98	56834.2
Same HS Equivalence Scale	44145.0	56954.1	68729.3	56609.5
Replacement Rate +1%	44060.3	57059.2	69503.7	56874.4
Replacement Rate=0.8	43974.4	57668.1	71396.4	57679.6
Replacement Rate +20%	45815.7	59195.2	71125.6	58712.16

Note : The Benchmark is the simulated consumption from the model with differential equivalence scale, with differential Mortality, nx=20 and nodes=5.

Table 4.8 Simulated Wealth at Age of 65

	Less than HS	High School (HS)	Post HS	Rate	% ΔRate
Simulated Wealth (Baseline)	128005.9	142091.8	373683.8	2.92	...
Same HS Preference	56197.3	142091.8	319956.8	5.69	95.0
Same HS Revenue	215070.2	142091.8	285032	1.3	-54.6
Same HS Mortality	189458.5	142091.8	324103.1	1.7	-41.4
Same HS Equivalence Scale	119761.8	142091.8	356430.0	3.0	1.9

Note : (1) The Benchmark is the simulated consumption from the model with differential equivalence scale, with differential Mortality, nx=20 and nodes=5. (2) Rate=Wealth of college graduates / Wealth of high school dropouts.

Table 4.9 Simulated Wealth at Age of 65 : Increase of Replacement Rate

	Less than HS	High School (HS)	Post HS	Total
Simulated Wealth (Baseline)	128005.9	142091.8	373683.8	214593.8
Replacement Rate +1%	124694	138389.5	368713.3	210599
% Variation	-2.6	-2.6	-1.3	-1.9
Replacement Rate=0.8	128005.9	118209.0	263726.7	169980.5
% Variation	0.0	-16.8	-29.4	-20.8
Replacement Rate +20%	69992.6	77300.8	277792.4	141695.2
% Variation	-45.3	-45.6	-25.7	-34.0

Note : The Benchmark is the simulated consumption from the model with differential equivalence scale, with differential Mortality, nx=20 and nodes=5.

CONCLUSION

Dans cette thèse sur l'épargne et la littératie financière des ménages, nous avons d'abord procédé à une revue de la littérature directement reliée au sujet du point de vue microéconomique. À ce niveau, on constate que certains ménages n'épargnent pas suffisamment durant leur période de travail et ne préparent pas adéquatement leur retraite (Lusardi & Mitchel, 2007a; Lusardi & Mitchell, 2011). C'est cet angle des inégalités de richesse et du manque de préparation à la retraite de certains ménages que nous avons exploré. Dans un contexte de vieillissement de la population où la responsabilité de la préparation à la retraite repose de plus en plus sur les ménages, il s'avère primordial de comprendre les déterminants de l'épargne et du manque de préparation à la retraite.

Ce manque de préparation à la retraite engendre des charges considérables pour les finances publiques. La dépendance des aînés et les charges publiques additionnelles de pension et d'assurance sociale rendent nécessaires la conception et la mise en œuvre de politiques publiques visant à améliorer la préparation à la retraite. Comme nous l'avons vu, le modèle de cycle de vie, qui sert à modéliser le comportent optimal des ménages sur le cycle de vie, est très complexe et donc demande une sophistication financière (ou littératie financière) importante.

Pourtant, certains ménages n'ont pas les connaissances nécessaires pour bien comprendre ses rouages et donc bien planifier leur retraite. En effet, on note une grande dispersion du niveau de sophistication financière des ménages (Lusardi & Mitchel, 2007a, 2009; Lusardi et al., 2010) et cette hétérogénéité dans la littératie financière est positivement corrélée avec le niveau de richesse accumulée au mo-

ment de partir à la retraite (Bernheim, 1995, 1998; Lusardi & Mitchel, 2007a; Behrman et al., 2010; Lusardi et al., 2007). Cette hétérogénéité est donc importante pour expliquer les différences de richesse. D'où notre intérêt à étudier le comportement d'épargne des ménages selon leur niveau d'éducation et de littératie financière à travers cette thèse intitulée : "Essais sur l'épargne et la littératie financière des ménages au Canada". L'objectif ultime est d'étudier les déterminants de l'épargne conjointement avec ceux de l'accumulation de la littératie financière.

Le deuxième chapitre présente le premier article intitulé "Littératie financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada". Dans cet article, nous analysons, en utilisant des données de l'Enquête canadienne sur les capacités financières, les différences de préparation à la retraite, d'épargne et de littératie financière entre le Québec et le reste du Canada. Nos résultats suggèrent que le Québec tire de l'arrière par rapport au reste du Canada à ces trois chapitres. Nous analysons la possibilité que ces différences soient expliquées par des différences socioéconomiques et des spécificités institutionnelles telles que la prépondérance des régimes de retraite d'employeur à prestations déterminées au Québec.

Le troisième chapitre analyse, en utilisant les données de l'Enquête sur la sécurité financière (2005 et 2012), l'impact du taux marginal de taxation effectif sur la fraction de l'épargne financière investie dans le Compte d'épargne libre d'impôt (CELI) et le Régime enregistré d'épargne-retraite (REER). Les résultats indiquent que le taux marginal de taxation effectif pendant la période de travail (ou courant) n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la probabilité d'avoir un CELI ou un REER quand nous contrôlons pour le revenu avant impôt, les effets fixes province et les variables socio-démographiques. Il n'y a pas d'effet statistiquement significatif du taux marginal de taxation effectif courant sur la part du revenu investie dans le CELI ou le REER quand les variables de contrôles sont

utilisées. Cependant, une augmentation du taux marginal de taxation effectif à la retraite (ou future) engendre une augmentation de la part investie dans le REER pour ceux qui en possèdent quand les variables de contrôles sont utilisées. Un niveau élevé de littératie financière peut aider les individus à faire de meilleurs choix de produits financiers (CELI versus REER) qui peuvent engendrer des différences importantes dans l'accumulation de la richesse au cours du cycle de vie. Car si ces individus peuvent obtenir des taux de rendement plus élevés au cours du cycle de vie, ils peuvent également tirer un meilleur profit du système de taxation en faisant des choix de produits financiers qui offrent les meilleurs avantages fiscaux. Et ces différences peuvent aider à expliquer une partie des inégalités de richesse observées à la retraite.

Le quatrième chapitre étudie la facon dont l'éducation influe sur la consommation et l'épargne au cours du cycle de vie. Il vise à distinguer les mécanismes à travers lesquels l'éducation influe sur la consommation en estimant les préférences pour l'épargne par groupe d'éducation en tenant compte des différences dans les niveaux de revenu et d'incertitude sur le revenu, les différences de longévité et les différences démographiques. Nous estimons les préférences par groupe d'éducation en utilisant la méthode des moments simulés appliquée aux données canadiennes et nous faisons quelques simulations pour identifier l'importance de chacun de ces facteurs sur le profil de consommation et d'épargne au cours du cycle de vie.

Nos résultats montrent que les non-diplômés du secondaire sont les plus patients et les moins averses au risque. Les universitaires sont moins patients mais plus averses au risque, tandis que les diplômés du secondaire ont un niveau de patience intermédiaires. Ces résultats sont très différents de ceux de Gourinchas & Parker (2002) obtenus sur des données américaines. Notre modèle réplique très bien les tendances observées dans les données canadiennes.

Nos simulations montrent que lorsque nous donnons aux non-diplômés du secondaire et aux universitaires les mêmes préférences que les diplômés du secondaire, ce qui signifie une diminution de 1.4 point de pourcentage pour le facteur d'escompte et une augmentation de 30% pour le coefficient d'aversion au risque, la consommation a diminué de 3.3% pour les non-diplômés du secondaire au cours du cycle de vie. Pour les diplômés d'université, notre scénario conduit à une augmentation de 0.3 point de pourcentage pour le facteur d'escompte et une diminution de 5% pour le coefficient d'aversion au risque. La consommation a alors diminué de 1.5%. Une augmentation de l'échelle d'équivalence génère une augmentation de la consommation tandis qu'une diminution provoque l'effet inverse. En effet, la consommation d'un ménage augmente pour chaque personne additionnelle; mais, en raison des économies d'échelle dans la consommation, elle n'augmente pas de façon proportionnelle.

Une diminution du risque de mortalité chez les non-diplômés du secondaire et une augmentation du risque de mortalité pour les diplômés d'université génèrent une augmentation de la consommation optimale pour les non-diplômés du secondaire et les universitaires ont diminué leur consommation. Les universitaires réduisent leur consommation quand le risque de mortalité augmente comme l'a démontré Yaari (1965). Comme prévu, une augmentation du niveau de revenu augmente la consommation alors qu'une diminution se traduit par une réduction de la consommation au cours du cycle de vie.

Des quatre facteurs que nous avons examinés dans cet article, lorsque nous donnons aux non-diplômés du secondaire et aux universitaires les mêmes préférences que les diplômés du secondaire, on obtient une augmentation de 95% pour le ratio richesse des universitaires sur celle des non-diplômés du secondaire. Ce ratio est la métrique que nous utilisons pour répondre aux questions posées dans l'article. La composition du ménage génère seulement 2% de variation du ratio, le

différentiel de mortalité aboutit à une diminution de 41% et le niveau de revenu conduit à une réduction du ratio de 55%. Cela signifie que, dans notre modèle, les différences dans les préférences des ménages sont les plus importantes pour expliquer les inégalités de richesse à travers les groupes d'éducation à l'âge de 65 ans observées dans les données canadiennes. Vient ensuite le niveau de revenu, en valeur absolue, juste avant le différentiel de mortalité tandis que la composition du ménage demeure le facteur le moins important.

Nous évaluons également l'impact d'une éventuelle augmentation de la générosité du régime de retraite publique, plus particulièrement le taux de remplacement du revenu à la retraite, sur la consommation et l'épargne au cours du cycle de vie. Par exemple, une augmentation de 1% du taux de remplacement réduit la richesse à l'âge de 65 ans de 2.6% pour les diplômés et les non-diplômés du secondaire et de 1.3% pour les universitaires. Cela représente un effet substantiel qui s'explique par le fait que nous avons décidé d'augmenter la générosité du régime de pension publique sans ajuster les contributions d'une manière actuariellement équitable. Ce scénario conduit à un effet de revenu car non seulement la trajectoire du revenu est modifiée mais aussi la rente viagère. Donc, la consommation augmente pour deux raisons : un effet intertemporel et un effet de revenu viager. Comme nous n'ajustons pas les contributions, notre scénario est semblable à une augmentation soudaine de la générosité pour une cohorte donnée.

L'augmentation de la générosité des programmes de retraite publique conduit alors à un effet d'éviction de l'épargne privée pour la retraite comme le soutient Feldstein (1974). Les plus éduqués sont moins sensibles aux variations du taux de remplacement, ce qui est probablement dû au fait qu'ils ont un revenu plus élevé et bénéficient moins du système de retraite publique.

La thèse contribue à la littérature existante sur les modèles de cycle de vie en apportant des évidences empiriques additionnelles sur le niveau relativement faible de la littératie financière des ménages. Le Canada, à travers ses spécificités institutionnelles provinciales et fédérales, offre un environnement économique favorable à évaluer les différences de littératie financière et l'impact de celle-ci sur la préparation à la retraite. Nous y trouvons également un cadre propice à l'étude de l'impact du taux marginal de taxation effectif sur la décision d'investir dans le Compte d'épargne libre d'impôt (CELI) et le Régime enregistré d'épargne-retraite (REER) ainsi que la part de la richesse financière investie dans le CELI et le REER. Cet article constitue un cas d'espèce où l'on peut jauger l'impact de la littératie financière sur les décisions de préparation à la retraite à travers une utilisation efficace des incitatifs fiscaux. La thèse renseigne également sur l'importance du risque de longévité sur les préférences des ménages par niveau d'éducation.

Elle suggère qu'en termes de politiques publiques visant à améliorer la préparation à la retraite, nous ne pouvons pas adopter une approche "One size fits all" puisqu'on observe une certaine hétérogénéité au niveau du comportement des ménages par niveau d'éducation. Cette stratification par niveau d'éducation ouvre la voie à la possibilité d'envisager une véritable politique d'éducation financière avec pour objectif principal de sensibiliser les ménages sur la nécessité de mieux préparer leur retraite et de leur donner des outils efficaces susceptibles de les aider dans cette préparation. Comme il peut être optimal pour les ménages les moins éduqués de ne pas augmenter leur épargne pour la retraite, il ne faut pas s'attendre à de grande modifications de comportement de la part de ce groupe de ménages suite aux politiques visant à augmenter la retraite. Nous avons également fourni des estimés pour le facteur d'escompte et le coefficient d'aversion au risque pour le Canada qui peuvent être utiles dans la conception et l'évaluation de ces politiques publiques.

Nous envisagerons dans le futur d'étudier l'impact de la littératie financière sur l'entreprenariat au Canada. Lusardi et al. (2016) ont prouvé que les différences au niveau de la littératie financière peuvent générer une bonne partie de l'inégalité de richesse observée dans les données d'enquêtes aux États-Unis. Lusardi & Mitchel (2007b) ont montré empiriquement que la littératie financière est positivement corrélée avec l'accumulation de richesse. D'une part, les entrepreneurs accumulent plus de richesse que les salariés; d'autre part, les ménages qui accumulent plus de richesse sont ceux qui ont un niveau plus élevé de littératie financière. Nous tenterons de répondre à la question suivante : les entrepreneurs ont-ils un niveau de littératie financière plus élevé ? Cette sous-population peut aider à apporter un éclairage important sur l'impact de la littératie financière sur l'accumulation de la richesse.

Le troisième article sur l'estimation des préférences par niveau d'éducation ouvre des perspectives de recherche intéressantes. Nous avons maintenu le taux d'intérêt fixe pour tous les niveaux d'éducation. Mais nous savons que le taux d'intérêt varie également par niveau d'éducation. Les ménages les plus éduqués sont susceptibles d'avoir un niveau de littératie financière plus élevé et peuvent bénéficier d'un taux de rendement plus élevé sur le marché financier. Ainsi, en termes de politiques publiques, il s'avère opportun de maintenir les préférences constantes et d'estimer les taux d'intérêt par niveau d'éducation.

Nous étudierons également l'impact de la littératie financière sur la croissance économique. Jusqu'ici, la littérature sur la littératie financière est essentiellement microéconomique. Ce projet permettra de lier la littérature sur la littératie financière à celle sur la croissance et le développement économiques. Nous tenterons également d'intégrer la littératie financière dans un modèle d'équilibre général dynamique stochastique pour étudier ses implications macroéconomiques.

BIBLIOGRAPHIE

Abel, A. B. (1985). Precautionary Saving and Accidental Bequests. *American Economic Review, 75*(4), pp. 777–791.

Abowd, J. & Card, D. (1989). On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes. *Econometrica, 57*, pp. 411–455.

Agnew, J. & Szykman, L. (2005). Asset Allocation and Information Overload : The Influence of Information Display, Asset Choice and Investor Experience. *Journal of Behavioral Finance, 6*, pp. 57–70.

Alan, S., Atalay, K., & Crossley, T. F. (2006). Do the Rich Save More in Canada ? *SEDAP Research Paper, 153.*

Ando, A. & Modigliani, F. (1963). The Life-Cycle Hypothesis of Saving : Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review, 53*(1), pp. 55–84.

Arrowsmith, S. & Pinal, J. (2010). Conclusions initiales de 2009 tirées de l'Enquête canadienne sur les capacités financières. *Document de travail préparé pour le Groupe de travail sur la littératie financière.*

Attanasio, O., Banks, J., Meghir, C., & Weber, G. (1999). Humps and Bumps in Lifetime Consumption. *Journal of Economic and Business Statistics, 17*(1), pp. 23–35.

Attanasio, O. P. & Hoynes, H. W. (1996). Differential Mortality and Wealth Accumulation. *University of Wisconsin-Madison. Institute for Research on Poverty, 96*, pp. 1079–1096.

Avery, R. B. & Kennickell, A. B. (1991). Household Saving in the United States. *Review of Income and Wealth, 4*, pp. 409–432.

Becker, G. S. (1975). Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis. *Second Ed. New York : Columbia University Press.*

Behrman, J. R., Mitchell, O. S., Soo, C., & Bravo, D. (2010). Financial Literacy, Schooling, and Wealth Accumulation. *Working Paper NBER, 16452.*

Ben-Porath, Y. (1967). The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. *Journal of Political Economy, 75*(4), pp. 352–365.

Bernheim, B. (1998). Financial Literacy, Education and Retirement Saving. Living with Defined Contribution Pensions. *University of Pennsylvania Press*, pp. 38–68.

Bernheim, B. D. (1995). Do Households Appreciate Their Financial Vulnerabilities? An Analysis of Actions, Perceptions, and Public Policy. *Tax Policy and Economic Growth*, pp. 1–30.

Beshears, J., Choi, J. J., Laibson, D., & Madrian, B. C. (2013). Who Uses the Roth 401(k), and How Do They Use It? *NBER Working Paper Series*, (19193).

Beshears, J., Choi, J. J., Laibson, D., & Madrian, B. C. (2015). Does Front-Loading Taxation Increase Savings? Evidence from Roth 401(k) Introductions. *Journal of Public Economics.*

Boisclair, D., J-Y, D., Marchand, S., & Michaud, P.-C. (2014). An Economic Analysis of Proposals to Improve Coverage of Longevity Risk. *Working Paper*, (14-06).

Boisclair, D., Lusardi, A., & Michaud, P.-C. (2015). Financial Literacy and Retirement Planning in Canada. *Journal of Pension Economics and Finance*, pp. 1 – 20.

Brown, J., R., Ivkovic, Z., & Smith, P. A., W. S. (2008). Neighbors Matter : Causal Community Effects and Stock Market Participation. *Journal of Finance*, *63*, pp. 1509–1531.

Browning, M. & Lusardi, A. (2006). Financial Literacy and Planning : Implications for Retirement Wellbeing. *MRRC Working Paper*, *2006-144*, pp. 1797–1855.

Brunnermeier, M. & Nagel, S. (2008). Do Wealth Fluctuations Generate Time-Varying Risk Aversion ? Micro-Evidence on Individuals Asset Allocation. *American Economic Review*, *98*(3), pp. 713–736.

Bucks, B. & Pence, K. (2006). Do Homeowners Know Their House Values and Mortgage Terms ? *Working Paper, Federal Reserve Board of Governors.*

Cagetti, M. (2003). Wealth Accumulation Over the Life Cycle and Precautionary Savings. *Journal of Business and Economic Statistics*, *3*(21), pp. 339–353.

Calvet, L., Campbell, J., & Sodini, P. (2007). Down or Out : Assessing the Welfare Costs of Household Investment Mistakes. *Journal of Political Economy*, *115*, pp. 707–747.

Campbell, J. (2006). Household Finance. *Journal of Finance*, *61*, pp. 1553–1604.

Carpentier, C. & Suret, J.-M. (2011). Connaissance financière et rationalité des investisseurs : une étude canadienne, résultats du projet : La connaissance financière des investisseurs québécois. *Autorité des marchés financiers.*

Carroll, C. & Samwick, A. (1997). The Nature of Precautionary Wealth. *Journal of Monetary Economics*, *40*(3), pp. 41–71.

Carroll, D. C. (1992). How Does Future Income Affect Current Consumption ? *Working Paper Series / Economic Activity Section 126, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).*

Chan, S. & Stevens, A. H. (2003). What You Don't Know Can't Help You : Knowledge and Retirement Decision Making. *Mimeo, New York University*, *3.*

Chiappori, P. A. & Paiella, M. (2011). Relative Risk Aversion is Constant. Evidence from Panel Data. *Journal of the European Economic Association*, *9*(6), pp. 1021–1052.

Christelis, D., Jappelli, T., & Padula, M. (2005). Wealth and Portfolio Composition. *CSEF Working Papers, University of Naples, Italy*, (132).

Citro, C. F. & Michael, R. T. (1995). Measuring Poverty : A New Approach.

Davies, J. (1981). Uncertain Lifetime, Consumption and Dissaving in Retirement. *Journal of Political Economy*, *89*, pp. 561–578.

Davis, S. J., Kubler, F., & Willen, P. (2006). Borrowing Cost and the Demand for Equity Over the Life Cycle. *The Review of Economics and Statistics*, *88*(2), pp. 348–362.

De Nardi, M. (2004). Wealth Inequality and Intergenerational Links. *Review of Economic Studies*, *71*, pp. 743–768.

De Nardi, M., French, E., & Jones, B. J. (2010). Why Do the Elderly Save ? The Role of Medical Expenses. *Journal of Political Economy*, *111*(1), pp. 39–75.

Deaton, A. (1991). Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica*, *59*, pp. 1221–1248.

Deaton, A. (1992). Understanding Consumption. *Oxford : Clarendon Press.*

Delavande, A., Rohwedder, S., & Willis, J. R. (2008). Preparation for Retirement, Financial Knowledge and Cognitive Ressources. *MRRC Working Paper Series 190.*

Domar, D. E. (1946). Capital Extension, Rate of Growth, and Employment. *Econometrica, 14*, pp. 137–147.

Dynan, K. E. (1993). How Prudent Are Consumers ? *Journal of Political Economy, 101*(6), pp. 1104–13.

Dynan, K. E., Skinner, J., & S., Z. P. (2004). Do the Rich Save More ? *Journal of Political Economy, 112*(2), pp. 397–444.

Engen, E. M. (1992). Precautionary Saving, Consumption, and Taxation in a Life Cycle Model with Stochastic Earnings and Mortality Risk. *Unpublished Ph. D. dissertation, University of Virginia.*

Feldstein, M. (1974). Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy, 82*(5), pp. 905–926.

Feldstein, M. (1976). Personal Taxation and Portfolio Composition : An Econometric Analysis. *Econometrica, 44*(4), pp. 631–650.

Feldstein, M. (1995). The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income : A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act. *Journal of Political Economy, 103*(3), pp. 551–572.

Fisher, I. (1930). The Theory of Interest, as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It. *New York : Macmillan.*

French, E. (2005). The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behavior. *Review of Economic Studies, 72*(2), pp. 395–427.

Friedman, M. (1957). A Theory of the Consumption Function. *Princeton : Princeton University Press.*

Gourinchas, P. & Parker, J. (2002). Consumption Over the Life Cycle. *Econometrica, 70*(3), pp. 47–87.

Guiso, L. & Jappeli, T. (2005). Awareness and Stock Market Participation. *Review of Finance, 9*, pp. 537–567.

Gustman, A. & Steinmeier, T. (2004). What People Don't Know About Their Pensions and Social Security. Private Pensions and Public Policies. *Brookings Institution*, pp. 57–125.

Hai, R. & Heckman, J. (2014). A Dynamic Model of Health, Education and Wealth with Credit Constraints and Rational Addiction. *Becker Friedman Institute for Research in Economics Working Paper*, (2688384).

Hall, R. E. & Mishkin, F. S. (1982). The Sensitivity of Consumption to Transitory Income : Estimates From Panel Data Households. *Econometrica, 50*, pp. 461–481.

Harrod, R. F. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *Journal of Political Economy, 49*, pp. 14–33.

Hilgert, M., Hogarth, J., & Berverly, S. (2003). Household Financial Management : The Connection Between Knowledge and Behavior. *Federal Reserve Bulletin, 89*, pp. 309–322.

Hogart, J. & Hilgert, M. (2002). Financial Knowledge, Experience and Learning Preferences : Preliminary Results from a New Survey on Financial Literacy. *Consumer Interest Annual*, p. 48.

Hong, H., Kubik, J., & Stein, J. C. (2003). The Neighbor's Portfolio : Word-of-Mouth Effects in the Holdings and Trades of Money Managers. *Working Paper NBER, 9711.*

Hubbard, R. G. (1987). Uncertain Lifetime, Pensions, and Individual Saving. Issues in Pension Economics. *University of Chicago Press.*

Hubbard, R. G. & Judd, K. L. (1987). Social Security and Individual Welfare : Precautionary Saving, Liquidy Constraints and the Payroll Tax. *American Economic Review, 77,* pp. 630–646.

Hubbard, R. G., Skinner, J., & Zeldes, S. P. (1995). Precautionary Saving and Social Insurance. *Journal of Political Economy, 103*(2), pp. 360–99.

Hurd, M. D. (1989). Mortality Risk and Bequests. *Econometrica, 57,* pp. 779–813.

Iyengar, S. S., Jiang, W., & Huberman, G. (2003). How Much Choice Is Too Much ? : Contributions to 401(k) Retirement Plans. *Pension Research Council Working Paper,* (10).

Jappelli, T. (2010). Economic Literacy : An International Comparison. *Economic Journal, 120*(548), pp. F429–F451.

Jappelli, T. & Padula, M. (2013). Investment in Financial Literacy and Savings Decisions. *Journal of Banking and Finance, 37,* pp. 2779–2792.

Jappelli, T. & Padula, P. (2011). Investment in Financial Literacy and Saving Decisions. *Working paper. University of Salerno,* (272).

Kesselman, J. & Poschmann, F. (2001). A New Option for Retirement Savings : Tax-Prepaid Savings Plans. *C.D. Howe Institute Commentary,* (149), 39 pp.

Kesselman, J. R. (2014). Québec Income Taxation and Incentives for Household Savings, 77 pp.

Keynes, J. M. (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. *London Macmillan.*

Kimball, M. (1990). Precautionary Saving in the Small and in the Large. *Econometrica, 58*(1), pp. 53–73.

Kimball, M. & Shumway, T. (2006). Investor Sophistication, and the Participation, Home Bias, Diversification, and Employer Stock Puzzles. *Mimeo, University of Michigan.*

Kotlikoff, L. J. & Spirak, A. (1988). The Family As an Incomplete Annuities Market. *Journal of Political Economy, 89*, pp. 372–391.

Kotlikoff, L. J. & Summers, L. (1981). Health Expenditure and Precautionary Savings. *Cambridge : MIT Press.*

Laferrière, C. & Montreuil, F. (2013). Les taux effectifs marginaux d'imposition (TEMI)- Québec 2013. *Centre québécois de formation en fiscalité-CQFF inc.*, 17 pp.

Lalime, T. & Michaud, P. C. (2014). Littératie financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada. *L'Actualité Économique, 90*(1), pp. 23–45.

Lawrance, E. C. (1991). Poverty and the Rate of Time Preference : Evidence from Panel Data. *Journal of Political Economy, 99*(1), pp. 54–77.

Levin, L. (1990). On the Demand for Health Insurance and Precautionary Savings Among the Elderly. *Mimeograph, Santa Clara University of Michigan.*

Little, R. & Rubin, D. (1987). Statistical Analysis with Missing Data. *New York, Wiley.*

Lusardi, A., Michaud, P.-C., & Mitchell, O. S. (2013). Optimal Financial Knowledge and Wealth Inequality. *NBER Working Paper*, (18669).

Lusardi, A., Michaud, P.-C., & Mitchell, O. S. f. (2016). Optimal Financial Knowledge and Wealth Inequality. *Journal of Political Economy.*

Lusardi, A. & Mitchel, O. S. (2007a). Baby Boomer Retirement Security : The Roles of Planning, Financial Literacy, and Housing Wealth. *Journal of Monetary Economics*, *54*(1), pp. 205–224.

Lusardi, A. & Mitchel, O. S. (2007b). Financial Literacy and Retirement Preparedness : Evidence and Implications for Financial Education. *Business Economics*, pp. 35–44.

Lusardi, A. & Mitchel, O. S. (2008). Planing and Financial Literacy : How Do Women Fare? *American Economic Review*, *98*(2), pp. 413–17.

Lusardi, A. & Mitchel, O. S. (2009). How Ordinary Consumers Make Complex Economic Decisions : Financial Literacy and Retirement Readiness. *NBER Working Paper 15350.*

Lusardi, A. & Mitchel, O. S. (2011a). Financial Literacy and Planing : Implications for Retirement Well-Being. in Financial Literacy : Implications for Retirement Security and the Financial Marketplace, Edited by Olivia S. Mitchell and Annamaria Lusardi, 17-39. *Oxford and New York : Oxford University Press.*

Lusardi, A. & Mitchel, O. S. (2011b). Financial Literacy Around the World : An Overview. *Journal of Pension Economics and Finance*, *10*(4), pp. 497–508.

Lusardi, A. & Mitchel, O. S. (2011c). The Outlook for Financial Literacy. In Financial Literacy : Implications for Retirement Security and the Financial Marketplace, Edited by Olivia S. Mitchell and Annamaria Lusardi, 1-15. *Oxford and New York : Oxford University Press.*

Lusardi, A. & Mitchell, O. (2011). Financial Literacy Around the World : An Overview. *Journal of Pension Economics and Finance*, *10*(4), pp 497–508.

Lusardi, A. & Mitchell, O. S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy : Theory and Evidence. *Journal of Economic Litterature*, *52*(1), pp. 5–44.

Lusardi, A., Mitchell, O. S., & Curto, V. (2010). Financial Literacy Among the Young. *Journal of Consumer Affairs*, *44*(2), pp. 358–380.

Lusardi, A. & Tufano, P. (2009). Debt Literacy, Financial Experience, and Overindebtedness. *NBER Working Paper*, (14808).

Lusardi, A., van Rooij, M., & Alessie, R. (2007). Financial Literacy and Stock Market Participation. *MRRC Working Paper, 2007-162.*

Mackay, S. (2011). Comprendre la capacité financière au Canada. Analyse des résultats de l'Enquête canadienne sur les capacités financières. *Document de travail préparé pour le Groupe de travail sur la littératie financière.*

Macnaughton, A., Matthews, T., & Pittman, J. (1998). Stealth Tax Rates : Effective Versus Statutory Personal Marginal Tax Rates. *Canadian Tax Journal*, *46*(5), pp 1029–1066.

Macurdy, T. E. (1982). The Use of Time Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis. *Journal of Econometrics*, *18*, pp. 83–114.

Mandell, L. (2004). Financial Literacy : Are We Improving? *Working Paper, Jum$tart Coalition for Personal Financial Literacy, Washington, DC.*

Mark, H. & Ventura (2000). Understanding Why High Income Households Save

More than Low Income Households. *Journal of Monetary Economics, 45*, pp. 361–397.

Mastrobuoni, G. (2007). Do Better-Informed Workers Make Better Retirement Choice? A Test Based on the Social Security Statement. *Mimeo, Princeton University.*

Menchik, P. & David, M. (1983). Income Distribution, Lifetime Savings, and Bequests. *American Economic Review, 73*, pp. 672–690.

Merton, R. C. (1971). Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model. *Journal of Economic Theory, 3*(4), pp. 373–413.

Miles, D. (2004). The UK Mortage Market : Taking a Longer-Term View. *Working Paper, UK Treasury.*

Milligan, K. (2013). Canadian Tax and Credit Simulator. Database, Software and Documentation, Version 2013-1.

Mitchell, O. (1988). Worker Knowledge of Pensions Provisions. *Journal of Labor Economics, 6*, pp. 21–39.

Modigliani, F. (1986). Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations. *American Economic Review, 76*, pp.297–313.

Modigliani, F. & Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function : An Interpretation of the Cross-Section Data in Post-Keynesian Economics. *Eds. : Kenneth Kurihara. New Brunswick, NJ : Rutgers University Press*, pp. 388–436.

Moore, D. (2003). Survey of Financial Literacy in Washington State : Knowledge, Behavior, Attitudes, and Experiences. *Technical Report n.03-39, Social and Economic Sciences Research Center, Washington State University*, (03-39).

Moore, J. & Mitchell, O. (2000). Projected Retirement Wealth and Saving Adequacy. "Forecasting Retirement Needs and Retirement Wealth. *University of Pennsylvania Press, Philadelphia*, pp.68–94.

Mullock, K. & Turcotte, J. (2012). Financial Literacy and Retirement Saving. *Document de travail, Ministère des Finances Canada 2012-01.*

OCDE (2005). Improving Financial Literacy : Analysis of Issues and Policies. *Organization for Economic Cooperation and Development.*

OECD (2013). Pensions at a Glance 2013 : OECD and G20 Indicators. *Internal Report.*

Pakes, A. & Pollard, D. (1989). Simulation and the Asymptotics of Optimization Estimators. *Econometrica, 57*, pp. 1059–1085.

Palumbo, G. M. (1999). Uncertain Medical Expenses and Precautionary Saving Near the End of the Life Cycle. *Review of Economic Studies, 66*(2), pp. 395–421.

Robinson, P. M. (1988). Root-N-Consistent Semi-Parametric Regression. *Econometrica, 56*, pp. 931–954.

Scholz, J., Seshadri, A., & Khitatrakun, S. (2006). Are Americans Saving Optimally for Retirement? *Journal of Political Economy, 114*(4), pp. 607–643.

Skinner, J. (1988). Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings. *Quaterly Journal of Economics, 22*, pp. 237–255.

Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quaterly Journal of Economics, 70*, pp. 65–90.

Stango, V. & Zinman, J. (2006). Fuzzy Math and Red Ink : Payment/Interest Bias, Intertemporal Choice et Wealth Accumulation. *Working Paper, Dartmouth College.*

Statistique Canada (2009). À la Hauteur : Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE. *Ressources humaines et développement des compétences.*

Steven, S. & Wise, D. (1991). Aging and the Income Value of Housing Wealth. *Journal of Public Economics, 44*, pp. 371–395.

Steven, V. & Wise, D. (2000). Choice, Chance and Wealth Dispersion at Retirement. Aging Issues in the United States and Japan. *Chicago : University of Chicago Press : Chicago*, pp. 25–64.

Swan, T. W. (1956). Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings. *Economic Record, 32*, pp. 334–361.

Van Rooij, M., Lusardi, A., & Alessie, R. (2007). Financial Literacy and Stock Market Participation. *MRRC Working Paper*, (2007-162).

Venti, S. & Wise, D. (2001). Choice, Chance and Wealth Dispersion at Retirement in Aging Issues in the United States and Japan. *Chicago : University of Chicago Press : eds. Chicago, IL : 25-64*, pp. 25–64.

Vissing-Jorgensen, A. (2003). Perspectives on Behavioral Finance : Does "Irrationality" Disappear with Wealth ? Evidence from Expectations and Actions. *NBER Macroeconomics Annual, 18*(1), pp. 139–194.

Yaari, M. E. (1965). Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer. *Review of Economic Studies, 32*(2), pp. 137–150.

Yitzhaki, S. (1987). The Relation Between Return and Income. *Quaterly Journal of Economics, 102*(1), pp. 77–95.

Zeldes, S. P. (1988). Optimal Consumption with Stochastic Income : Deviations from Certainty Equivalence. *Quarterly Journal of Economics, 104*, pp. 275–298.