



HEC MONTRÉAL

Effet d'éviction ou effet multiplicateur? : une étude d'événements sur la  
perte ou le gain d'un régime de pension d'employeur

Par

Guillaume Poulin-Bellisle

Sciences de la gestion

(Économie appliquée)

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maîtrise ès sciences

(M. Sc.)

Juin 2018

© Guillaume Poulin-Bellisle, 2018

Le 13 décembre 2017

À l'attention de :  
Guillaume Poulin-Bellisle

### **Objet : Approbation éthique de votre projet de recherche**

**# Projet :** 2018-2966

**Titre du projet de recherche :** Rôle et déterminants d'un comportement d'épargne actif face à la retraite : Une étude d'événements sur la perte ou le gain d'un régime de pension d'employeur

---

Votre projet de recherche a fait l'objet d'une évaluation en matière d'éthique de la recherche avec des êtres humains par le CER de HEC Montréal.

Un certificat d'approbation éthique qui atteste de la conformité de votre projet de recherche à la *Politique relative à l'éthique de la recherche avec des êtres humains* de HEC Montréal est émis en date du 13 décembre 2017. Prenez note que ce certificat est **valide jusqu'au 01 décembre 2018**.

Vous devrez obtenir le renouvellement de votre approbation éthique avant l'expiration de ce certificat à l'aide du formulaire *F7 - Renouvellement annuel*. Un rappel automatique vous sera envoyé par courriel quelques semaines avant l'échéance de votre certificat.

Si des modifications sont apportées à votre projet avant l'échéance du certificat, vous devrez remplir le formulaire *F8 - Modification de projet* et obtenir l'approbation du CER avant de mettre en oeuvre ces modifications. Si votre projet est terminé avant l'échéance du certificat, vous devrez remplir le formulaire *F9 - Fin de projet ou F9a - Fin de projet étudiant*, selon le cas.

Notez qu'en vertu de la *Politique relative à l'éthique de la recherche avec des êtres humains de HEC Montréal*, il est de la responsabilité des chercheurs d'assurer que leurs projets de recherche conservent une approbation éthique pour toute la durée des travaux de recherche et d'informer le CER de la fin de ceux-ci. De plus, toutes modifications significatives du projet doivent être transmises au CER avant leurs applications.

Vous pouvez dès maintenant procéder à la collecte de données pour laquelle vous avez obtenu ce certificat.

Nous vous souhaitons bon succès dans la réalisation de votre recherche.

**Le CER de HEC Montréal**

## CERTIFICAT D'APPROBATION ÉTHIQUE

La présente atteste que le projet de recherche décrit ci-dessous a fait l'objet d'une évaluation en matière d'éthique de la recherche avec des êtres humains et qu'il satisfait aux exigences de notre politique en cette matière.

---

**Projet # :** 2018-2966

**Titre du projet de recherche :** Rôle et déterminants d'un comportement d'épargne actif face à la retraite : Une étude d'événements sur la perte ou le gain d'un régime de pension d'employeur

**Chercheur principal :**

Guillaume Poulin-Bellisle, étudiant M. Sc.  
HEC Montréal

**Directeur/codirecteurs :**

Pierre-Carl Michaud  
Professeur - HEC Montréal

**Date d'approbation du projet :** 13 décembre 2017

**Date d'entrée en vigueur du certificat :** 13 décembre 2017

**Date d'échéance du certificat :** 01 décembre 2018

---



Maurice Lemelin  
Président du CER de HEC Montréal

## ATTESTATION D'APPROBATION ÉTHIQUE COMPLÉTÉE

La présente atteste que le projet de recherche décrit ci-dessous a fait l'objet des approbations en matière d'éthique de la recherche avec des êtres humains nécessaires selon les exigences de HEC Montréal.

**La période de validité du certificat d'approbation éthique émis pour ce projet est maintenant terminée. Si vous devez reprendre contact avec les participants ou reprendre une collecte de données pour ce projet, la certification éthique doit être réactivée préalablement. Vous devez alors prendre contact avec le secrétariat du CER de HEC Montréal.**

---

**Projet # :** 2018-2966 - GPB: Comportement d'épargne actif face à la retraite

**Titre du projet de recherche :** Effet d'éviction ou effet multiplicateur? : une étude d'événements sur la perte ou le gain d'un régime de pension d'employeur

**Chercheur principal :**

Guillaume Poulin-Bellisle, étudiant M. Sc.  
HEC Montréal

**Directeur/codirecteurs :**

Pierre-Carl Michaud

**Date d'approbation initiale du projet :** 13 décembre 2017

**Date de fermeture de l'approbation éthique :** 10 avril 2018

---



Maurice Lemelin  
Président du CER de HEC Montréal

## Résumé

Les modèles théoriques classiques sur l'épargne-retraite prévoient que les épargnants ajustent leur épargne-retraite discrétionnaire lorsqu'ils sont sujets à un choc exogène dans un autre véhicule d'épargne de telle sorte que leur épargne totale reste inchangée. En d'autres mots, l'effet d'éviction devrait être complet. En revanche, l'évidence empirique suggère plutôt un effet d'éviction partiel. Dans ce mémoire empirique exploitant un design d'étude d'événements et des données administratives canadiennes sur les régimes de pension agréés (RPA) offerts par certains employeurs ainsi que sur les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER), on estime l'effet d'éviction lors de la perte et lors du gain d'éligibilité à un RPA. À l'aide de l'économétrie des données de panel, on estime que l'épargne discrétionnaire dans un REER augmente d'environ 21 cents pour chaque dollar qui n'est plus épargné dans un RPA suite à une perte d'éligibilité. Ceci est cohérent avec la plupart de la littérature. De plus, on montre à l'aide de simulations de Monte Carlo que l'approche par fonction de contrôle permet de contrôler pour l'endogénéité des régresseurs lors de l'estimation de modèles de régression censurée comportant des effets fixes. À l'aide de cette méthodologie, on estime que l'épargne discrétionnaire dans un REER augmente d'environ 21 cents pour chaque dollar épargné dans un RPA nouvellement accessible. Bien que l'effet d'éviction de 21% et l'effet multiplicateur de 21% ne soient pas statistiquement différents de zéro, l'évidence suggère que ces deux effets sont différents l'un de l'autre. On discute des possibles explications et implications de cette observation.

## Summary

Classical theoretical models of retirement savings predict that agents adjust their discretionary savings after exogenous shocks in a different savings account in such a way that total savings remain unchanged. In other words, the crowd-out effect should be complete. However, empirical evidence points towards partial crowd-out. In this empirical thesis using an event study design and Canadian administrative data on registered pension plans (RPP) offered by some employers and on registered retirement savings accounts (RRSP), I estimate the crowd-out effect when agents lose and gain eligibility to a RPP. I use panel data econometrics to estimate that 21 additional cents are discretionarily saved into a RRSP for each dollar no longer saved into a RPP after a loss of eligibility. This is coherent with most of the literature. Using Monte Carlo simulations, I show that the control function approach can be used to control for endogenous regressors when estimating a censored regression model with fixed effects. Using this methodology, I estimate that 21 additional cents are discretionarily saved into a RRSP for each dollar saved into a newly accessible RPP. While both the 21% crowd-out and the 21% crowd-in estimates are not statistically different from zero, evidence suggests that they are different from each other. I then discuss possible explanations and implications of this observation.

## Table des matières

1. Introduction .....	1
2. Revue de littérature .....	5
2.1 Le problème de préparation à la retraite .....	5
2.2 L'estimation de l'effet d'éviction .....	7
2.3 Les spécificités canadiennes en matière d'épargne-retraite .....	10
3. Données .....	12
3.1 Sources de données .....	13
3.2 Données d'enquête .....	14
3.3 Données de la déclaration de revenus et prestations T1 .....	14
3.4 Données du formulaire d'impôt T4.....	14
3.5 Données des régimes de pension agréés du Canada.....	15
3.6 Fusion des sources de données .....	15
3.7 Préparation de l'échantillon .....	15
3.8 Distribution des variables construites .....	17
4. Méthodologie.....	20
4.1 Étude d'évènement.....	20
4.2 Régression linéaire avec hétérogénéité non observée.....	21
4.3 Modèles censurés avec hétérogénéité non observée .....	22
4.4 Endogénéité des régresseurs .....	24
4.4.1 Modèles linéaires avec hétérogénéité non observée et endogénéité des régresseurs .....	24
4.4.2 Modèles censurés avec hétérogénéité non observée et endogénéité des régresseurs .....	25
5. Résultats.....	32

5.1 Analyse descriptive .....	32
5.2 Approche économétrique .....	38
5.2.1 Modèle linéaire .....	38
5.2.2 Modèle linéaire contrôlant pour l'endogénéité des régresseurs .....	40
5.2.3 Modèle de régression censuré avec effets fixes .....	43
5.2.4 Modèle de régression censuré contrôlant pour l'endogénéité des régresseurs.....	45
5.3 Analyse des résultats .....	46
6. Conclusion.....	51
7. Bibliographie .....	53
8. Annexes : .....	56
8.1. Procédure pour les simulations de Monte Carlo .....	56
8.2. Distributions simulées des erreurs d'estimation .....	58

## Liste des tableaux

Tableau 1 : Sources de revenus de retraite au Canada .....	12
Tableau 2: Moments des taux d'épargne-retraite total, dans un RPA, et dans un REER .....	19
Tableau 3 : Spécifications pour les simulations de Monte Carlo .....	28
Tableau 4 : Distribution des erreurs $(\widehat{\gamma}_1 - \gamma_1)$ simulées.....	30
Tableau 5 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA dans un modèle linéaire avec effets fixes sans variable instrumentale .....	39
Tableau 6 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors de la perte d'un RPA dans un modèle linéaire avec effets fixes sans variable instrumentale.....	40
Tableau 7 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA dans un modèle linéaire avec effets fixes et variable instrumentale.....	41
Tableau 8 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors de la perte d'un RPA dans un modèle linéaire avec effets fixes et variable instrumentale.....	42
Tableau 9 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA dans un modèle de régression censurée avec effets fixes et sans contrôle pour l'endogénéité des régresseurs	44
Tableau 10 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA dans un modèle de régression censurée avec effets fixes faisant usage de la fonction de contrôle .....	46
Tableau 11 : Résumé des résultats .....	47

## Liste des figures

Figure 1 : Distribution des erreurs ( $\gamma_1 - \gamma_1$ ) simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 1 .....	28
Figure 2 : L'effet d'éviction suite au gain d'un régime de pension d'employeur est presque nul .....	33
Figure 3 : L'effet d'éviction suite à la perte d'un régime de pension d'employeur est partiel ...	33
Figure 4 : L'effet d'éviction suite au gain d'un régime de pension d'employeur est légèrement plus fort lorsqu'on contrôle pour le revenu .....	36
Figure 5 : L'effet d'éviction suite à la perte d'un régime de pension d'employeur est légèrement plus fort lorsqu'on contrôle pour le revenu .....	37

## Remerciements

J'aimerais d'abord remercier mes parents, Josée et Michel, pour leur précieux soutien pendant l'ensemble de mon parcours éducatif, de son tout début jusqu'aux cycles supérieurs. Votre appui a joué un rôle fondamental dans ma réussite et j'en suis extrêmement reconnaissant.

Un grand merci à mon directeur de mémoire, Pierre-Carl Michaud, pour son excellente supervision. Ses conseils avisés et son appui ont été des ressources essentielles à la réalisation de mon mémoire.

Merci à Benoit Dostie et Philippe d'Astous pour leurs commentaires pertinents suite à la lecture de mon mémoire.

J'aimerais également remercier Derek Messacar, Steeve Marchand et Tabea Bucher-Koenen pour avoir mis à ma disposition leur temps et leur expertise lors de leur visite à l'Institut sur la retraite et l'épargne d'HEC Montréal.

Finalement, j'aimerais remercier la Chaire de recherche Industrielle Alliance sur les enjeux économiques des changements démographiques ainsi que le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales pour le soutien que j'ai reçu pendant la réalisation de mon mémoire.

## Avant-propos

Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), du Fonds de recherche du Québec – Santé (FRQS) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles de l'auteur et non celles des partenaires financiers.

## 1. Introduction

Aujourd'hui au Canada, le système public de pensions est suffisant pour maintenir le niveau de vie après la retraite des canadiens ayant un faible revenu (OCDE, 2011). Cependant, le revenu à la retraite des canadiens des classes moyenne et supérieure dépend en bonne partie de leur épargne privée. MacDonald et al. (2011) estiment que la majorité des canadiens sont à risque d'avoir des ressources financières inadéquates après leur retraite<sup>1</sup>. De plus, en raison de la rareté grandissante des régimes de pension d'employeurs, ils projettent que de plus en plus de canadiens seront dans cette situation financière difficile.

Afin d'aider les canadiens à épargner davantage en dehors d'un régime de pension, le gouvernement du Canada a mis sur pied plusieurs incitatifs fiscaux tels que les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et, plus récemment, les comptes d'épargne libres d'impôt (CELI). Ces programmes exercent un poids considérable sur la fiscalité canadienne (Milligan, 2012). Par conséquent, connaître leur efficacité est une question importante. Selon Friedman (2016), l'efficacité des politiques visant à stimuler l'épargne-retraite dépend de l'effet d'éviction, soit dans quelle mesure l'épargne obligatoire affecte l'épargne totale lorsque l'agent peut ajuster son épargne dans un autre véhicule.

Dans un modèle néo-classique basé sur l'hypothèse du cycle de vie, si un agent rationnel qui cherche à lisser sa consommation à travers le temps adhère à un régime de pension, il diminue ses autres formes d'épargne-retraite de telle sorte que son épargne retraite totale soit inchangée. Autrement dit, l'effet d'éviction devrait être complet.

Dans son célèbre papier, Feldstein (1974) pave la voie à une vaste littérature empirique s'intéressant aux effets des différents programmes d'épargne-retraite. Il montre à l'aide d'une approche économétrique basée sur la richesse des ménages que les régimes

---

<sup>1</sup> Certaines études dressent un portrait moins inquiétant, bien que préoccupant. Par exemple, la Régie des rentes du Québec estimait en 2010 qu'au Québec, un tiers des ménages québécois étaient à risque d'avoir des revenus insuffisants à leur retraite.

d'épargne-retraite obligatoires réduisent l'épargne-retraite privée de trente à cinquante pourcent. Gale (1998), Gelber (2011), Engelhardt & Kumar (2011), Attanasio & Rohwedder (2003), Hurd et al. (2012), Chetty et al. (2014) et Messacar (2017) sont quelques exemples de la littérature empirique rapportant également un effet d'éviction partiel. Gelber (2011) étudie l'effet de devenir éligible à un régime d'épargne privé sur l'épargne retraite totale et estime plutôt un effet multiplicateur. Autrement dit, lorsqu'un agent devient éligible à un régime de pension d'employeur, il ajuste à la hausse (plutôt qu'à la baisse) son épargne dans ses autres véhicules. Selon Gelber (2011), devenir éligible à un régime de pension d'employeur aide les jeunes à surmonter certaines barrières à l'entrée associées à la préparation financière de la retraite, expliquant l'effet multiplicateur observé.

Pour réconcilier la théorie classique avec l'évidence empirique, Chetty et al. (2014) proposent un modèle comportant deux types d'agents, certains avec un comportement d'épargne actif et d'autres avec un comportement d'épargne passif. Les agents avec un comportement d'épargne actif ajustent leur épargne discrétionnaire suite à une modification de leur épargne obligatoire alors que les agents passifs ne réagissent pas. Donc, si l'effet d'éviction est de 50%, alors la moitié des agents a un comportement d'épargne actif et l'autre moitié a un comportement d'épargne passif.

Construisant sur la vaste littérature, ce mémoire pose un regard nouveau sur l'effet d'éviction dans le contexte canadien et contribue à améliorer la compréhension de l'efficacité des programmes visant à stimuler l'épargne. À l'aide de la version canadienne de l'Enquête longitudinale internationale des adultes (ELIA), adjointe aux données administratives fiscales des répondants, on mesure l'effet sur l'épargne-retraite de devenir éligible à un régime de pension agréé (RPA) et d'en perdre l'éligibilité, indépendamment. Pour ce faire, on utilise la méthodologie d'étude d'événements appliquée à l'épargne-retraite par Chetty et al. (2014) et on mesure l'effet d'éviction lors de la perte et lors du gain d'un RPA. Comme on ne dispose pas d'information sur la consommation et sur l'épargne dans un compte d'épargne libre d'impôt (CELI), l'épargne-retraite totale est définie comme la somme de l'épargne dans un RPA et dans

un REER. Il est à noter que le changement d'éligibilité à un RPA peut être issu d'un changement d'emploi volontaire effectué dans l'objectif d'épargner davantage, impliquant un problème potentiel d'endogénéité du taux d'épargne dans un RPA. De plus, comme le taux d'épargne optimal peut être très différent d'un individu à l'autre, il est important de contrôler pour cet effet individuel afin d'éviter un biais de variables omises. On estime donc l'effet d'éviction lors de la perte d'un RPA à l'aide d'un modèle économétrique linéaire comportant des effets fixes et estimé par variable instrumentale. L'effet mesuré est d'environ 21%, une mesure cohérente avec la littérature. Pour mesurer l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA, on doit prendre en compte qu'on ne mesure pas de contributions négatives à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) dans les données. Ces données sont donc censurées puisque les gens n'ayant pas de REER ne peuvent pas diminuer leur épargne et que ceux qui ont des contributions faibles à un REER ne peuvent pas la diminuer beaucoup. À notre connaissance, la littérature ne comporte pas d'exemples où un estimateur de régression censurée avec effets fixes est utilisé de pair avec une méthode contrôlant pour l'endogénéité des régresseurs. Afin de parer à ce problème, on utilise des simulations de Monte Carlo pour démontrer qu'il est possible d'utiliser la fonction de contrôle de Petrin & Train (2010) (qui permet de contrôler pour l'endogénéité des régresseurs dans certains modèles non linéaires) avec l'estimateur de régression censurée avec effets fixes d'Honoré (1992). Cette méthodologie nécessite qu'on dispose d'une variable instrumentale. On utilise donc une variable dichotomique indiquant si l'individu a perçu de l'assurance-emploi comme instrument pour contrôler pour les changements d'emplois volontaires. On mesure un effet multiplicateur d'environ 21%, cohérent avec les résultats de Gelber (2011) qui étudie avec une autre méthodologie l'effet de devenir éligible à un régime de pension d'employeur. L'effet d'éviction lors d'un choc négatif à l'épargne obligatoire est plus fort<sup>2</sup> que celui lors d'un choc positif à un degré de confiance de 10%.

---

<sup>2</sup> Un effet multiplicateur de 21% est équivalent à un effet d'éviction de -21%. Il y a donc une différence de 42 points de pourcentage entre l'effet d'éviction lors d'un choc négatif (21%) et positif (-21%).

L'explication de Gelber (2011) selon laquelle devenir éligible à un régime de pension d'employeur aide les jeunes à surmonter certaines barrières à l'entrée pour la préparation financière de la retraite est cohérente avec l'effet multiplicateur observé. L'idée étant que certains individus ne sont pas outillés des connaissances nécessaires pour préparer financièrement leur retraite dès leur entrée sur le marché du travail. Cependant, lorsqu'ils deviennent éligibles à un RPA à prestations déterminées (PD), on leur informe de la prestation à laquelle ils auront droit à l'âge de la retraite en fonction de leurs cotisations. S'ils jugent ce montant insuffisant, ils peuvent prendre conscience de l'importance d'épargner davantage.

Le reste du document est organisée comme suit : La section 2 présente une revue de la littérature pertinente ; la section 3 discute de la méthodologie utilisée; la section 4 discute des données; la section 5 présente et analyse les résultats; et la section 6 conclut.

## 2. Revue de littérature

Dans un modèle néo-classique basé sur l'hypothèse du cycle de vie où les agents cherchent à lisser leur consommation à travers le temps, toutes choses étant égales par ailleurs, les régimes de retraite obligatoires devraient diminuer l'épargne privée. Avec une approche empirique basée sur des données agrégées, Feldstein (1974) montre que la « Social security » réduit plutôt l'épargne-retraite privée de trente à cinquante pourcent. Il argumente que ceci a pour effet de réduire le stock de capital, les salaires et le PNB. Ainsi, l'effet net sur la consommation agrégée serait négatif. Il montre que pour les ménages à bas revenu, cette politique influence le moment de prendre sa retraite mais n'influence pas la consommation à la retraite. Pour les autres ménages, l'effet revenu diminue la consommation avant et pendant la retraite. Cet article est le premier à montrer empiriquement que les régimes d'épargne-retraite publics évincent l'épargne privée. Il a pavé la voie à une riche littérature sur le sujet.

La suite de la section est organisée ainsi : la section 2.1 traite du problème de la préparation à la retraite et de l'importance que joue l'effet d'éviction dans la compréhension de l'efficacité des politiques publiques liées à la retraite; la section 2.2 discute de la littérature rattachée à l'estimation de l'effet d'éviction; et la section 2.3 traite des spécificités canadiennes en matière d'épargne-retraite.

### 2.1 Le problème de préparation à la retraite

Venti & Wise (1998) montrent que pour tous les niveaux de revenu, il y a beaucoup de dispersion dans la richesse accumulée des ménages au moment de la retraite. L'évidence suggère que cette hétérogénéité est expliquée en bonne partie par le choix d'épargner ou de dépenser que font les individus au début de leur vie active.

Au Canada, alors que le système public de pensions est suffisant pour maintenir le niveau de vie des canadiens ayant un faible revenu après leur retraite (OCDE, 2011), les canadiens des classes moyenne et supérieure dépendent en bonne partie de leur

épargne privée. La Régie des rentes du Québec (2010) estime qu'au Québec, un tiers des ménages québécois auront des revenus insuffisants à la retraite. MacDonald et al. (2011) estiment que la majorité des canadiens sont à risque d'avoir des ressources financières inadéquates après leur retraite. De plus, en raison de la rareté grandissante des régimes de pension d'employeurs, ils projettent que de plus en plus de canadiens seront dans cette situation financière difficile.

Afin d'aider ses citoyens à préparer financièrement leur retraite, le gouvernement du Canada a mis sur pied plusieurs incitatifs fiscaux tels que les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et, plus récemment, les CELI. Ces programmes exercent un poids considérable sur la fiscalité canadienne (Milligan, 2012). Par conséquent, connaître leur efficacité est une question d'importance.

De nombreux articles évaluent l'efficacité de politiques visant à stimuler l'épargne. Par exemple, Gale & Scholz (1994) se demandent si hausser la limite des contributions aux Individual Retirement Accounts (IRAs) — l'équivalent américain des REERs — permettrait de hausser le niveau d'épargne nationale. Ils construisent un modèle dynamique d'optimisation de l'utilité et en dérivent des niveaux d'épargne optimaux dans différents canaux. Ils estiment que de hausser la limite de contributions aux IRAs n'aurait eu pratiquement aucun effet sur le niveau d'épargne nationale observé aux États-Unis entre 1983 et 1986.

Les politiques économiques ne fonctionnent pas toujours comme ce qu'anticipe la théorie économique classique. En effet, les agents peuvent avoir plusieurs biais de comportement faisant en sorte qu'ils n'agissent pas toujours dans leur propre intérêt (Camerer et al., 2003). Dans le contexte de la retraite, l'effet d'éviction mesure le comportement des agents face aux politiques visant à stimuler leur épargne. Selon Friedman (2016), c'est un facteur important lorsqu'on évalue l'efficacité de ces différentes politiques, qu'il s'agisse de régimes de pension ou d'incitatifs fiscaux. La section 2.2 survolera donc la littérature empirique portant sur l'effet d'éviction.

## 2.2 L'estimation de l'effet d'éviction

Depuis Feldstein (1974), de nombreux articles portant sur l'estimation de l'effet d'éviction dans le contexte de l'épargne-retraite ont été publiés.

Par exemple, Gale (1998) utilise la théorie du revenu permanent pour mesurer l'effet d'éviction entre la richesse (stock) en pension et hors pension. Il montre que l'estimation de l'effet d'éviction à l'aide de stocks est biaisée vers zéro lorsqu'on contrôle à l'aide du salaire (flux). Il propose donc une correction pour ce biais. À l'aide de données en coupe transversale, il démontre que cette correction mène à d'importantes différences dans l'amplitude de l'effet d'éviction mesuré, et qu'elle peut même avoir une incidence sur le signe. Il trouve que l'effet d'éviction estimé, une fois corrigé, est plus grand que ce que la littérature précédente suggérait. Il remarque également que l'effet d'éviction diffère grandement à travers les sous-groupes de la population. Par exemple, il observe que l'éducation est une variable déterminante dans la capacité du ménage à optimiser son épargne.

À l'aide d'une expérience naturelle exploitant des données britanniques, Attanasio & Rohwedder (2003) trouvent que l'âge est aussi une variable déterminante pour l'effet d'éviction. En effet, alors que la richesse financière privée et la richesse en pension sont des substituts pour la population âgée, les jeunes font face à des contraintes de liquidité qui limitent la substituabilité de ces deux véhicules d'épargne. Par conséquent, l'effet d'éviction est plus important chez la population âgée.

Plus récemment, à l'aide de données provenant de la première collecte de la *Health and Retirement Study*, Engelhardt & Kumar (2011) estiment que chaque dollar investi dans un régime de pension est associé à un effet d'éviction autour de 60 pourcent dans l'épargne-retraite hors pension. Ils montrent également que l'effet d'éviction est fort dans le quantile de revenu le plus élevé alors qu'il est pratiquement nul dans le quantile de revenu le plus faible. Les auteurs notent que les résultats sont très sensibles à la méthodologie utilisée.

En exploitant les différences dans la progressivité et la générosité des régimes de pension aux États-Unis et dans onze pays européens, Hurd et al. (2012) contribuent à l'évidence internationale en estimant que chaque dollar supplémentaire investi dans un régime de pension réduit l'épargne privée d'environ 22 cents. De plus, ils trouvent que pour chaque 10 000\$ supplémentaires investis dans un régime de pension, l'âge de la retraite diminue d'environ un mois.

L'évidence empirique supportant un effet d'éviction partiel est convaincante. Afin de mieux comprendre ce phénomène, Chetty et al. (2014) proposent un modèle comportant des agents passifs et des agents actifs. À l'aide de celui-ci, ils infèrent qu'une politique qui augmente les contributions de manière exogène a un effet supérieur à une politique qui augmente les incitatifs fiscaux à épargner. Ils montrent empiriquement à l'aide d'une étude d'événements sur un riche ensemble de données administratives danoise que l'effet d'éviction d'un véhicule d'épargne vers un autre est presque total suite à une modification des incitatifs fiscaux; chaque dollar dépensé en incitatifs n'augmente l'épargne que d'un centime. L'intuition derrière cette observation est que seuls les agents réactifs adaptent leur épargne en fonction de cet incitatif, mais que leur niveau optimal d'épargne totale (incluant d'autres véhicules) est possiblement déjà atteint. En revanche, leur modèle suggère qu'une politique visant à augmenter les contributions dans un régime de pension a un effet d'un pour un sur l'épargne des agents passifs, alors que les agents actifs diminuent leur épargne dans les autres véhicules. Ainsi, l'effet d'éviction dans la population augmente en fonction de la proportion d'agents actifs. Ils estiment empiriquement un effet d'éviction d'environ 15 pourcent, ce qu'ils interprètent comme une proportion de 85 pourcent d'épargnants de type passif.

Au Canada, Messacar (2017) utilise la Banque de données administratives longitudinales (DAL) et montre qu'une contribution d'un dollar par l'employeur évince les autres formes d'épargne du salarié d'environ 50 cents. Sa stratégie d'identification exploite une discontinuité unique dans le système canadien d'épargne-retraite; le taux de contribution des employeurs aux régimes de retraite augmentent de façon discontinue

pour les revenus en dessous et au-dessus du salaire industriel moyen. Il montre également que les comportements d'épargne passifs et actifs sont fortement influencés par l'éducation. Il argumente donc que l'adhésion automatique aux régimes de pension et l'éducation sont des solutions possibles afin de stimuler l'épargne.

Selon Chetty et al. (2014), une réduction de l'épargne-retraite totale lors d'un choc négatif à l'épargne-retraite obligatoire est le symptôme d'un comportement passif. Or, en absence d'information sur les dettes des ménages, il est impossible de mesurer si les individus choisissent de rembourser leurs dettes plus rapidement, plutôt que d'augmenter la partie discrétionnaire de leur épargne-retraite. Si les individus choisissent en effet de rembourser leurs dettes suite à un choc dans leur épargne obligatoire, alors leur comportement est actif et non passif. Anderson (2015) montre à l'aide de microdonnées danoises que lors d'une modification non anticipée des avantages fiscaux liés à l'épargne-retraite, les individus réduisent leur épargne mais compensent presque entièrement cette réduction à l'aide de versements visant à réduire leur dette. De plus, Beshears et al. (2017) montrent que l'épargne-retraite obligatoire augmente les dettes sous forme de prêts hypothécaires et automobiles parmi les membres de l'armée américaine. Ces résultats suggèrent donc qu'une partie des épargnants considérés passifs par la littérature peut décider de rembourser ses dettes plus rapidement suite à un choc négatif ou bien de contracter davantage de dettes suite à un choc positif à l'épargne-retraite obligatoire. Au Canada, l'épargne dans un régime d'épargne-retraite est généralement accompagnée d'avantages fiscaux non négligeables. Dans plusieurs situations, il est donc avantageux d'épargner dans ces régimes et ainsi payer moins d'impôt, plutôt que de rembourser ses dettes et de ne bénéficier d'aucun avantage fiscal. Néanmoins, choisir de rembourser ses dettes peut être un choix judicieux pour un individu averse au risque ou fortement endetté. Les observations d'Anderson (2015) et de Beshears et al. (2017) soulignent donc l'importance d'interpréter avec prudence les mesures d'effets d'éviction.

Finalement, la plupart des études portant sur l'effet d'éviction estiment un effet d'éviction partiel. Implicitement, elles supposent qu'il est indépendant du signe du choc.

Gelber (2011) s'intéresse au comportement d'épargne des salariés spécifiquement au moment de devenir éligibles à un 401(k)<sup>3</sup>, donc à un choc positif à l'épargne obligatoire associé à l'ouverture d'un nouveau canal d'épargne. Il montre empiriquement que de devenir éligible à un régime de retraite d'employeur augmente l'épargne dans ce nouveau régime mais que l'effet dans les autres véhicules d'épargne est incertain. Il estime un effet multiplicateur sur l'épargne totale, plutôt qu'un effet d'éviction. Cet effet est plus fort chez les individus plus jeunes de l'échantillon. Ce résultat suggère que l'effet d'éviction est peut-être différent en fonction du signe du choc à l'épargne-retraite obligatoire. Dans ce mémoire, on estime l'effet d'éviction conditionnellement au signe du choc afin de capter cette non-linéarité possible.

### 2.3 Les spécificités canadiennes en matière d'épargne-retraite

Au Canada, le cadre institutionnel prévoit une variété de véhicules publics et privés en matière d'épargne-retraite. Baker et al. (2003) détaillent le système public de sécurité financière à la retraite. De plus, un rapport de l'OCDE (2008) dresse le profil des solutions privées en matière d'épargne-retraite. Les différentes sources de revenus de retraite au Canada sont résumées dans le tableau 1 et détaillées ici-bas.

On retrouve trois composantes principales dans le système public canadien de sécurité financière à la retraite. En premier lieu, la pension de sécurité de la vieillesse offre un revenu de base, réduit pour les individus à haut revenu, à tous les canadiens de soixante-cinq ans et plus. La deuxième composante, le supplément de revenu garanti, complète la première composante en offrant une prestation mensuelle ajustée au revenu et non imposable aux ménages à faible revenu. Ces deux programmes de transferts gouvernementaux sont financés à même les revenus généraux du gouvernement fédéral. La troisième composante est un régime de pension à répartition, public et obligatoire. Les individus qui travaillent au Québec cotisent au Régime de rentes du Québec (RRQ), administré par l'État québécois. Partout ailleurs au Canada, les individus

---

<sup>3</sup> Régime de retraite d'employeur aux États-Unis.

cotisent au Régime de pensions du Canada (RPC), administré par le gouvernement fédéral.

Les véhicules privés d'épargne-retraite sont assez diversifiés. On y retrouve une variété de régimes de pension d'employeurs, dont certains sont intégrés<sup>4</sup> avec les régimes publics. Ils peuvent prendre la forme d'un régime à PD, à cotisation déterminée (CD) ou d'une combinaison des deux. Les cotisations d'employé à un régime de pension d'employeur sont déductibles d'impôt. Plutôt que d'offrir de cotiser à un RPA, certains employeurs proposent plutôt à leurs employés d'adhérer à un régime de participation différée aux bénéfices, qui distribue une partie des bénéfices de l'entreprise à ses salariés. En plus des régimes d'épargne disponibles à travers certains employeurs, deux véhicules d'épargne à fiscalité avantageuse différents sont disponibles pour tous, soit les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) et les comptes d'épargne libres d'impôt (CELI). D'une part, les cotisations faites dans un REER sont déductibles d'impôt, mais les retraits sont imposables. La finalité de ce véhicule est donc de reporter l'imposition sur une partie de ses revenus à un moment où on est imposé à un taux marginal inférieur. Ce moment est dans la plupart des cas la retraite. Les droits de cotisation à un REER sont limités par la plus petite valeur entre 18% du revenu brut et un montant fixé annuellement, environ équivalent au salaire industriel moyen. Les droits inutilisés peuvent être reportés indéfiniment dans le futur. Les adhérents à un régime de pension d'employeur voient leurs droits de cotisation à un REER réduits à la hauteur de la valeur des cotisations faites à leur régime pendant l'année précédente. Dans le cas des régimes à PD, le gestionnaire du fonds de pension calcule un facteur d'équivalence qui est une mesure des gains faits pendant l'année dans le régime de pension de l'employé. Les CELIs, introduits récemment en 2009, se distinguent des REER car les cotisations à ce véhicule se font à même de l'argent net d'impôt. Cependant, les

---

<sup>4</sup> Les régimes de pension d'employeurs intégrés ajustent leurs paramètres en fonction des cotisations faites aux régimes publics et des prestations reçues de ceux-ci. L'objectif de l'intégration est de mieux lisser le revenu disponible des membres du régime à travers le temps. L'intégration permet entre autres de bonifier temporairement les prestations du régime d'employeur si le membre prend sa retraite avant de devenir éligible aux prestations des régimes publics à l'âge de 65 ans.

gains en capitaux générés à même un CELI ne sont pas imposables. Évidemment, il est également possible d'épargner en dehors d'un véhicule d'épargne. Dans ce cas, 50% des gains en capitaux sont imposables.

**Tableau 1 : Sources de revenus de retraite au Canada**

<b>Composantes publiques</b>	<b>Composantes privées</b>
Transferts gouvernementaux <ul style="list-style-type: none"> <li>• Pension de la sécurité de la vieillesse</li> <li>• Supplément de revenu garanti</li> </ul>	Épargne personnelle <ul style="list-style-type: none"> <li>• Régimes enregistrés d'épargne-retraite</li> <li>• Comptes d'épargne libres d'impôt</li> <li>• Épargne personnelle hors-régime</li> </ul>
Régimes de pension publics et obligatoires <ul style="list-style-type: none"> <li>• Régime de rentes du Québec</li> <li>• Régime de pension du Canada</li> </ul>	Régimes de retraite d'employeurs <ul style="list-style-type: none"> <li>• Régimes à prestations déterminées</li> <li>• Régimes à cotisations déterminées</li> <li>• Autres types de régimes de retraite d'employeurs</li> </ul>

Notes : Ce tableau présente les différentes catégories de sources de revenus de retraite disponibles au Canada

## 3. Données

### 3.1 Sources de données

L'enquête longitudinale internationale sur les adultes (ELIA) est un riche panel dont les collectes de 2011 et de 2014 sont disponibles au moment de l'écriture de ce mémoire. Elle contient des informations diversifiées sur un échantillon représentatif des canadiens de 15 ans et plus. On y retrouve des renseignements démographiques mais aussi des informations sur leur situation financière, leur éducation, leur unité familiale etc. À l'aide de données administratives provenant de divers ministères et organismes, Statistiques Canada a pu appairer aux répondants de l'ELIA des informations présentant leur situation fiscale dans les plus grands détails. On y retrouve leurs déclarations de revenus à partir des années 80 ainsi que le T4 déclaré par leurs employeurs et de riches informations sur leur fonds de pension à partir de l'an 2000. Les données disponibles s'arrêtent en 2013, la dernière année complète au moment de la réalisation de la deuxième collecte du panel.

Les données administratives décrites ci-haut proviennent des mêmes sources institutionnelles que la base de données DAL exploitée par Messacar (2017). L'avantage des données ici choisies réside dans l'appairage entre celles-ci et l'ELIA, qui procure de riches informations sur les répondants étudiés. En revanche, la taille d'échantillon est beaucoup plus petite puisqu'elle est limitée par le nombre de répondants à l'ELIA, alors que DAL est un échantillon comprenant 20% des déclarations de revenu canadiennes.

Les résultats de cette étude reposent sur les variables associées au revenu, aux cotisations à un REER, aux cotisations à un fonds de pension, aux caractéristiques des fonds de pension auxquels cotisent les salariés, ainsi qu'une série de variables démographiques.

### 3.2 Données d'enquête

L'ELIA recueille des informations auprès de ses répondants au sujet de leur travail, leur éducation, leur santé et leur famille dans l'objectif d'améliorer les politiques canadiennes entourant ces aspects qui jouent un rôle important dans la qualité de vie de la population. La première collecte a eu lieu en 2012 et l'enquête est répétée aux deux ans. Les observations sont identifiées à l'aide d'un identifiant unique et anonyme pour la personne. La participation à cette enquête se fait sur une base volontaire parmi la population en sol d'une des dix provinces canadiennes ne résidant pas dans des logements collectifs ou sur une réserve.

### 3.3 Données de la déclaration de revenus et prestations T1

Le formulaire de déclaration de revenus et prestations T1 de chaque répondant de l'ELIA, que tous les canadiens ayant touché des revenus pour une année donnée sont tenus de remplir, est mis à la disposition du chercheur pour une période s'étalant des années 1980 jusqu'à 2013. On y retrouve des informations sur les revenus d'emploi ou d'autres formes de travail des répondants, sur leurs cotisations à divers programmes d'épargne, sur les divers crédits d'impôt auxquels ils ont droit etc. Les observations sont identifiées à l'aide d'un identifiant unique et anonyme pour la personne.

### 3.4 Données du formulaire d'impôt T4

Le formulaire d'impôt T4 fournit des informations remplies par chaque employeur de chaque répondant sur plusieurs aspects de la rémunération du salarié. On y retrouve, s'il y a lieu, son salaire brut, ses cotisations au régime de pensions du Canada, au régime de rentes du Québec, ses cotisations syndicales, ses cotisations à un régime de pension agréé ou à un régime de participation différée aux bénéfices ainsi que le facteur d'équivalence rapporté par son employeur. Les observations sont identifiées à l'aide d'un identifiant unique pour la personne ainsi qu'un identifiant unique pour l'emploi.

### 3.5 Données des régimes de pension agréés du Canada

Pour les répondants de l'ELIA qui participent à un RPA, on retrouve dans la banque sur les régimes de pension agréés du Canada les données administratives sur leurs fonds de pension. On y retrouve notamment des informations sur la nature du régime (PD, CD etc), sur les taux de cotisations d'employés et d'employeurs, sur les formules de calcul de la rente et sur l'indexation. Dans le cas où un employeur offre plusieurs régimes, une même personne-emploi peut être associée à plusieurs régimes. Certains employeurs offrent un régime de participation différée aux bénéficiaires mais cette banque de données ne contient pas d'informations sur ceux-ci. Ces observations sont également identifiées à l'aide d'un identifiant unique pour la personne ainsi qu'un identifiant unique pour l'emploi.

### 3.6 Fusion des sources de données

À l'aide des identifiants uniques pour la personne et pour l'emploi et de l'année de référence il est possible d'associer à chaque répondant de l'ELIA son historique de déclarations de revenu, de formulaires d'impôt T4 et les détails administratifs liés aux fonds de pension agréés auxquels il a cotisé. Alors que les données fiscales sont disponibles sur plusieurs décennies, les données liées aux régimes de pension sont disponibles de 2000 à 2013. Une fois fusionnées, ces bases de données constituent un panel de répondants à l'ELIA couvrant 2012 et 2014, auquel est associé des données administratives couvrant tous les répondants de 2000 à 2013.

### 3.7 Préparation de l'échantillon

Les régimes à CD et aux autres types de régimes de retraite peuvent offrir différentes options de taux de cotisation à leurs adhérents. Pour ces régimes, le taux de cotisation n'est donc pas exogène pour l'épargnant. Pour des raisons méthodologiques, on cherche

à isoler des changements exogènes dans le taux d'épargne-retraite total. On choisit donc de concentrer l'analyse sur les régimes à PD, pour lesquels les salariés ne peuvent pas choisir leurs cotisations et on exclut de l'analyse les régimes à CD, mixtes, hybrides, à participation différée aux bénéficiaires et autres.

On isole dans les données administratives adjointes à l'ELIA tous les événements où un salarié devient éligible à un RPA à PD ou en perd l'éligibilité pendant une année donnée (notée année 0). Afin d'étudier les individus qui sont en âge de se préparer financièrement à la retraite, on restreint l'analyse aux salariés dont l'âge est compris entre 25 et 55 ans pour l'année 0. On exige que l'éligibilité au régime soit stable pendant les deux années précédentes (notées -2 et -1) ou pendant les deux années suivantes (notées 1 et 2) pour l'obtention et la perte d'éligibilité à un RPA, respectivement. On exige également que l'épargnant ne contribue à aucun RPA pendant les deux années restantes des cinq années consécutives incluses dans l'événement. Les épargnants doivent avoir occupé un emploi pendant au moins une partie de chacune des cinq années. Il est à noter que de la première partie de l'année 0, qui a une durée variable d'une observation à l'autre, peut avoir été passée à se chercher un emploi ou bien à travailler auprès du même employeur que pendant les années -2 et -1. La deuxième partie de l'année -1 peut aussi avoir été passée à se chercher un emploi. 315 événements sont identifiés, correspondant à 1575 personnes-années.

On utilise le facteur d'équivalence rapporté par l'employeur pour définir l'épargne dans un RPA. Pour les régimes à PD, le facteur d'équivalence<sup>5</sup> correspond à la valeur actualisée des engagements accordés à l'employé par le régime pour l'année donnée. Les engagements sont financés par les cotisations de l'employeur et des membres actifs du régime. Il existe plusieurs autres formes d'épargne retraite comme les CELI ou l'épargne hors régime. Cependant, pour fins de simplification, l'épargne-retraite totale

---

<sup>5</sup> Il est à noter que le calcul du facteur d'équivalence tel qu'il est régi par la loi ne prend pas en compte tous les aspects d'un calcul actuariel complet. Le calcul ignore notamment la projection salariale du membre dont le salaire final est important pour établir la rente. Pour cette raison, la mesure ici utilisée sous-estime la valeur de l'épargne faite dans un régime à PD en supposant que le membre prenne sa retraite à l'âge normal prévu par le régime.

d'un individu est définie dans ce mémoire comme la somme du facteur d'équivalence rapporté par son employeur et de ses cotisations à un REER. On rapporte l'épargne dans ces différents véhicules sous forme de ratio sur le revenu brut<sup>6</sup>. Tous les montants sont indicés en dollars de 2010.

Afin d'éviter que les résultats soient influencés par quelques individus, le revenu brut est recodé à 100 000\$ pour les 74 personnes-années gagnant plus de 100 000\$. De plus, les 9 individus ayant un ratio d'épargne sur le revenu supérieur à 1 sont supprimés de l'échantillon, correspondant au retrait de 45 personnes-années.

Le panel final comporte 190 événements où un salarié devient éligible à un RPA et 116 événements où un salarié perd l'éligibilité à un RPA. Chaque événement du panel balancé comporte 5 années, pour une taille d'échantillon totale de 1530 personnes-années.

Bien que cet échantillon soit relativement petit, il comporte des événements bien définis autour desquels la variation des variables est précisément mesurée à l'aide de données administratives. Ceci peut être illustré par l'évolution des cotisations à un RPA autour d'un changement d'éligibilité à un régime de pension d'employeur. Ces cotisations sont illustrées en pourcentage du revenu brut dans les figures 2 et 3 de la section 5.1 pour le gain et pour la perte d'éligibilité à un RPA, respectivement.

### 3.8 Distribution des variables construites

Puisque l'échantillon est très sélectif et se concentre sur des individus qui deviennent éligibles à un RPA ou en perdent l'éligibilité, il ne peut pas être considéré représentatif si l'on cherche à décrire les taux d'épargne de la population. En effet, on ne peut pas supposer que les individus pour lesquels on observe des événements sont sélectionnés indépendamment de leurs préférences en termes d'épargne-retraite. Néanmoins, on

---

<sup>6</sup> Utiliser le revenu brut nous permet de s'assurer que le dénominateur n'est pas endogène au numérateur. Spécifiquement, comme les cotisations aux REER sont déductibles, elles ont une incidence sur le revenu après impôt.

s'intéresse à décrire les variables construites dans la section 3.7 pour l'échantillon retenu. Le tableau 2 rapporte les moyennes et les écarts-types des trois taux d'épargne construits, pour l'échantillon complet et pour plusieurs sous-échantillons, indépendamment de T.

On observe que dans la plupart des cas, et en particulier pour les REER, l'écart-type est supérieur à la moyenne. Ceci implique une forte hétérogénéité des taux d'épargne dans l'échantillon et dans les sous-échantillons choisis. Puisque les taux d'épargne sont censurés à 0, ceci indique également que les distributions sont asymétriques avec une masse à 0 et une queue épaisse à droite.

Faute de données, les CELIs introduits en 2009 et substituts potentiels aux REERs ne sont pas pris en compte par cette analyse. Bien qu'il soit difficile de départager l'effet de l'introduction des CELIs de celui de la crise économique mondiale ayant débuté un peu avant, il est pertinent de se demander si le taux d'épargne dans les REERs a chuté après 2009. On observe au contraire dans notre échantillon un taux d'épargne légèrement plus élevé dans les REERs après 2009 qu'avant 2009.

En cohérence avec la littérature, on observe que le taux d'épargne est plus élevé dans les quartiles de revenus plus élevés, parmi les individus plus âgés et parmi les individus plus éduqués. Les taux d'épargne sont très similaires chez les hommes et chez les femmes.

**Tableau 2: Moments des taux d'épargne-retraite total, dans un RPA, et dans un REER**

	Total		RPA		REER	
	$\mu$ (%)	$\sigma$ (%)	$\mu$ (%)	$\sigma$ (%)	$\mu$ (%)	$\sigma$ (%)
Échantillon complet	9,39	11,24	4,75	5,92	4,64	9,50
2000-2008	9,09	10,69	4,66	5,60	4,43	8,87
2009-2013	10,93	13,66	5,17	6,06	5,76	12,20
1 <sup>er</sup> quartile de revenu	5,42	10,19	2,91	6,34	2,51	7,57
2 <sup>e</sup> quartile de revenu	6,72	9,34	3,67	4,49	3,06	8,52
3 <sup>e</sup> quartile de revenu	10,44	12,43	4,36	5,03	6,08	11,04
4 <sup>e</sup> quartile de revenu	13,87	10,65	7,50	6,54	6,38	9,58
Âge < 40	7,58	8,06	4,25	5,53	3,32	5,73
Âge $\geq$ 40	10,83	13,05	5,14	6,19	5,69	11,55
Secondaire non terminé	6,00	6,63	3,65	5,10	2,36	4,78
Secondaire	7,93	10,87	3,81	4,60	4,12	10,02
Collège	8,98	11,18	4,86	6,32	4,12	9,00
Université	11,41	11,80	5,64	6,61	5,77	9,77
Hommes	9,23	11,63	4,79	6,10	4,43	9,22
Femmes	9,55	10,84	4,70	5,75	4,85	9,76

Notes : Ce tableau rapporte les moyennes ( $\mu$ ) et les écart-types ( $\sigma$ ) des taux d'épargne-retraite construits. Les taux d'épargne-retraite correspondent aux cotisations à un RPA, aux cotisations à un REER et au total des deux en pourcentage du revenu brut. Les moments sont rapportés pour l'échantillon décrit dans la section 3.7, pour les échantillons avant et après l'introduction des CELI, par quartiles de revenu brut, pour les individus de moins de 40 ans et de 40 ans et plus, par niveau d'éducation et par genre.

## 4. Méthodologie

Ce mémoire empirique cherche à quantifier l'effet d'éviction des contributions à un RPA sur l'épargne-retraite totale en étudiant le comportement d'épargne des canadiens autour d'un changement d'éligibilité à un RPA. Cette section discute des défis techniques liés à la quantification de l'effet d'éviction et présente les différentes méthodes descriptives et économétriques utilisées pour son estimation.

### 4.1 Étude d'évènement

Le panel balancé décrit dans la section 3.7 contient des données sur le taux d'épargne-retraite total et sur le taux d'épargne dans un RPA. L'évènement de devenir éligible à un RPA ou d'en perdre l'éligibilité survient à  $t=0$ . Afin de quantifier l'effet sur l'épargne-retraite totale de devenir éligible à un régime de pension d'employeur ou d'en perdre l'éligibilité, on peut utiliser une étude d'évènements.

Généralement, l'étude d'évènement sert à quantifier l'effet d'un évènement d'intérêt sur la valeur d'une firme (MacKinley, 1997). Cette méthodologie a une longue histoire et a pris naissance dans l'objectif de détecter des rendements anormaux sur les marchés boursiers autour d'évènements importants. Des applications de différentes formes et complexités ont été publiées depuis Dolley (1933) qui étudie l'effet du fractionnement d'actions sur leur prix. Par exemple, Dostie (2018) étudie l'effet de la formation en milieu de travail sur l'innovation et d'Astous (2018) étudie la réponse de la consommation après le remboursement anticipé d'un prêt à terme. L'étude d'évènement a également été utilisée par Chetty et al. (2014) pour mesurer l'effet d'éviction dans l'épargne-retraite. Spécifiquement, ils étudient comment la générosité des régimes de pension d'employeur affecte le taux d'épargne en définissant comme évènement les changements d'emplois observés dans les données administratives danoises.

Pour mener une étude d'évènements, on isole dans les données toutes les instances où un évènement d'intérêt survient puis leur assigne l'indice temporel zéro,

inconditionnellement au moment où elles se produisent. Les observations autour de l'évènement portent un indice temporel qui correspond à leur éloignement avant l'évènement (signe négatif) ou à leur éloignement après l'évènement (signe positif).

Avec le panel décrit dans la section 3.7, cette méthode permet de représenter graphiquement l'évolution de l'épargne-retraite autour des événements d'intérêt. Ces graphiques sont présentés dans la section 5.1. Bien que cette approche soit utile pour visualiser les données, une approche économétrique est nécessaire afin de contrôler pour les différents facteurs qui peuvent influencer la mesure de l'effet d'éviction. Le reste de cette section traite des différentes méthodes économétriques utilisées pour obtenir une estimation économétrique de l'effet d'éviction.

#### 4.2 Régression linéaire avec hétérogénéité non observée

L'épargne-retraite est fortement corrélée avec la préférence pour le présent et le biais de croissance exponentielle que peuvent avoir les individus (Goda et al., 2015). Comme ces caractéristiques ne sont pas mesurées dans l'échantillon utilisé dans ce mémoire, elles contribuent aux effets individuels inobservés qui influencent le niveau désiré d'épargne-retraite des agents. L'équation (1) présente donc le processus générateur de données de l'épargne-retraite totale  $y_{1,it}$  dont le niveau est influencé par des effets individuels  $\alpha_i$ , pour lesquels il est impossible de contrôler uniquement à l'aide de variables socioéconomiques:

$$E[y_{1,it}|x_{it},y_{2,it}] = \alpha_i + y_{2,it}\gamma_1 + x_{it}\beta_1 \quad (1)$$

où,  $y_{2,it}$  représente le taux de contribution à un RPA et où  $x_{it}$  contient les variables de contrôle.

Tel que souligné dans Woolridge (2008), les inférences statistiques en données de panel peuvent comporter un biais de variable omise si la population comporte des effets individuels inobservés. Afin d'estimer l'épargne-retraite à l'aide de données de panel, il est donc important de contrôler pour cette hétérogénéité non observée.

Les effets fixes permettent de corriger ce problème. Dans cette étude, l'utilisation des effets aléatoires n'est pas appropriée car il serait difficile de défendre l'hypothèse que l'effet individuel dans l'équation déterminant l'épargne totale est indépendant de l'épargne dans un RPA.

Il est possible d'implémenter les effets fixes en étudiant les variables en premières différences, en déviation par rapport à la moyenne, ou bien en remplaçant la constante du modèle par une série de variables indicatrices pour chacun des individus. Chaque méthode a ses particularités. Utiliser la première différence implique de perdre autant d'observations qu'il y a d'individus. Utiliser la déviation par rapport à la moyenne diminue le nombre de degrés de liberté et complique l'interprétation. Finalement, utiliser une série de variables indicatrices est une solution facile à implémenter mais diminue le nombre de degrés de liberté. Dans cette étude, l'utilisation d'effets fixes dans des modèles de complexité variable justifie l'utilisation des variables indicatrices.

#### 4.3 Modèles censurés avec hétérogénéité non observée

Le comportement d'épargne de certains individus peut être contraint de telle sorte qu'il soit impossible pour eux d'évincer un choc à l'épargne obligatoire à l'aide de leur épargne discrétionnaire. Par exemple, dans les données fiscales, il est impossible de mesurer la croissance de la dette, qui pourrait être interprétée comme une contribution négative à l'épargne. Les équations (2) et (3) décrivent le processus générateur de données de l'épargne-retraite totale observée  $y_{1,it}$  lorsque celle-ci est censurée par le bas à 0 et que l'épargne-retraite totale désirée  $y_{1,it}^*$  comporte des effets individuels  $\alpha_i$ :

$$E[y_{1,it}^* | x_{it}, y_{2,it}] = \alpha_i + y_{2,it}\gamma_1 + x_{it}\beta_1 \quad (2)$$

$$y_{1,it} = \max \left\{ \begin{array}{l} 0 \\ y_{1,it}^* \end{array} \right. \quad (3)$$

où,  $y_{2,it}$  représente le taux d'épargne dans un RPA et où  $x_{it}$  contient les variables de contrôle.

Le processus générateur de données présenté par les équations (2) et (3) est non-linéaire et ne peut donc pas être estimé par moindres carrés ordinaires. Le maximum de vraisemblance, lui, permet d'estimer des modèles non linéaires. Cependant, tel que souligné par Greene (2004), l'estimateur du maximum de vraisemblance, lorsqu'il est appliqué à des modèles non linéaires, est non-convergeant en échantillon fini si le modèle comporte des effets fixes. Ceci est la conséquence du problème des paramètres incidentaux. Ce problème peut être illustré à l'aide de la solution analytique du maximum de vraisemblance pour un modèle logit comportant une variable indicatrice. Hsiao (1986) a démontré que dans ce cas, l'estimateur converge vers environ 2 fois la valeur du paramètre, indiquant un biais important.

Honoré (1992) propose deux estimateurs semi-paramétriques de la distribution du terme d'erreur permettant de neutraliser le biais causé par les effets fixes dans un modèle de régression censurée. Pour fins de simplicité, Honoré (1992) considère le cas où  $T = 2$ . Posons  $\epsilon_{1,it} = y_{1,it}^* - (\alpha_i + \gamma_{1,it} + x_{it}\beta_1)$ . Si les erreurs  $(\epsilon_{1,i1}, \epsilon_{1,i2})$  sont indépendantes et identiquement distribuées conditionnellement à  $(x_{i1}, x_{i2}, \alpha_i)$ , alors la distribution de  $(y_{1,i1}^*, y_{1,i2}^*)$  conditionnelle à  $(x_{i1}, x_{i2}, \alpha_i)$  est symétrique autour de la droite à 45 degrés qui passe par  $(x_{i1}\beta, x_{i2}\beta)$  dans le plan généré par  $(y_{1,i1}^*, y_{1,i2}^*)$ . La distance entre  $(y_{1,i1}^*, y_{1,i2}^*)$  et la droite définie plus haut est affectée symétriquement par la censure sur tous les axes  $y_{1,it}^*$ . Ainsi, la symétrie exposée plus haut pour  $(y_{1,i1}^*, y_{1,i2}^*)$  tient aussi pour  $(y_{1,i1}, y_{1,i2})$ . Cette symétrie suggère des conditions d'orthogonalité qui sont respectées en présence des vrais paramètres. Ces conditions peuvent servir pour définir une fonction objective visant à estimer les paramètres. Elles comportent des conditions de premier ordre qui assurent que la symétrie discutée ci-haut est respectée. Honoré (1992) montre entre-autres que cet estimateur est convergeant et asymptotiquement normal. Finalement, on peut généraliser cette approche pour  $T > 2$  en supposant que les erreurs aux périodes  $s$  et  $t$  sont indépendantes et identiquement distribuées pour tout  $s, t \leq T$ .

Ces estimateurs peuvent donc servir à estimer les paramètres du processus générateur de données censurées avec effets individuels des équations (2) et (3). L'un des estimateurs minimise les erreurs absolues et l'autre minimise les erreurs au carré. L'estimateur minimisant les erreurs au carré a une fonction objective convexe et dérivable en tout point, alors que celle de l'estimateur qui minimise les erreurs absolues possède une fonction objective définie par parties. L'estimateur minimisant les erreurs au carré facilite donc l'estimation. L'utilisation de simulations de Monte Carlo dans cette étude justifie le choix de l'estimateur minimisant les erreurs au carré étant donné l'intensité des calculs nécessaires.

#### 4.4 Endogénéité des régresseurs

Certains individus peuvent changer d'emploi de façon volontaire et possiblement anticipée dans l'objectif d'obtenir de meilleures conditions de travail. Par exemple, afin d'épargner davantage, ils peuvent désirer rejoindre un emploi où ils pourront adhérer à un RPA. Il est donc possible que le taux de cotisations à un RPA soit endogène à la propension à épargner des travailleurs à travers des changements d'emplois volontaires. Les sections 4.4.1 et 4.4.2 discutent des solutions au problème d'endogénéité des régresseurs dans les contextes de modèles linéaires et non linéaires, respectivement.

##### 4.4.1 Modèles linéaires avec hétérogénéité non observée et endogénéité des régresseurs

Afin de mesurer l'effet des régresseurs sur une variable dépendante dans un modèle linéaire estimé par moindres carrés ordinaires, le terme d'erreur doit être statistiquement indépendant des variables explicatives. Autrement, les paramètres estimés seraient biaisés et ne pourraient pas être interprétés comme des relations causales, mais uniquement comme des corrélations. On peut tenter de corriger le problème en faisant l'usage de variables instrumentales. L'idée est de trouver une variable  $z$  qui n'affecte  $y$  qu'à travers  $x$ , puis de mesurer les variations de  $x$  et  $y$  liées à

celles de la variable  $z$ . Afin que la variable instrumentale puisse régler le problème de biais, il faut que : 1) la variable instrumentale  $z$  n'ait pas le même problème d'endogénéité que les variables  $x$  et 2) l'instrument soit suffisamment corrélé avec les régresseurs. Plusieurs tests existent pour vérifier cette seconde condition.

Dans le contexte de cette étude, quelqu'un qui a perçu de l'assurance-emploi entre deux emplois a probablement changé d'emploi involontairement, et non pas afin d'améliorer ses conditions de travail. En effet, perdre involontairement son emploi est une condition pour percevoir des prestations d'assurance emploi. Ainsi, on peut tenter d'utiliser une variable indiquant si l'individu a perçu de l'assurance-emploi entre ses deux emplois comme instrument afin de contrôler pour l'endogénéité possible du changement d'emploi.<sup>7</sup>

#### 4.4.2 Modèles censurés avec hétérogénéité non observée et endogénéité des régresseurs

Bien que les variables instrumentales soient utiles pour parer aux problèmes d'endogénéité des régresseurs dans les modèles linéaires, les modèles non linéaires exigent plus d'attention. Les équations (4) à (6) représentent le processus générateur de données de l'épargne-retraite totale observée  $y_{1,it}$  lorsque celle-ci est censurée par le bas à 0, que l'épargne-retraite totale désirée  $y_{1,it}^*$  et l'épargne-retraite dans un RPA  $y_{2,it}$  comportent des effets individuels  $\alpha_{1i}$  et  $\alpha_{2i}$ , et que  $y_{2,it}$  est endogène :

$$y_{1,it}^* = \alpha_{1,i} + y_{2,it}\gamma_1 + x_{1,it}\beta_1 + \epsilon_{1,it} \quad (4)$$

$$y_{2,it} = \alpha_{2,i} + x_{1,it}\pi_1 + x_{2,it}\pi_2 + \epsilon_{2,it} \quad (5)$$

---

<sup>7</sup> Une autre approche possible consiste à conditionner l'analyse sur les individus qui ont perçu de l'assurance-emploi entre leurs deux emplois. En principe, ceci éliminerait le problème potentiel d'endogénéité des régresseurs causé par les changements d'emplois volontaires. Cependant, en raison de la taille d'échantillon limitée, on privilégiera ici l'utilisation d'approches permettant de conserver ces observations.

$$y_{1,it} = \begin{cases} y_{1,it}^* & \text{si } y_{1,it}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (6)$$

Où  $\gamma_1$  est le paramètre qu'on cherche à estimer et où  $x_{1,it}$  et  $x_{2,it}$  sont des variables de contrôle.

Vellaa & Verbeek (1999) proposent un estimateur à deux étapes contrôlant pour l'endogénéité des régresseurs dans les modèles à variable dépendante limitée comportant des effets aléatoires. L'hypothèse des effets aléatoires (indépendance entre les effets individuels et les régresseurs) est très restrictive. Dans cette étude, il serait difficile de supporter l'hypothèse que l'effet individuel dans l'équation déterminant l'épargne totale est indépendant de l'épargne dans un RPA. Une solution avec des effets fixes s'avère donc nécessaire. Honoré & Hu (2004) argumentent qu'il est difficile de parer à des problèmes de régresseurs endogènes dans le contexte de modèles à variables dépendantes limitées. Ils proposent une solution pour des régresseurs endogènes dans le contexte où le modèle s'intéresse à une coupe transversale ou bien dans le contexte où la variable endogène consiste en un retard prédéterminé de la variable dépendante. Cependant, à notre connaissance, il n'existe pas de solution pour obtenir des estimateurs convergents dans le contexte de données de panel.

Smith & Blundell (1986) proposent une approche par fonction de contrôle pour parer aux problèmes d'endogénéité des régresseurs dans le contexte du modèle Tobit. L'idée de la fonction de contrôle est d'introduire dans un modèle souffrant d'un problème d'endogénéité une variable proxy  $w$  qui contrôle pour la partie endogène de la variation de la variable explicatrice d'intérêt  $x$ . L'approche habituelle est une approche en deux étapes. D'abord, une première équation modélisant la variable sujette à un problème d'endogénéité  $x$  est estimée en incluant un ou plusieurs instruments  $z$ . Puis, les résidus  $w$  de l'estimation sont conservés et introduits comme variable proxy dans l'équation d'intérêt. Cette variable proxy permet de contrôler pour la variation de la variable d'intérêt  $x$  qui n'est pas expliquée par la variable instrumentale  $z$ . Contrairement à l'approche par variable instrumentale, cette méthodologie fonctionne avec plusieurs

modèles non-linéaires. Par exemple, Petrin & Train (2010) montrent que la fonction de contrôle permet de parer aux problèmes d'endogénéité des régresseurs dans une variété de modèles pertinents à l'étude du choix des consommateurs comme les modèles logit mixtes.

On cherche donc à vérifier si l'approche par fonction de contrôle de Petrin & Train (2010) est aussi utilisable dans le contexte de l'estimateur pour modèles censurés avec effets fixes d'Honoré (1992). Spécifiquement, on étudie à l'aide de simulations de Monte-Carlo la performance de l'approche par fonction de contrôle appliquée à l'estimateur d'Honoré (1992) dans le contexte du processus générateur de données représenté par les équations (4) à (6). La section 8.1 en annexe décrit la procédure suivie pour mener les simulations.

Dans ces simulations, on explore 9 spécifications en faisant varier plusieurs paramètres. Ces spécifications sont présentées dans le tableau 3. La spécification 1 sert de cas de référence et la figure 1 illustre sa distribution des erreurs simulées. Les figures A1 à A8 dans la section 8.2 en annexe présentent la distribution des erreurs simulées des spécifications 2 à 9 alors que le tableau 4 présente les deux premiers moments des erreurs simulées pour chaque spécification.

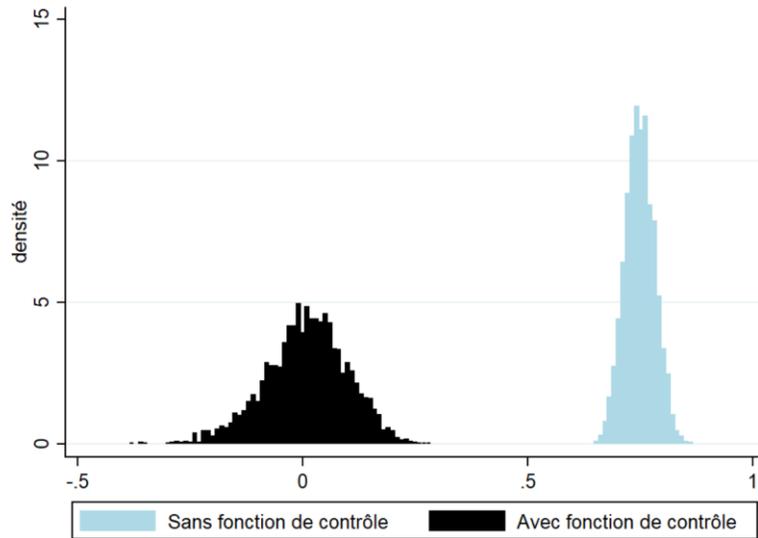
Les deux premières lignes du tableau 4 indiquent que la fonction de contrôle permet de réduire le biais d'accentuation de l'estimateur d'Honoré (1992) en présence d'endogénéité d'environ 76 % à environ 1 %, selon les paramètres et distributions supposées dans la spécification 1. En effet, la méthode sans fonction de contrôle a un biais plusieurs fois supérieur à l'écart-type de ses erreurs alors que l'utilisation de la fonction de contrôle réduit substantiellement le biais, au coût d'une plus grande dispersion des erreurs. La figure A1 illustre ces distributions.

**Tableau 3 : Spécifications pour les simulations de Monte Carlo**

Spécification	N	T	$Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it})$	$Corr(x_{j,is}, x_{j,it})$	$Corr(x_{j,it}, \alpha_{j,i})$
1	<b>200</b>	<b>5</b>	<b>0.9</b>	<b>0.8</b>	<b>0.6</b>
2	200	3	0.9	0.8	0.6
3	200	2	0.9	0.8	0.6
4	50	5	0.9	0.8	0.6
5	1000	5	0.9	0.8	0.6
6	200	5	0.3	0.8	0.6
7	200	5	0.0	0.8	0.6
8	200	5	0.9	0.8	0.0
9	200	5	0.9	0.2	0.2

Notes : Ce tableau présente les paramètres des spécifications 1 à 9 des simulations de Monte Carlo décrites dans la section 4.4.1. On fait varier la taille du panel équilibré qui comprend N individus et T périodes. De plus, on fait varier la corrélation entre les termes d'erreur des équations (4) et (5), la corrélation temporelle des régresseurs ainsi que la corrélation entre les régresseurs et les effets individuels. Le tableau 4 rapporte les résultats des simulations.  $j \in \{1,2\}$ .  $s, t \in T$ .

**Figure 1 : Distribution des erreurs  $(\widehat{\gamma}_1 - \gamma_1)$  simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 1**



Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 1 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 200$ ;  $T = 5$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,9$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,8$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,6$ .

Les résultats des spécifications 2 à 5 présentées dans le tableau 4 et dans les figures A1 à A4 montrent que le résultat principal est robuste à la taille d'échantillon. Bien que les écarts-types des deux estimateurs varient en fonction de la taille d'échantillon, l'utilisation de la fonction de contrôle permet de corriger le biais pour toutes les tailles d'échantillon rapportées.

Dans la spécification 6, on étudie un cas où le problème d'endogénéité est plus faible que dans la spécification de base. Tel qu'illustré dans la figure A5 et dans le tableau 3, la simulation montre que même si l'endogénéité des régresseurs est faible, l'estimateur d'Honoré (1992) souffre d'un biais substantiel qui peut être mitigé avec la fonction de contrôle.

Afin d'introduire l'endogénéité des régresseurs dans le processus générateur de données, la spécification de base comprend une corrélation entre  $\epsilon_{1,it}$  et  $\epsilon_{2,it}$ . On étudie donc dans la spécification 7 le cas spécial où les erreurs  $\epsilon_{1,it}$  et  $\epsilon_{2,it}$  sont indépendantes. La figure A6 illustre la distribution asymptotiquement normale des erreurs de l'estimateur d'Honoré (1992) en absence d'endogénéité des régresseurs. Les résultats de la simulation montrent que lorsque les erreurs sont indépendantes (et qu'il n'y a donc pas d'endogénéité des régresseurs), alors l'estimateur sans fonction de contrôle est sans biais. De plus l'estimateur sans fonction de contrôle procure une estimation plus précise du paramètre. Cependant, l'utilisation de la fonction de contrôle ne semble pas biaiser l'estimateur en absence d'endogénéité.

On cherche à savoir si le biais de l'estimateur est sensible à la corrélation entre les variables explicatives. La spécification 8 montre qu'avec une taille d'échantillon de  $N = 200$  et  $T = 5$ , la distribution des erreurs d'estimation simulées présentée dans la figure A7 n'est pas sensible à la corrélation entre les effets individuels et les autres variables explicatives. Cependant, la spécification 9 montre que le biais de l'estimateur d'Honoré (1992) sans fonction de contrôle est sensible à la corrélation temporelle des variables explicatives. Ceci est illustré par la différence entre les distributions des erreurs d'estimation des spécifications 8 et 9 présentées dans les figures A7 et A8. Dans ces deux

cas, le biais d'estimation d'Honoré (1992) peut être corrigé à l'aide de la fonction de contrôle.

**Tableau 4 : Distribution des erreurs ( $\widehat{Y}_1 - Y_1$ ) simulées**

Spécification	Fonction de contrôle	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
1	Sans	<b>0,7503</b>	<b>0,0331</b>	<b>0,6479</b>	<b>0,8673</b>
	Avec	<b>0,0083</b>	<b>0,0919</b>	<b>-0,3843</b>	<b>0,2846</b>
2	Sans	0,7497	0,0483	0,5619	0,9600
	Avec	0,0065	0,1359	-0,8278	0,3644
3	Sans	0,7519	0,0692	0,4839	1,0831
	Avec	0,0025	0,1987	-1,2295	0,4503
4	Sans	0,7498	0,0682	0,5066	1,0515
	Avec	0,0191	0,1970	-1,0615	0,5985
5	Sans	0,7496	0,0150	0,6967	0,8076
	Avec	0,0018	0,0407	-0,1676	0,1203
6	Sans	0,2491	0,0497	0,0790	0,4277
	Avec	0,0019	0,1148	-0,4270	0,4514
7	Sans	0,0004	0,0498	-0,1701	0,1779
	Avec	0,0027	0,1149	-0,4220	0,3978
8	Sans	0,7496	0,0349	0,6275	0,8699
	Avec	-0,0075	0,0946	-0,4442	0,2473
9	Sans	0,5005	0,0368	0,3788	0,6306
	Avec	0,0010	0,0460	-0,2074	0,1593

Notes : Ce tableau rapporte les deux premiers moments des erreurs d'estimation simulées ainsi que leurs valeurs extrêmes pour les versions avec et sans fonction de contrôle de chaque spécification rapportée dans le tableau 3. Chaque simulation comprend 3000 itérations

Bref, les simulations de Monte Carlo suggèrent que l'estimateur d'Honoré (1992) comporte un biais d'accentuation substantiel lorsque les variables indépendantes ne sont pas exogènes. Bien que la convergence et les propriétés asymptotiques de l'estimateur proposé n'ont pas été dérivées formellement, les simulations révèlent que la fonction de contrôle est utile pour mitiger des problèmes d'endogénéité des régresseurs lorsqu'on utilise l'estimateur d'Honoré (1992). L'échantillon utilisé dans

cette étude (N=190 et T=5 pour le gain d'éligibilité à un RPA) a une taille similaire à celle des simulations. Finalement, en supposant qu'on dispose d'un instrument approprié, l'approche par fonction de contrôle appliquée à l'estimateur d'Honoré (1992) est raisonnable pour parer au problème d'endogénéité des régresseurs possiblement présent dans les données utilisées dans cette étude.

## 5. Résultats

À l'aide du riche ensemble de données disponibles et des spécificités du contexte canadien, on cherche à mieux comprendre les décisions des salariés par rapport à leur épargne-retraite. En premier lieu, à l'aide d'une approche descriptive, on s'intéresse à quantifier dans quelle mesure les régimes de pension d'employeurs ont un effet sur l'épargne-retraite totale. Par la suite on modélise économétriquement le comportement d'épargne autour d'un gain ou d'une perte d'éligibilité à un régime de pension d'employeur afin d'estimer l'effet d'éviction.

### 5.1 Analyse descriptive

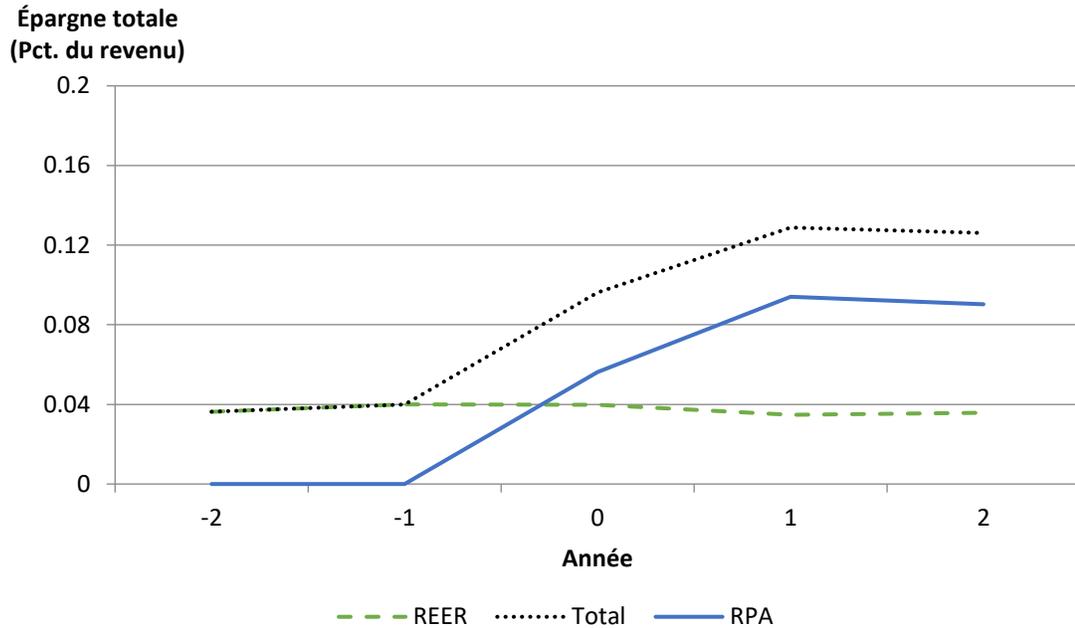
Dans ce premier exercice descriptif, on s'intéresse à visualiser les variations de l'épargne-retraite des salariés lorsque survient un changement important dans leur participation à un régime de retraite d'employeur.

On rapporte l'évolution des taux d'épargne autour du gain et de la perte d'un régime de pension d'employeur dans les figures 2 et 3, respectivement. Notez que les statistiques sont pondérées en fonction des poids fournis par Statistique Canada. Les tailles d'échantillon sont de 189<sup>8</sup> individus sur 5 périodes et de 115 individus sur 5 périodes, respectivement.

---

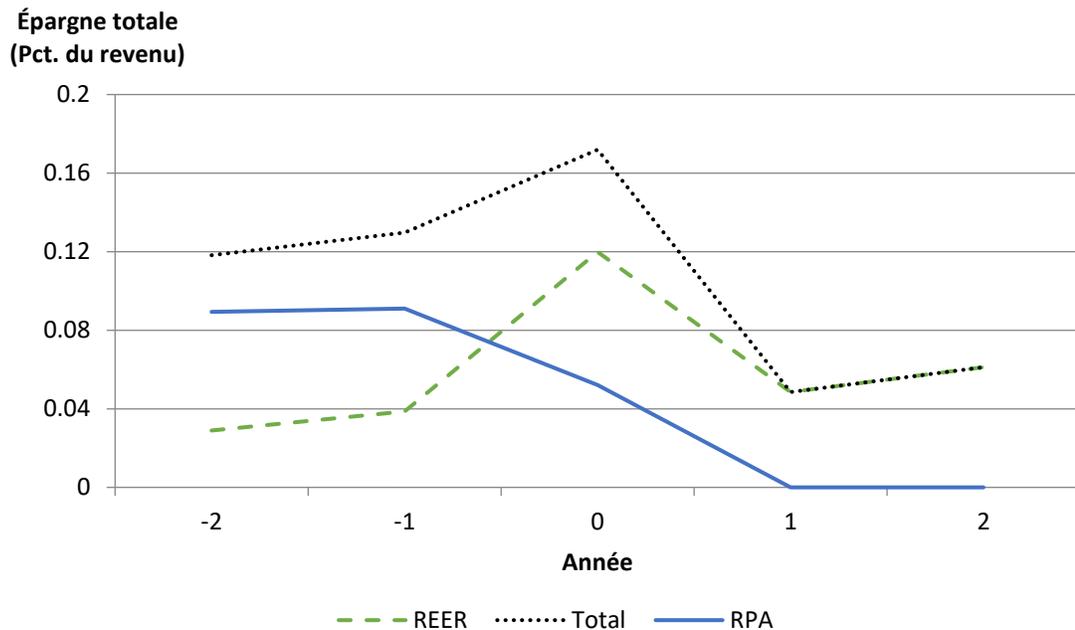
<sup>8</sup> Deux individus se sont fait attribuer une pondération nulle par Statistique Canada, expliquant la disparité avec la taille d'échantillon présentée dans la section 3.7.

**Figure 2 : L'effet d'éviction suite au gain d'un régime de pension d'employeur est presque nul**



Notes : Ce graphique présente l'évolution du taux d'épargne total moyen et de ses composantes (REER et cotisations à un RPA) pour la période de 5 ans autour de l'événement où les épargnants deviennent éligibles à un RPA. L'année 0 correspond à l'année où les agents deviennent éligibles.

**Figure 3 : L'effet d'éviction suite à la perte d'un régime de pension d'employeur est partiel**



Notes : Ce graphique présente l'évolution du taux d'épargne total moyen et de ses composantes (REER et cotisations à un RPA) pour la période de 5 ans autour de l'événement où les épargnants perdent l'éligibilité à un RPA. L'année 0 correspond à l'année où les agents perdent l'éligibilité.

Trois observations se démarquent. Premièrement, dans la figure 2, on observe une hausse marquée et non persistante des cotisations lors de l'année 0. Cette particularité est expliquée par des versements exceptionnels à un REER suite à l'encaissement d'un chèque visant à compenser l'employé pour la perte de son régime d'employeur. En effet, lors de la perte d'un régime de pension d'employeur, si l'employé n'a pas accès à un autre RPA où y transférer les fonds et qu'il est trop jeune pour percevoir sa rente, plusieurs options s'offrent à lui. Il peut choisir de transférer ses fonds dans un compte de retraite immobilisé (CRI), et il sera possible d'accéder aux fonds à partir de sa retraite. Il peut aussi choisir de recevoir un chèque, dont le montant sera imposable. Ceci n'est avantageux que si le montant est petit, auquel cas il est possible de l'investir dans un REER et avoir l'option d'y accéder avant sa retraite. Ce choix peut potentiellement expliquer les cotisations élevées non persistantes mesurées à l'année 0. Cependant, on ne dispose pas de données permettant de tester directement cette hypothèse. En revanche, si l'on suppose qu'en moyenne, les montants sont plus élevés dans les RPA où les employés cotisent depuis plus longtemps, on devrait s'attendre à ce que ceux-ci choisissent l'option du CRI. En comparaison, les employés qui cotisent depuis peu à un RPA trouveront en moyenne plus avantageux d'encaisser un chèque et d'investir celui-ci dans un REER. Dans les données, on observe que les valeurs les plus élevées de ratios de cotisation à un REER correspondent à des individus qui ont quitté un RPA dans lequel ils cotisaient depuis 5 ans et moins. L'hypothèse avancée semble donc vraisemblable et on choisira par la suite de contrôler pour ce phénomène dans les modèles économétriques.

Deuxièmement, on remarque que la théorie économique classique prédisant que l'effet d'éviction soit complet n'est pas cohérente avec les données. En effet, dans le cas d'un gain de régime de pension, l'effet d'éviction est presque nul alors que lors de la perte, il est partiel. Un effet nul est cohérent avec un comportement passif, tel que décrit par Chetty et al. (2014), alors qu'un effet partiel est cohérent avec la plupart des estimations

économétriques présentes dans la littérature et le modèle à comportements actifs et passifs proposé par Chetty et al. (2014).

Troisièmement, l'analyse graphique suggère une différence entre l'effet d'éviction lors de la perte et lors du gain d'un régime de pension d'employeur. On observe que les épargnants ajustent en moyenne davantage leur épargne lorsqu'ils perdent l'éligibilité à un RPA que lorsqu'ils deviennent éligibles à un RPA.

Si l'on considère le changement dans le ratio de cotisation entre l'année -2 et l'année 2, on mesure une incidence du RPA sur l'épargne totale de 99% pour le gain d'un RPA et de 64% pour la perte d'un RPA. Donc un effet d'éviction de 1% et 36%, respectivement. En moyenne, l'effet d'éviction est de 19%, dans le même ordre de grandeur qu'une bonne partie de la littérature.

Plusieurs problèmes peuvent potentiellement influencer les résultats présentés ci-hauts : un choc de revenu autour de l'évènement peut perturber le ratio d'épargne souhaité; les individus qui souhaitent épargner davantage peuvent choisir de façon endogène un emploi qui fournit un régime de pension généreux; le comportement d'épargne peut être contraint à une borne supérieure ou inférieure etc.

On peut parer au problème du choc de revenu dans cette approche graphique à l'aide de régressions sur des variables indicatrices. Pour ce faire, on estime une équation de la forme suivante :

$$R_{REER,it} = \beta_1 1_{-2} + \beta_2 1_{-1} + \beta_3 1_0 + \beta_4 1_1 + \beta_5 1_2 + \beta_6 lrev_{it} + \beta_7 lrev_{it}^2 + \mu_{it} \quad (7)$$

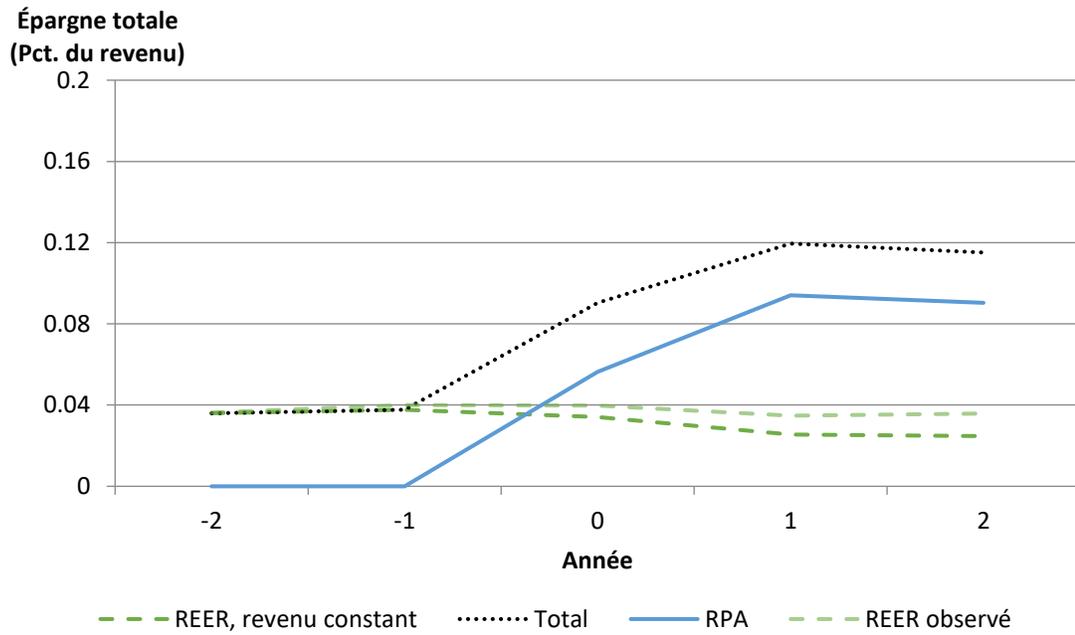
Où  $R_{REER,t}$  est le ratio de cotisation à un REER sur le revenu brut au temps  $t$ ,  $1_t$  sont des variables indicatrices pour les périodes -2, -1, 0, 1 et 2,  $lrev$  est le log du revenu brut et  $lrev^2$  est le carré du log du revenu brut.

Pour simuler l'épargne en REER purgée de l'effet de la variation de revenu, on définit

$$R_{REER,it} = \hat{\beta}_t + \hat{\beta}_6 lrev_{i,-2} + \hat{\beta}_7 lrev_{i,-2}^2 \text{ pour tout } t.$$

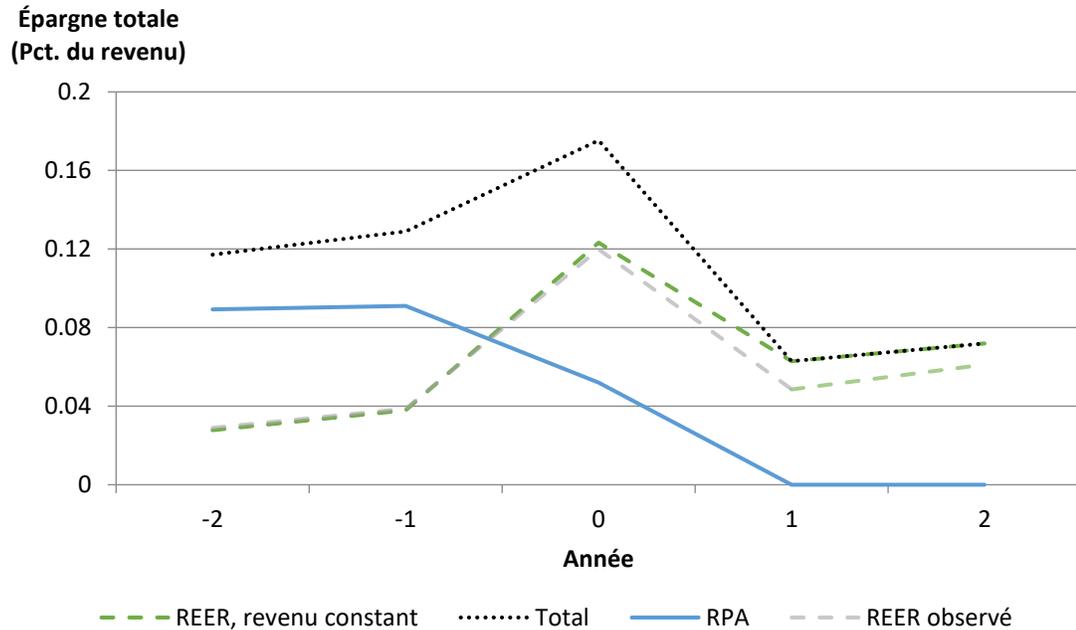
Notez qu'encore une fois, les résultats sont pondérés à l'aide des poids fournis par Statistique Canada. Les tailles d'échantillon sont de 189 individus sur 5 périodes pour le gain d'un RPA et de 115 individus sur 5 périodes pour la perte d'un RPA. Les figures 4 et 5 présentent les résultats.

**Figure 4 : L'effet d'éviction suite au gain d'un régime de pension d'employeur est légèrement plus fort lorsqu'on contrôle pour le revenu**



Notes : Ce graphique présente l'évolution du taux d'épargne total moyen et de ses composantes (REER et cotisations à un RPA) en contrôlant pour le revenu pour la période de 5 ans autour de l'événement où les épargnants deviennent éligibles à un RPA. L'année 0 correspond à l'année où les agents deviennent éligibles.

Figure 5 : L'effet d'éviction suite à la perte d'un régime de pension d'employeur est légèrement plus fort lorsqu'on contrôle pour le revenu



Notes : Ce graphique présente l'évolution du taux d'épargne total moyen et de ses composantes (REER et cotisations à un RPA) en contrôlant pour le revenu pour la période de 5 ans autour de l'évènement où les épargnants perdent l'éligibilité à un RPA. L'année 0 correspond à l'année où les agents perdent l'éligibilité.

On mesure une incidence de 88% pour le gain d'un RPA et de 51% pour la perte d'un RPA. Ceci implique un effet d'éviction de 12% et 49% lors du gain et de la perte d'un RPA, respectivement.

Deux observations se démarquent. Premièrement, lorsqu'on contrôle pour le revenu, l'effet d'éviction mesuré est plus fort pour les deux évènements. L'effet d'éviction moyen passe à 31%.

Deuxièmement, la différence de l'effet d'éviction entre les gains et les pertes d'éligibilité à un RPA observée pour les figures 2 et 3 persiste dans les figures 4 et 5. Ce résultat motive la décision de traiter les gains et les pertes d'éligibilité à un RPA dans des modèles économétriques séparés dans la suite de l'analyse.

Afin de contrôler pour les autres formes potentielles de problèmes lors de la mesure de l'effet d'éviction, la section 5.2 utilise les méthodes économétriques présentées dans la section 4.

## 5.2 Approche économétrique

À l'aide des différentes méthodes d'estimation présentées dans la section 4, on estime l'effet d'éviction suite au gain et à la perte d'un RPA.

Les tailles d'échantillon sont de 189 individus sur 5 périodes pour le gain d'un RPA et de 115 individus sur 5 périodes pour la perte d'un RPA. Cependant, puisqu'il n'est pas possible d'utiliser de poids dans les modèles censurés, le nombre d'observations pour ceux-ci est de 190 individus sur 5 périodes lors du gain d'éligibilité à un RPA et de 116 individus sur 5 périodes lors de la perte d'éligibilité à un RPA. Cette différence est due au fait que certaines observations ont une pondération de 0.

### 5.2.1 Modèle linéaire

À l'aide des événements discutés dans la section ci-haut et de données d'enquête et administratives sur les observations concernées, on estime maintenant l'effet d'éviction à l'aide du modèle linéaire suivant:

$$R_{TOT,it} = \alpha_i + \beta_1 R_{RPA,it} + \beta_2 lrev_{it} + \beta_3 lrev_{it}^2 + \beta_5 1_{t=0} + \mu_{it} \quad (8)$$

Où  $R_{TOT_t}$  est le total des cotisations à l'épargne-retraite privée, comprenant les contributions à un REER et à un RPA, divisées par le revenu brut,  $\alpha_i$  sont des effets fixes,  $R_{RPA,it}$  est le ratio de cotisations totales à un régime de pension d'employeur sur le revenu,  $lrev_{it}$  est le logarithme naturel du revenu brut,  $lrev_{it}^2$  est le carré du logarithme naturel du revenu brut et où  $1_{t=0}$  est une variable indicatrice pour la période 0. La variable indicatrice est utilisée dans l'objectif de contrôler pour les particularités associées à l'année de transition. Par exemple, comme décrit précédemment, lors de la perte d'un régime de pension d'employeur, les employés qui avaient adhéré au régime récemment peuvent trouver avantageux d'être compensés par un versement unique

qu'ils investiraient dans leur REER, plutôt que de transférer leur acquis dans un compte de retraite immobilisé. Puisqu'on suspecte des comportements différents lors de la perte ou du gain d'un régime de pension d'employeur, on estime le modèle séparément pour ces deux types d'évènements. On utilise les pondérations fournies par Statistique Canada. Les écarts-types sont ajustés pour les individus (Cluster-robust standard deviation).

Le tableau 5 présente les résultats d'estimation du modèle pour le gain d'un régime de pension alors que le tableau 6 présente les résultats pour la perte d'un régime de pension.  $\beta_1$ , le coefficient devant  $R_{RPA,it}$  mesure l'incidence de la générosité du RPA sur l'épargne totale. On peut donc estimer l'effet d'éviction simplement en calculant  $1 - \widehat{\beta}_1$ .

**Tableau 5 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA dans un modèle linéaire avec effets fixes sans variable instrumentale**

Observations :					945
$R_{TOT}$	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Valeur-p	
$R_{RPA}$	0,990	0,076	12,96	0,000	
$lrev$	0,001	0,009	0,12	0,904	
$lrev^2$	-0,000	0,001	-0,17	0,864	
$1_{t=0}$	0,003	0,006	0,57	0,572	

Notes : Ce tableau rapporte les résultats de la régression avec effets fixes et sans variable instrumentale. L'échantillon comprend les individus devenus éligibles à un RPA. Les écarts-types sont ajustés pour les individus. (Cluster-robust standard deviation)

**Tableau 6 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors de la perte d'un RPA dans un modèle linéaire avec effets fixes sans variable instrumentale**

	Observations :		575		
$R_{TOT}$	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Valeur-p	
$R_{RPA}$	0,937	0,129	7,27	0,000	
$lrev$	-0,006	0,018	-0,33	0,741	
$lrev^2$	0,001	0,001	0,62	0,536	
$1_{t=0}$	0,074	0,025	2,94	0,004	

Notes : Ce tableau rapporte les résultats de la régression avec effets fixes et sans variable instrumentale. L'échantillon comprend les individus ayant perdu l'éligibilité à un RPA. Les écarts-types sont ajustés pour les individus. (Cluster-robust standard errors)

On remarque que les cotisations à un RPA ont un effet positif significatif sur l'épargne totale. Dans le cas du gain d'un RPA, l'incidence mesurée est de 99% alors qu'elle est de 94% lors de la perte. Ceci correspond à un effet d'éviction de 1% et de 6%, respectivement. Ce résultat suggère un effet d'éviction un peu plus faible que mesuré par l'approche graphique mais une différence entre l'effet d'éviction lors du gain et de la perte d'un RPA demeure.

On rejette au seuil de 1% l'hypothèse nulle que l'effet d'éviction est complet (ou que le paramètre  $\beta_1$  égale 0). Dans les deux cas, la valeur-p est inférieure à 0.001. On peut également tester l'hypothèse nulle que  $\beta_1 = 1$ , cohérente avec un comportement passif à la Chetty et al. (2014). Dans ce cas, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'un comportement passif. Les valeurs-p sont de 0.897 et de 0.627 pour le gain et la perte d'un RPA, respectivement.

Afin d'adresser l'éventuel problème d'endogénéité des régresseurs mentionné plus haut, on peut utiliser une stratégie d'estimation faisant appel à une variable instrumentale.

### 5.2.2 Modèle linéaire contrôlant pour l'endogénéité des régresseurs

Il est possible qu'un individu change d'emploi dans l'objectif d'obtenir de meilleures conditions de travail. Autrement dit, il est possible que le taux de cotisations à un RPA

soit endogène à la propension à épargner des travailleurs à travers des changements d'emplois volontaires. On cherche donc à contrôler pour cet éventuel problème d'endogénéité. On peut supposer qu'un individu qui a perçu des prestations d'assurance emploi pendant les années -1 ou 0 a été contraint à changer d'emploi et qu'il ne l'a pas fait dans l'objectif d'améliorer ses conditions de travail (salaire et régime de pension d'employeur). On crée donc une variable indicatrice  $1_{ASS-EMPLOI}$  égale à 1 si l'année est notée 1 ou 2 et que l'individu a perçu des prestations d'assurance emploi pendant les années -1 ou 0. On répète par la suite l'estimation en utilisant la variable  $1_{ASS-EMPLOI}$  comme variable instrumentale.

Encore une fois, on estime le modèle séparément sur les individus qui gagnent et qui perdent un régime de pension d'employeur. On utilise les pondérations fournies par Statistique Canada. Les écart-types sont robustes et ajustés pour les individus (Cluster-robust standard deviation). Le tableau 7 présente les résultats pour le gain d'un RPA alors que le tableau 8 présente les résultats pour la perte d'un RPA.

**Tableau 7 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA dans un modèle linéaire avec effets fixes et variable instrumentale**

	Observations :		945	
$R_{TOT}$	Coefficient	Écart-type	Statistique z	Valeur-p
$R_{RPA}$	1,249	0,134	9,35	0,000
$lrev$	0,010	0,007	1,41	0,159
$lrev^2$	-0,001	0,001	-1,54	0,124
$1_{t=0}$	0,001	0,005	0,23	0,815

Notes : Ce tableau rapporte les résultats de la régression avec effets fixes faisant l'usage de  $1_{ASS-EMPLOI}$  comme variable instrumentale. L'échantillon comprend les individus devenus éligibles à un RPA. La statistique F ajustée pour les individus de la régression de première étape est 12,211. Les écarts-types sont ajustés pour les individus. (Cluster-robust standard errors)

**Tableau 8 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors de la perte d'un RPA dans un modèle linéaire avec effets fixes et variable instrumentale**

			Observations :	575
$R_{TOT}$	Coefficient	Écart-type	Statistique z	Valeur-p
$R_{RPA}$	0,790	0,240	3,29	0,001
$lrev$	-0,012	0,018	-0,64	0,519
$lrev^2$	0,001	0,002	0,93	0,350
$1_{t=0}$	0,075	0,023	3,25	0,001

Notes : Ce tableau rapporte les résultats de la régression avec effets fixes faisant l'usage de  $1_{ASS-EMPLOI}$  comme variable instrumentale. L'échantillon comprend les individus ayant perdu l'éligibilité à un RPA. La statistique F ajustée pour les individus de la régression de première étape est 43,2319. Les écarts-types sont ajustés pour les individus. (Cluster-robust standard errors)

Les statistiques F des régressions de première étape suggèrent que l'instrument est suffisamment puissant pour les deux événements. ( $F = 12 > 10$  et  $F = 42 > 10$  pour le gain et la perte d'un RPA, respectivement.)

Les cotisations à un RPA ont un effet significatif sur l'épargne totale. Dans le cas du gain d'un RPA, l'incidence mesurée est de 125% alors qu'elle est de 79% lors de la perte. Ceci correspond à un effet multiplicateur de 25% et à un effet d'éviction de 21%, respectivement.

On remarque qu'encore une fois, il y a une différence dans le comportement des épargnants lorsqu'ils deviennent éligibles ou perdent l'éligibilité à un RPA. Cette fois-ci, la différence est encore plus évidente puisqu'on mesure un effet d'éviction lors de la perte d'un régime, mais un effet multiplicateur lors du gain d'un régime.

On rejette au seuil de 1% l'hypothèse nulle que l'effet d'éviction est complet (ou que le paramètre  $\beta_1$  égale 0). Dans les deux cas, la valeur-p est inférieure à 0.001. On ne peut rejeter qu'au seuil de 10% l'hypothèse nulle bilatérale que  $\beta_1 = 1$  dans le cas du gain d'un régime de pension. On ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle que  $\beta_1 = 1$  dans le cas de la perte d'un RPA. Les valeurs-p sont de 0.062 et 0.382 pour le gain et la perte d'un RPA, respectivement.

Il est possible que nos estimés soient aux prises avec un problème de comportements d'épargne contraints. Afin de parer à ce problème potentiel, on utilise un modèle de régression censuré.

### 5.2.3 Modèle de régression censuré avec effets fixes

Le comportement d'épargne de certains individus peut être contraint de telle sorte qu'il soit impossible pour eux d'évincer un choc d'épargne obligatoire à l'aide de leur épargne discrétionnaire. On s'intéressera aux possibles contraintes à l'épargne lors de la perte d'un régime de pension d'employeur et lors du gain d'un régime de pension d'employeur, respectivement.

D'une part, lorsqu'un individu perd l'éligibilité à un régime de pension d'employeur, on pourrait s'attendre à ce qu'il ne puisse pas compenser cette diminution dans son épargne-retraite en augmentant ses contributions à un REER si celui-ci cotise déjà près de la limite permise. Or, la loi canadienne sur l'impôt sur le revenu spécifie que la limite de cotisation à un REER est amputée d'autant que le facteur d'équivalence de son régime de pension d'employeur. Conséquemment, lors de la perte d'un régime de pension d'employeur, la limite permise de contributions à un REER est relevée d'autant que la valeur des contributions au RPA si celle-ci n'excède pas la limite de contributions à un REER. De plus, en pratique, très peu de gens utilisent tous leurs droits de cotisation à un REER, particulièrement puisque ceux-ci sont transmis indéfiniment à l'année suivante s'ils ne sont pas utilisés entièrement. On ne suspecte donc pas de problèmes potentiels graves associés aux solutions de coin lors de la perte d'un régime de pension d'employeur.

D'autre part, si un individu n'a pas de régime de pension d'employeur et ne cotise pas dans un REER, il est impossible pour lui de compenser le gain d'un régime de pension d'employeur en diminuant ses cotisations à un REER, qui sont déjà nulles. On s'intéressera donc à mesurer l'effet d'éviction en contrôlant pour cette contrainte à

l'aide de modèles censurés<sup>9</sup>. On trouve que 73 % des observations sont contraintes à zéro lors du gain d'un RPA. On estimera donc le modèle de régression censuré et hétérogénéité non observée d'Honoré (1992) afin de prendre en compte le problème de censure détecté.

Il est à noter que cette méthodologie ne permet pas l'utilisation de poids. C'est pourquoi cette partie de l'analyse présente des résultats non pondérés. Les écarts-types sont calculés à l'aide de la méthode bootstrap. Le tableau 9 présente les résultats.

**Tableau 9 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA dans un modèle de régression censurée avec effets fixes et sans contrôle pour l'endogénéité des régresseurs**

			Observations :	950
			Observations censurées :	73%
$R_{TOT}$	Coefficient	Écart-type	Statistique z	Valeur-p
$R_{RPA}$	0,967	0,046	21,15	0,000
$lrev$	-0,163	0,217	-0,75	0,452
$lrev^2$	0,008	0,011	0,78	0,433
$1_{t=0}$	0,005	0,008	0,69	0,493

Notes : Ce tableau rapporte les résultats de la régression censurée avec effets fixe d'Honoré (1992) sans contrôle pour l'endogénéité des régresseurs. L'échantillon comprend les individus devenus éligibles à un RPA. Les écarts-types sont calculés à l'aide de la méthode bootstrap.

Les cotisations à un RPA ont encore une fois un effet significatif sur l'épargne totale. L'incidence mesurée est de 97%. Ceci correspond à un effet d'éviction de 3%, une mesure dans le même ordre de grandeur que les autres mesures d'effet d'éviction présentées précédemment qui ne comportaient pas de contrôle pour l'endogénéité des régresseurs.

<sup>9</sup> Afin d'éviter ce problème de censure, une alternative serait d'effectuer les analyses uniquement sur les individus qui ne sont pas censurés. Cependant, puisque la taille d'échantillon n'est pas très grande et qu'une forte proportion des observations sont censurées, il est préférable de conserver ces observations et d'en tenir compte en utilisant des méthodes d'estimation ajustées pour la censure.

On rejette au seuil de 1% l'hypothèse nulle que l'effet d'éviction est complet (ou que le paramètre  $\beta_1$  égale 0). La valeur-p est inférieure à 0.001. On ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle bilatérale que  $\beta_1 = 1$ . La valeur p égale 0.472.

Bien que ce modèle non linéaire permette de contrôler pour les comportements d'épargne contraints lors du gain d'un RPA, il demeure un problème éventuel d'endogénéité des régresseurs. Nous augmenterons le modèle de régression censurée à hétérogénéité non observée d'Honoré (1992) à l'aide de la fonction de contrôle afin de parer à ce problème potentiel.

#### 5.2.4 Modèle de régression censuré contrôlant pour l'endogénéité des régresseurs

Il est probable que le taux de cotisation à un RPA soit endogène à la propension à épargner du travailleur à travers un changement d'emploi intentionnel, tel que souligné précédemment.

On a montré dans la section méthodologie qu'il est possible de contrôler pour le biais d'accentuation causé par l'endogénéité des régresseurs dans un modèle de régression censurée à hétérogénéité non observée à l'aide d'une méthode par fonction de contrôle inspirée par Smith & Blundel (1986).

On estime donc la régression de première étape comportant la variable indicatrice  $1_{ASS.-EMPLOI}$  qui permet de contrôler pour des changements d'emploi intentionnels. On utilise par la suite la série de résidus de celle-ci dans la régression censurée de deuxième étape.

Encore une fois, il est à noter que cette méthodologie ne permet pas l'utilisation de poids. C'est pourquoi cette partie de l'analyse présente des résultats non pondérés. Les écarts-types sont calculés à l'aide de la méthode bootstrap. Le tableau 10 présente les résultats.

Les cotisations à un RPA ont un effet significatif sur l'épargne totale. L'incidence mesurée est de 121%, ce qui correspond à un effet multiplicateur de 21%. On rejette au

seuil de 1% l'hypothèse nulle que l'effet d'éviction est complet (ou que le paramètre  $\beta_1$  égale 0). La valeur-p est inférieure à 0.001. On ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle bilatérale que  $\beta_1 = 1$ . La valeur p égale 0.146.

**Tableau 10 : Mesure économétrique de l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA dans un modèle de régression censurée avec effets fixes faisant usage de la fonction de contrôle**

		Observations :	950		
Régression principale		Observations censurées :	73%		
$R_{TOT}$	Coefficient	Écart-type	Statistique z	Valeur-p	
$R_{RPA}$	1,206	0,141	8,53	0,000	
$lrev$	-0,157	0,233	-0,67	0,501	
$lrev^2$	0,008	0,012	0,64	0,520	
$1_{t=0}$	0,003	0,005	0,59	0,557	
$\widehat{v}_{2it}$	-0,260	0,135	-1,92	0,054	
		Observations :	950		
Régression de contrôle		$R^2$ :	0.651		
$R_{RPA}$	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Valeur-p	
$lrev$	-0,030	0,006	-4,71	0,000	
$lrev^2$	0,003	0,000	6,80	0,000	
$1_{t=0}$	0,019	0,004	4,67	0,000	
$1_{ASS-EMPLOI}$	0,065	0,006	10,21	0,000	

Notes : Ce tableau rapporte les résultats de la régression censurée avec effets fixe d'Honoré (1992) et utilisant la fonction de contrôle. L'échantillon comprend les individus devenus éligibles à un RPA. Les écarts-types sont calculés à l'aide de la méthode bootstrap dans la régression principale.

### 5.3 Analyse des résultats

On s'intéresse maintenant à comparer les différentes estimations de l'effet d'éviction obtenues entre-elles et avec la littérature. Les différents résultats des estimations effectuées sont résumés dans le tableau 11.

**Tableau 11 : Résumé des résultats**

	Hypothèse du		Hypothèse du	
	comportement passif		comportement actif	
	Avec VI	Sans VI	Avec VI	Sans VI
Perte d'éligibilité	<b>-0,21</b>	-0,06	0,79***	0,94***
Gain d'éligibilité	0,25*	-0,01	1,25***	0,99***
Gain d'éligibilité, censurée	<b>0,21</b>	-0,03	1,21***	0,97***

Notes : Ce tableau présente les différents effets d'éviction estimés dans la section 5.2 et présentés dans les tableaux 4 à 9. Les deux colonnes de gauche présentent l'effet d'éviction alors que les deux colonnes de droite présentent le degré de transmission (passthrough) équivalent défini comme (1-effet d'éviction). Les colonnes notées *Avec VI* dénotent les méthodes d'estimation qui contrôlent pour l'endogénéité des régresseurs alors que les colonnes *Sans VI* dénotent les méthodes d'estimation qui ne contrôlent pas pour l'endogénéité des régresseurs. La ligne *Perte d'éligibilité* indique que l'estimation a été effectuée sur les individus qui ont perdu l'éligibilité à un RPA, alors que les lignes *Gain d'éligibilité* indiquent que l'estimation a été effectuée sur les individus qui sont devenus éligibles à un RPA. La dernière ligne exploite un modèle de régression censurée alors que les autres spécifications sont linéaires. L'hypothèse nulle des deux colonnes de gauche est cohérente avec l'hypothèse selon laquelle les agents ont un comportement passif et n'ajustent pas leur épargne suite à un choc d'épargne obligatoire. L'hypothèse nulle des deux colonnes de droite correspond à l'hypothèse selon laquelle les agents ont un comportement actif et ajustent leur épargne suite à un choc d'épargne obligatoire de telle sorte que l'effet d'éviction soit complet. Une, deux et trois étoiles indiquent que le coefficient présenté est statistiquement différent de zéro à des degrés de confiance de 10%, 5% et 1%, respectivement.

La première chose que l'on remarque, c'est que pour tous les estimés d'effet d'éviction, on peut rejeter à tous les niveaux de confiance l'hypothèse classique du comportement actif (effet d'éviction complet). Bien que les estimés de la littérature soient assez éparpillés, ils font ce même constat général.

Dans le cas de la perte d'un RPA, la méthodologie contrôlant pour l'endogénéité des régresseurs est la plus crédible, indiquant un effet d'éviction de 21%. On ne peut pas rejeter avec un niveau de confiance satisfaisant l'hypothèse nulle que l'effet d'éviction est de zéro. Cet estimé se situe quelque part entre les estimés de Chetty et al. (2014) et ceux de plusieurs autres études aux méthodologies variées comme Feldstein (1974), Engelhardt & Kumar (2011), Hurd et al. (2012) et Messacar (2017). Ceci suggère que la méthodologie d'étude d'évènement choisie pour étudier les données d'enquête et

administratives canadiennes donne des résultats raisonnables, comparables avec ceux fournis par une variété d'autres méthodologies.

Dans le cas du gain d'un RPA, la méthodologie la plus crédible pour mesurer l'effet d'éviction est celle du modèle de régression censurée avec effets fixes qui contrôle pour l'endogénéité des régresseurs. Cette méthodologie mesure un effet multiplicateur de 21%, plutôt qu'un effet d'éviction. Bien que la magnitude de cet estimé soit économiquement importante, elle n'est pas statistiquement significative. Ce résultat est cohérent avec Gelber (2011) qui étudie l'effet de devenir éligible à un 401(k), l'équivalent états-unien d'un RPA. Pour Gelber, devenir éligible à un régime de pension d'employeur aide les jeunes à surmonter certaines barrières à l'entrée associées à la préparation financière de la retraite, expliquant l'effet multiplicateur observé.

Dans le contexte des régimes à PD, pour expliquer l'effet multiplicateur, on peut imaginer le mécanisme suivant. Lorsque les travailleurs deviennent éligibles à un régime de pension d'employeur, ils rencontrent le personnel des ressources humaines. Le personnel est alors en mesure d'indiquer à l'employé le montant de la rente qu'il pourra éventuellement toucher s'il demeure suffisamment longtemps en fonction. Avec cette information en main, le travailleur peut se faire une idée du niveau de vie qu'il aura une fois à la retraite. Il est possible que cette information concrète joue un rôle clef dans la sensibilisation à l'importance d'épargner pour la retraite. Si c'est le cas, il est raisonnable de penser que des travailleurs qui ne s'étaient jamais préoccupés de cette question auparavant (parce qu'ils avaient des contraintes financières trop serrées, d'autres projets ou bien n'étaient tout simplement pas sensibles au sujet), commencent à épargner sous forme de REER à même leur revenu disponible afin de compléter leur RPA.

Autant pour l'estimé d'effet d'éviction lors du gain que lors de la perte d'un RPA, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle que l'effet est statistiquement différent de zéro. De plus, les estimés d'effets d'éviction sont sensibles à la méthodologie employée. Par exemple, contrôler pour l'endogénéité des régresseurs et contrôler pour les

contraintes à l'épargne sont deux étapes importantes qui ont un effet important sur la taille ou même le signe de l'effet d'éviction estimé.

En revanche la différence entre les deux effets d'éviction est observée autant dans l'approche graphique que dans les approches économétriques linéaires et non linéaires qui contrôlent pour l'endogénéité des régresseurs.

On s'intéresse donc à savoir si les effets d'éviction lors de la perte et lors du gain d'un RPA sont statistiquement différents l'un de l'autre. On peut tester si l'estimé choisi de  $\beta_{1,gain}$  (0,21 en gras dans le tableau 11) est statistiquement supérieur à l'estimé choisi de  $\beta_{1,perte}$  (-0,21 en gras dans le tableau 11) en calculant une statistique z à l'aide de la formule suivante :

$$z = \frac{\widehat{\beta}_{1,gain} - \widehat{\beta}_{1,perte}}{\sqrt{s_{\widehat{\beta}_{1,gain}}^2 + s_{\widehat{\beta}_{1,perte}}^2}}$$

Où  $s_{\widehat{\beta}_{1,gain}}^2$  et  $s_{\widehat{\beta}_{1,perte}}^2$  représentent la variance associée au paramètre estimé pour les événements ou les individus deviennent éligibles et perdent l'éligibilité à un RPA, respectivement. On obtient une statistique z égale à 1,49. On peut donc rejeter l'hypothèse nulle que  $\widehat{\beta}_{1,gain} \leq \widehat{\beta}_{1,perte}$  au seuil de 10% (valeur-p = 6,8%)<sup>10</sup>.

Bien que la différence entre les deux estimations de l'effet d'éviction soit économiquement importante<sup>11</sup>, on ne peut pas rejeter à un niveau de confiance de 5% l'hypothèse nulle que l'effet d'éviction lors de la perte d'éligibilité est plus important que lorsque les individus deviennent éligibles à un RPA. Ceci peut indiquer que l'estimateur

---

<sup>10</sup> Une autre façon de tester cette hypothèse est d'inclure toutes les observations dans un même modèle censuré en interagissant chaque variable explicative avec une variable indicatrice pour le gain d'un RPA. Dans ce cas, on obtient un effet d'éviction de 35% lors de la perte d'un RPA et un effet multiplicateur de 21% lors du gain d'un RPA. Un test unilatéral sur l'effet d'interaction entre les cotisations à un RPA et la variable indicatrice pour le gain d'un RPA permet de rejeter à un niveau de confiance de 10% l'hypothèse nulle que l'effet d'éviction lors de la perte d'un RPA est plus faible que celui lors du gain d'un RPA.

<sup>11</sup> Les effets d'éviction comparés proviennent de modèles pondérés et non pondérés. Il est à noter que l'estimation des modèles linéaires a également été effectuée sans pondération et des résultats qualitativement similaires ont été obtenus. De plus, la différence entre l'effet d'éviction lors du gain et de la perte de l'éligibilité à un RPA est légèrement plus importante lorsqu'on n'utilise aucun poids.

ne permet pas d'obtenir une estimation précise de l'effet d'éviction. Ceci pourrait aussi indiquer qu'il y a beaucoup d'hétérogénéité dans le comportement d'épargne et donc une grande variance dans la distribution de l'effet d'éviction dans la population. De plus, Anderson (2015) et Beshears et al. (2017) montrent qu'une partie de l'ajustement fait par les épargnants suite à une modification à leur épargne obligatoire se fait au niveau de leur endettement. Si c'est également le cas ici, des informations sont manquantes dans la présente analyse pour bien capter le comportement des épargnants. L'absence du taux de remboursement des dettes comme variable dans l'analyse biaise potentiellement nos estimés d'effet d'éviction et augmente l'incertitude sur ces estimés. Si l'on pouvait inclure cette variable dans notre analyse, les tests d'hypothèse auraient probablement une plus grande puissance et on serait plus facilement en mesure de rejeter l'hypothèse nulle de l'effet d'éviction nul. Plus de recherche serait donc nécessaire.

Bref, ce mémoire montre que le fait de devenir éligible à un régime de pension d'employeur stimule de façon importante l'épargne retraite. La littérature sur le sujet explique ce phénomène par un taux élevé de comportement d'épargne passif. Cependant, les résultats de ce mémoire, cohérents avec Gelber (2011), suggèrent que d'autres phénomènes pourraient contribuer à ce résultat. Notamment, un effet d'apprentissage pourrait être causé par le fait de devenir éligible à un RPA. Quoi qu'il en soit, dans le contexte canadien, adhérer à un RPA semble être une excellente façon de commencer à se préparer à la retraite. Les politiques visant à augmenter la sécurité financière des aînés pourraient exploiter davantage de phénomène. Par exemple, intervenir auprès des employeurs qui n'offrent pas de RPA pour les encourager à modifier leur politique de rémunération globale ou à conscientiser leurs employés par rapport à la retraite est une piste de solution qui mériterait d'être explorée.

## 6. Conclusion

De nombreux canadiens sont à risque d'avoir des ressources financières insuffisantes à leur retraite. Comme les politiques publiques visant à stimuler l'épargne peuvent être coûteuses, connaître leur efficacité est un enjeu important. Cette efficacité dépend entre-autres de l'effet d'éviction. Par conséquent, quantifier celui-ci aide à établir l'efficacité de ces politiques.

À l'aide de données administratives canadiennes et d'une méthodologie de type « étude d'évènement », ce mémoire propose une nouvelle stratégie pour estimer l'effet d'éviction lors du gain ou de la perte d'un régime de pension agréé (RPA) offert par un employeur. On estime que l'effet d'éviction lors de la perte d'un RPA est d'environ 21%, une mesure similaire à ce que l'on retrouve dans une grande partie de la littérature. Cependant, lorsqu'on estime l'effet d'éviction lors du gain d'un RPA à l'aide d'une régression censurée contrôlant pour l'hétérogénéité non observée et l'endogénéité des régresseurs, on trouve plutôt un effet multiplicateur d'environ 21%. Ce résultat, cohérent avec Gelber (2011), se démarque par son écart avec l'effet d'éviction mesuré pour les événements où quelqu'un perd l'éligibilité à un RPA.

Bien que les effets mesurés ne soient pas statistiquement différents de zéro, leurs magnitudes suggèrent quelques implications pour l'élaboration de politiques et pour les recherches futures sur l'effet d'éviction.

Premièrement, si l'effet multiplicateur mesuré lorsqu'un travailleur devient éligible à un régime de pension d'employeur — aussi mesuré par Gelber (2011) — s'avère, alors l'accès à un régime de pension d'employeur aurait des conséquences plus importantes que ce que rapporte une bonne partie de la littérature.

Deuxièmement, la différence entre l'effet d'éviction lors du gain et de la perte d'un RPA suggère que de devenir éligible à un RPA est un événement particulier en termes de comportement du consommateur. L'effet d'apprentissage associé à devenir éligible à un RPA est une hypothèse raisonnable pouvant potentiellement expliquer l'effet

multiplicateur. Néanmoins, plus de recherche serait nécessaire pour comprendre ce phénomène.

Finalement, cette étude souffre de quelques problèmes potentiels, soit la petite taille de l'échantillon et l'absence de variables portant sur le remboursement de dettes dans l'analyse. Néanmoins, l'étude propose une nouvelle stratégie pour mesurer l'effet d'éviction qui réconcilie la fonction de contrôle de Smith & Blundell (1986) avec l'estimateur de régression censurée avec effets fixes d'Honoré (1992). De plus, elle ouvre la porte à des recherches futures portant sur la différence entre l'effet d'éviction lors du gain et de la perte d'un régime de pension d'employeur.

## 7. Bibliographie

Arellano, M. (2003). *Panel data econometrics*. Oxford university press. Chapter 2, 'Unobserved heterogeneity', pp. 7-31.

Andersen, H. Y. (2015). *Do tax incentives for saving in pension accounts cause debt accumulation? Evidence from Danish register data* (No. 101). Danmarks Nationalbank Working Papers.

Baker, M., Gruber, J., & Milligan, K. (2003). The retirement incentive effects of Canada's income security programs. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'economique*, 36(2), 261-290.

Beshears, J., Choi, J. J., Laibson, D., Madrian, B. C., & Skimmyhorn, W. L. (2017). Borrowing to Save? The Impact of Automatic Enrollment on Debt.

Camerer, C., Issacharoff, S., Loewenstein, G., O'Donoghue, T., & Rabin, M. (2003). Regulation for Conservatives: Behavioral Economics and the Case for "Asymmetric Paternalism". *University of Pennsylvania law review*, 151(3), 1211-1254.

Chetty, R., Friedman, J. N., Leth-Petersen, S., Nielsen, T. H., & Olsen, T. (2014). Active vs. passive decisions and crowd-out in retirement savings accounts: Evidence from Denmark. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1141-1219.

d'Astous, P. (2018). Responses to an Anticipated Increase in Cash on Hand: Evidence from Term Loan Repayments. Working Paper, HEC Montréal.

Dolley, J. C. (1933). Characteristics and procedure of common stock split-ups. *Harvard Business Review*, 11(3), 316-326.

Dostie, B. (2018). The Impact of Training on Innovation. *ILR Review*, 71(1), 64-87.

Engelhardt, G. V., & Kumar, A. (2011). Pensions and household wealth accumulation. *Journal of Human Resources*, 46(1), 203-236.

- Feldstein, M. (1974). Social security, induced retirement, and aggregate capital accumulation. *Journal of Political Economy*, 82(5), 905-926.
- Gale, W. G., & Scholz, J. K. (1994). IRAs and household saving. *The American Economic Review*, 1233-1260.
- Gale, W. G. (1998). The effects of pensions on household wealth: A reevaluation of theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 106(4), 706-723.
- Gelber, A. M. (2011). How do 401 (k) s Affect Saving? Evidence from Changes in 401 (k) Eligibility. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(4), 103-22.
- Goda, G. S., Levy, M. R., Manchester, C. F., Sojourner, A., & Tasoff, J. (2015). *The role of time preferences and exponential-growth bias in retirement savings* (No. w21482). National Bureau of Economic Research.
- Greene, W. (2004). Fixed effects and bias due to the incidental parameters problem in the Tobit model. *Econometric reviews*, 23(2), 125-147.
- Hurd, M., Michaud, P. C., & Rohwedder, S. (2012). The displacement effect of public pensions on the accumulation of financial assets. *Fiscal studies*, 33(1), 107-128.
- Friedman, J. N. (2016). Tax Policy and Retirement Savings. In Auerbach, A. J., & Smetters, K. (Eds.). (2017). *The Economics of Tax Policy*. Oxford University Press.
- Fuhrer, J. C. (2000). Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models. *American Economic Review*, 90(3), 367-390.
- Honoré, B. E. (1992). Trimmed LAD and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects. *Econometrica*, 533-565.
- Honoré, B. E., & Hu, L. (2004). Estimation of cross sectional and panel data censored regression models with endogeneity. *Journal of Econometrics*, 122(2), 293-316.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.

MacDonald, B. J., Moore, K. D., Chen, H., & Brown, R. L. (2011). The Canadian National Retirement Risk Index: Employing statistics Canada's LifePaths to measure the financial security of future Canadian seniors. *Canadian Public Policy*, 37(Supplement 1), S73-S94.

MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.

Messacar, D. (2017). Crowd-out, Education, and Employer Contributions to Workplace Pensions: Evidence from Canadian Tax Records. *Review of Economics and Statistics*.

Milligan, K. (2012). Policy forum: The tax-free savings account—Introduction and simulations of potential revenue costs. *Canadian Tax Journal*, 60(2), 355-60.

Wooldridge, J. M. (2008). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press. 2<sup>nd</sup> ed., Chapter 10, Basic Linear Unobserved Effects Panel Data Models, p.281

Petrin, A., & Train, K. (2010). A control function approach to endogeneity in consumer choice models. *Journal of marketing research*, 47(1), 3-13.

Régie des rentes du Québec (2010). Constats et enjeux concernant le système de retraite québécois.

Smith, R. J., & Blundell, R. W. (1986). An exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with an application to labor supply. *Econometrica*, 679-685.

Vella, F., & Verbeek, M. (1999). Two-step estimation of panel data models with censored endogenous variables and selection bias. *Journal of Econometrics*, 90(2), 239-263.

Venti, S. F., & Wise, D. A. (1998). The cause of wealth dispersion at retirement: Choice or chance?. *The American Economic Review*, 88(2), 185-191.

OCDE (2008), Pension Country Profile: Canada

OCDE (2011). "Old- Age Poverty", dans Pensions at a Glance 2011: Retirement-income Systems in OECD and G20 Countries, OECD Publishing.

## 8. Annexes :

### 8.1. Procédure pour les simulations de Monte Carlo

- 1) Fixer les paramètres  $\sigma_\mu^2, \sigma_v^2, \gamma_1, \beta_1, \pi_1$  et  $\pi_2$  à 1. Ceux-ci sont identiques dans toutes les spécifications.
- 2) Fixer  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it})$ ,  $Corr(x_{j,it_1}, x_{j,it_2})$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_{j,i})$  où  $j = \{1,2\}$ . Ces paramètres sont différents d'une spécification à l'autre.
- 3) Fixer la taille d'échantillon à N et le nombre de périodes à T pour obtenir un panel balancé ( $T_i = T \forall i$ ). Ces paramètres sont différents d'une spécification à l'autre.
- 4) Tirer les effets individuels  $\alpha_{1,i}$  ainsi que les T observations de  $x_{1,it}$  déterminant  $y_{1,it}^*$  d'une loi normale multivariée fonction de  $Corr(x_{1,it}, \alpha_{1,i})$  et  $Corr(x_{j,it_1}, x_{j,it_2})$  pour chacun des N individus. Répéter un processus similaire pour les variables déterminant  $y_{2,it}$ .
- 5) Tirer pour chaque individu  $i = 1..N$  et chaque période  $t = 1..T$  les termes d'erreur  $\epsilon_{1,it}$  et  $\epsilon_{2,it}$  provenant de la loi normale multivariée avec paramètres 
$$\left( 0, \begin{pmatrix} \sigma_{\epsilon_1}^2 & \sigma_{\epsilon_1 \epsilon_2} \\ \sigma_{\epsilon_2 \epsilon_1} & \sigma_{\epsilon_2}^2 \end{pmatrix} \right)$$
 où  $\sigma_{\epsilon_1 \epsilon_2}$  est fonction de  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it})$ .
- 6) Calculer  $y_{2,it}, y_{1,it}^*$  et  $y_{1,it}$  pour chaque individu.
- 7) Utiliser l'estimateur d'Honoré (1992) avec l'équation suivante :
$$y_{1,it} = \alpha_{1,i} + y_{2,it}\gamma_1 + x_{1,it}\beta_1 + \epsilon_{1,it} \tag{6}$$

et sauvegarder  $\widehat{\gamma_{1Honoré}}$ .

8) Utiliser l'approche par fonction de contrôle avec l'estimateur d'Honoré (1992) selon la méthode suivante :

a. Sauvegarder les résidus  $\widehat{\epsilon}_{2,it}$  de l'estimation par MCO de l'équation suivante :

$$y_{2,it} = \alpha_{2,i} + x_{1,it}\pi_1 + x_{2,it}\pi_2 + \epsilon_{2,it} \quad (7)$$

b. À l'aide des résidus  $\widehat{\epsilon}_{2,it}$  et de l'estimateur d'Honoré (1992), estimer l'équation suivante :

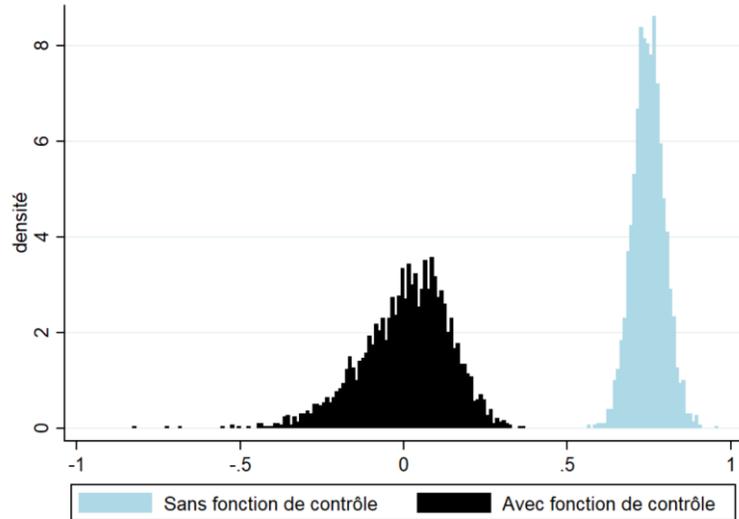
$$y_{1,it} = \alpha_{1,i} + y_{2,it}\gamma_1 + x_{1,it}\beta_1 + \widehat{\epsilon}_{2,it}\delta_1 + \epsilon_{1,it} \quad (8)$$

puis sauvegarder  $\widehat{\gamma}_{1FC}$ .

9) Répéter le processus 3000 fois pour chacune des spécifications et rapporter les moments des erreurs simulées  $\widehat{\gamma}_{1Honoré}$  et  $\widehat{\gamma}_{1FC}$  pour chaque estimateur.

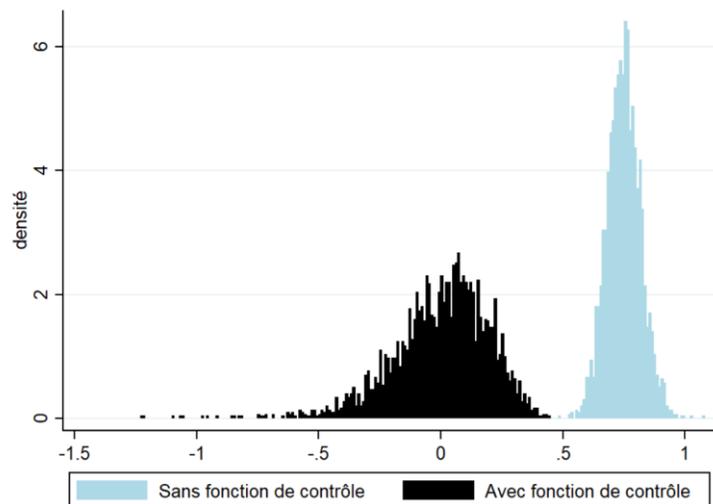
## 8.2. Distributions simulées des erreurs d'estimation

**Figure A1 : distribution des erreurs simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 2**



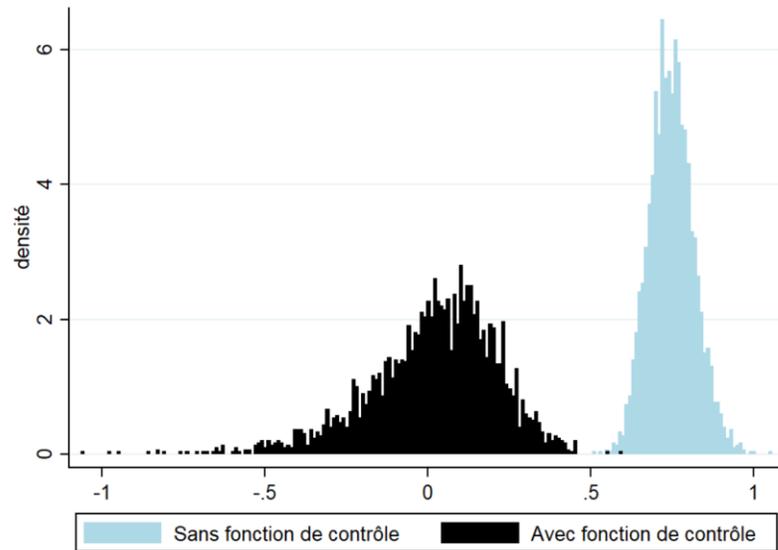
Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 2 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 200$ ;  $T = 3$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,9$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,8$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,6$ .

**Figure A2 : distribution des erreurs simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 3**



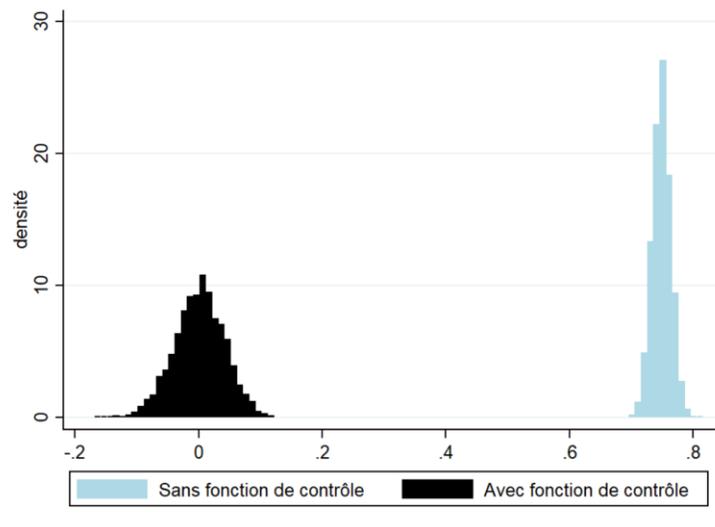
Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 3 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 200$ ;  $T = 2$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,9$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,8$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,6$ .

**Figure A3 : distribution des erreurs simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 4**



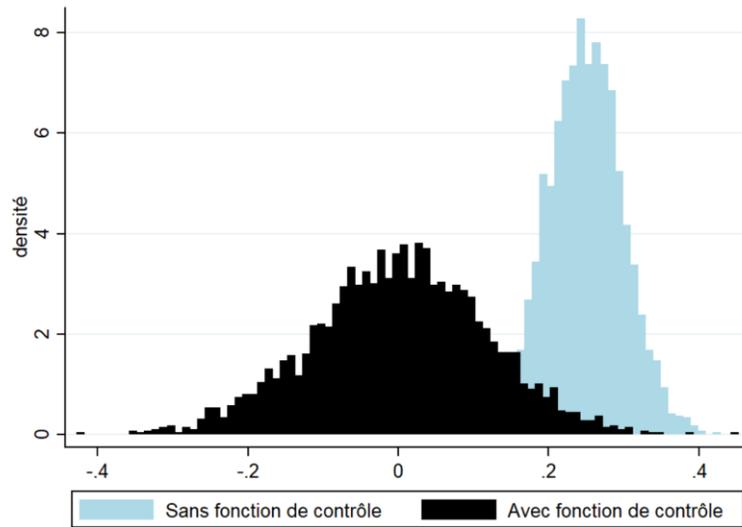
Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 4 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 50$ ;  $T = 5$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,9$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,8$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,6$ .

**Figure A4 : distribution des erreurs simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 5**



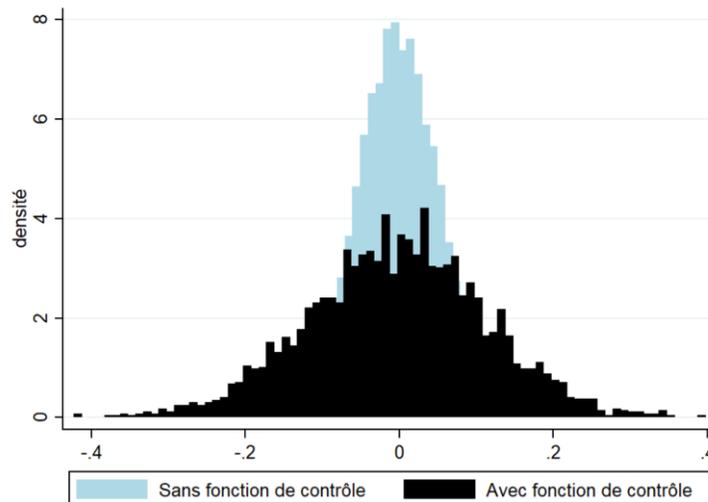
Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 5 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 1000$ ;  $T = 5$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,9$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,8$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,6$ .

**Figure A5 : distribution des erreurs simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 6**



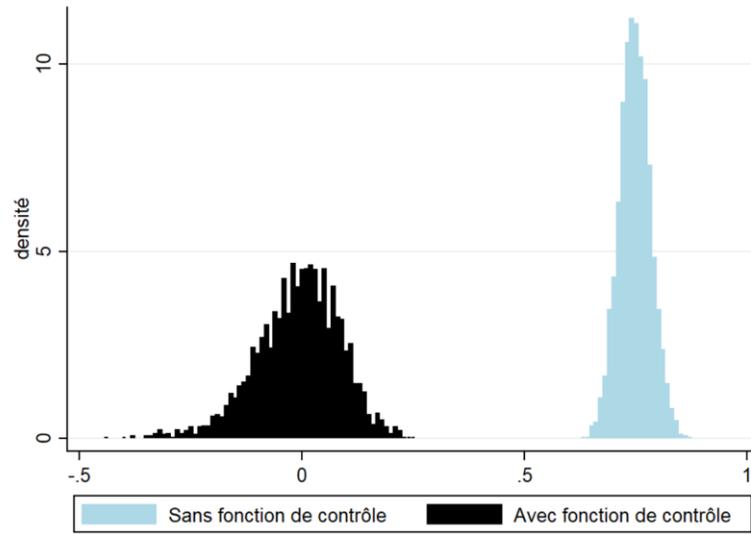
Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 6 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 200$ ;  $T = 5$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,3$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,8$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,6$ .

**Figure A6 : distribution des erreurs simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 7**



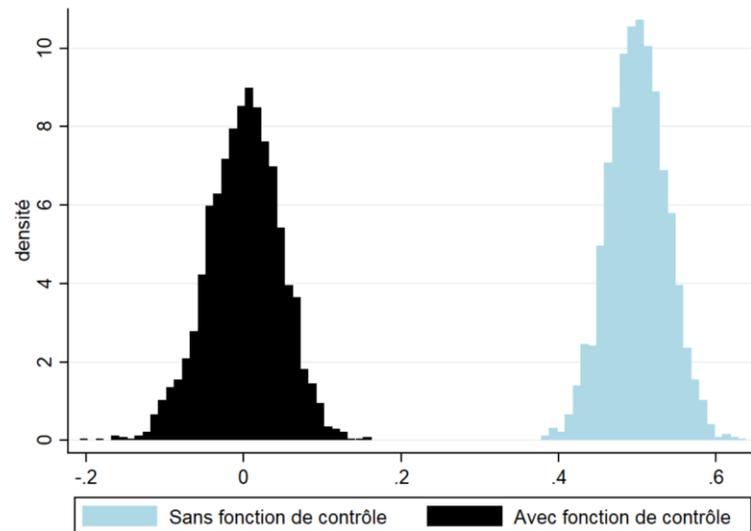
Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 7 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 200$ ;  $T = 5$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,0$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,8$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,6$ .

**Figure A7 : distribution des erreurs simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 8**



Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 8 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 200$ ;  $T = 5$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,9$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,8$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,0$ .

**Figure A8 : distribution des erreurs simulées des estimateurs avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 9**



Note : Ce graphique présente la distribution des erreurs générées par les méthodes d'estimation avec et sans fonction de contrôle pour la spécification 9 présentée dans le tableau 3. Ici,  $N = 200$ ;  $T = 5$ ;  $Corr(\epsilon_{1,it}, \epsilon_{2,it}) = 0,9$ ;  $Corr(x_{j,is}, x_{j,it}) = 0,2$  et  $Corr(x_{j,it}, \alpha_j) = 0,2$ .