

N° 11F0019M au catalogue — N° 413
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-29055-3

Direction des études analytiques : documents de recherche

Les effets à long terme des régimes de pension d'employeur sur le rendement des investissements hors du milieu de travail

par Derek Messacar et René Morissette

Date de diffusion : le 14 janvier 2019



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-514-283-9350

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- 0 zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
- 0^s valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
- ^p provisoire
- ^r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
- ^E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié
- * valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2019

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Les effets à long terme des régimes de pension d'employeur sur le rendement des investissements hors du milieu de travail

par

Derek Messacar et René Morissette

Division de l'analyse sociale et de la modélisation
Statistique Canada

11F0019M N° 413

2019001

ISSN 1205-9161

ISBN 978-0-660-29055-3

Janvier 2019

Direction des études analytiques Documents de recherche

La série Direction des études analytiques : documents de recherche permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques et les collaborateurs. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, l'immigration, la scolarité et les compétences, la mobilité du revenu, le bien-être, le vieillissement, la dynamique des entreprises, la productivité, les transitions économiques et la géographie économique. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Tous les documents de la série Direction des études analytiques : documents de recherche font l'objet d'une révision interne et d'une révision par les pairs. Cette démarche vise à faire en sorte que les documents soient conformes au mandat de Statistique Canada à titre d'organisme statistique gouvernemental et qu'ils respectent les normes généralement reconnues régissant les bonnes méthodes professionnelles.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Table des matières

Résumé.....	5
Sommaire	6
1 Introduction.....	7
2 Cadre institutionnel	9
3 Données et sélection de l'échantillon	10
4 Calcul du rendement relatif des investissements	12
5 Effet des régimes de pension d'employeur sur le rendement relatif des investissements.....	16
5.1 Stratégies d'identification	16
5.2 Résultats.....	18
6 Conclusion	22
Annexe A	23
Annexe B	26
Bibliographie.....	28

Résumé

Quel est l'effet de disposer d'un régime de pension d'employeur (RPE) sur le rendement financier des investissements hors du milieu de travail? La présente étude fournit de nouveaux renseignements sur cette question empirique non résolue, et des données administratives relatives à plus de 345 000 déclarants au Canada y sont utilisées. Le présent document apporte deux contributions clés. Y est tout d'abord élaborée une approche permettant de déduire le rendement relatif des investissements. Cette démarche est fondée sur une analyse longitudinale des opérations financières d'épargne et des données sur le patrimoine relativement à l'utilisation d'un compte d'épargne libre d'impôt (CELI). L'analyse montre que les soldes d'actifs sont substantiellement hétérogènes entre les personnes présentant un historique d'épargne équivalent. Ensuite, il apparaît que la participation à un RPE augmente le rendement moyen des investissements dans le cadre d'autres plans d'épargne à fiscalité réduite, quoiqu'il s'agisse d'un montant très modeste d'environ 0,50 % à 1,25 % réparti sur cinq ans depuis le lancement du CELI. Ce résultat est suffisamment robuste pour accroître l'analyse en une approche à variables instrumentales exploitant la variation de la disponibilité des RPE pour toutes les cohortes, par sexe et secteur d'emploi, ce qui permet de contrôler la possibilité que les différences observées et non observées entre les personnes participant ou non à un RPE (comme le niveau de scolarité ou les connaissances financières) puissent influencer sur les résultats.

Mots-clés : compétences financières; compte d'épargne libre d'impôt; données fiscales administratives; régime de pension d'employeur; rendement des investissements; variables instrumentales.

Sommaire

La présente étude examine les interconnexions entre la participation aux régimes de pension d'employeur (RPE) et le rendement des investissements dans le cadre d'instruments d'épargne hors du milieu de travail.

Plus particulièrement, l'étude apporte deux contributions. Y est tout d'abord élaborée une approche permettant de déduire le rendement relatif des investissements entre les déclarants. Cette approche est fondée sur une analyse de données longitudinales, qui est axée sur l'utilisation du compte d'épargne libre d'impôt (CELI).

Ensuite est évalué l'effet causal de la participation à un RPE sur le rendement relatif des investissements des déclarants dans le cadre du CELI. La prédiction théorique du signe de cet effet est ambiguë. Les déclarants qui savent qu'ils ont de la difficulté à économiser correctement par eux-mêmes choisissent de participer à un RPE. Les choix de portefeuilles de placements, les suggestions implicites, les conseils et les options par défaut inhérents à de nombreux régimes d'employeur peuvent réduire les coûts et les défis d'une épargne indépendante adéquate. Les RPE peuvent servir de substitut aux connaissances financières. Cependant, participer à un RPE peut inciter les personnes à connaître leur niveau d'épargne et à réfléchir plus tôt à leur bien-être futur à la retraite. Cela peut susciter davantage d'efforts d'amélioration des connaissances financières. Les résultats de l'analyse montrent que participer à un RPE stimule le rendement relatif des investissements. En particulier, participer à un RPE plusieurs années avant l'introduction du CELI est associé à une augmentation moyenne du taux de rendement des investissements dans le cadre d'un CELI d'environ 0,5 % à 1,25 % réparti sur cinq ans depuis le lancement du CELI. Bien que cet effet soit statistiquement significatif, son ampleur est économiquement très modeste. L'analyse tient compte de la possibilité que les différences observées et non observées entre les personnes participant ou non à un RPE (comme le niveau de scolarité ou les connaissances financières) puissent influencer sur les résultats.

Les résultats de l'étude contribuent à la discussion sur la relation entre l'épargne offerte et le rendement financier.

1 Introduction

Quelle est la relation entre la participation à un régime de pension d'employeur (RPE) et le rendement financier des investissements hors du milieu de travail? La théorie économique fait des prédictions ambiguës de cette relation. Participer à un RPE peut, par exemple, aider les travailleurs à surmonter les problèmes de procrastination ou d'inertie et les inciter à réfléchir à leur épargne et à leur prospérité financière plus tôt au cours de leur vie (Madrian et Shea 2001, O'Neill 2007). Cela peut, à son tour, susciter davantage d'efforts d'amélioration des connaissances financières. Carroll et coll. (2009) ont montré que pousser les personnes à prendre des décisions actives en matière d'épargne accroît l'accumulation de richesses, particulièrement lorsque ces personnes ont suffisamment de connaissances financières pour prendre par elles-mêmes des décisions éclairées. Dans la mesure où les participants à un RPE sont sûrs de leur prospérité générale à la retraite, participer à un tel régime peut stimuler le rendement financier en leur permettant de prendre davantage de risques. Cela pourrait entraîner un meilleur rendement relatif des investissements (RRI) par rapport aux personnes ne participant pas à un RPE. Cependant, les choix de portefeuilles de placement, les suggestions implicites, les conseils et les options par défaut souvent associés aux programmes d'épargne des employeurs peuvent réduire les coûts et les défis d'une épargne adéquate et servir de substitut aux connaissances financières.

L'objectif de la présente étude est d'évaluer la relation entre la participation à un RPE et le rendement des investissements, afin de fournir de nouvelles données empiriques sur ces questions importantes. L'étude apporte en particulier deux contributions clés. Y est tout d'abord élaborée une approche permettant de calculer le RRI entre les personnes. Cette approche repose sur les données administratives longitudinales pour plus de 345 000 déclarants au Canada. Elle permet d'analyser les données sur les opérations financières à destination et en provenance d'un instrument d'épargne à fiscalité réduite, ainsi que les valeurs des actifs détenus dans ces comptes. En particulier, l'analyse est axée sur l'utilisation du compte d'épargne libre d'impôt (CELI), un régime qui a été lancé dans le cadre du budget fédéral canadien de 2008 et qui est entré en vigueur le 1^{er} janvier 2009. Les cotisations au CELI sont versées après impôt, mais les revenus d'investissements s'accumulent à l'abri de l'impôt, et les retraits ne sont pas assujettis à l'impôt. Ce régime est comparable au compte de retraite individuel (IRA) aux États-Unis, par exemple. Cependant, les détenteurs d'un CELI peuvent effectuer des retraits à tout moment sans pénalité (et pas seulement une fois qu'ils sont à la retraite).

Un aspect administratif unique de ces régimes est le fait que l'Agence du revenu du Canada (ARC) recueille des renseignements non seulement sur les cotisations annuelles et les retraits des personnes, mais également sur leur solde d'actifs tels qu'ils sont directement déclarés par l'établissement financier émetteur. Ainsi, des renseignements sur les opérations financières et le patrimoine sont conjointement observés relativement aux CELI dans les données fiscales. Cette richesse de renseignements n'est pas accessible à partir des données administratives canadiennes pour tout autre instrument d'épargne imposable ou à fiscalité réduite. Les résultats de l'analyse montrent que les personnes présentant des historiques d'épargne équivalents déclarent des soldes d'actifs hétérogènes. De plus, de telles différences présentent des corrélations avec d'autres covariables d'une façon qui donne à penser que ces différences ne sont pas strictement aléatoires. Par exemple, les épargnants dont les RRI sont plus élevés tendent à être plus âgés, à être des femmes et à toucher un revenu positif de placements et de gains en capital.

La deuxième contribution de l'étude est d'estimer l'effet de la participation à un RPE sur les RRI selon une conception quasi expérimentale. L'analyse exploite, en particulier, la variation des taux de participation aux RPE entre les cohortes, par sexe et secteur d'emploi (ces variables étant directement observées dans les données fiscales depuis 2000), en tant que variables instrumentales (VI) de la participation à un RPE, afin de relever de manière crédible l'effet d'intérêt. L'approche avec VI contrôle la possibilité que les différences observées et non

observées entre les personnes participant ou non à un RPE (comme le niveau de scolarité ou les connaissances financières) puissent influencer sur les résultats. Cela suppose que les taux de participation varient de façon exogène du point de vue des travailleurs, du fait de changements de disponibilité des RPE au fil du temps selon les secteurs et la composition de la main-d'œuvre. Selon les résultats de l'analyse, la participation à un RPE présente un effet positif qui est statistiquement significatif mais économiquement très modeste sur le rendement des investissements; ainsi, le taux de rendement moyen d'autres régimes d'épargne à fiscalité réduite, réparti sur cinq ans, a augmenté d'environ 0,50 % à 1,25 % depuis le lancement du CELI¹.

La présente étude fait référence à plusieurs documents inter-reliés. Le premier document porte sur les déterminants du rendement des investissements financiers et sur son effet sur l'épargne. D'autres études ont, par exemple, étudié l'hétérogénéité des rendements du patrimoine, comme l'utilisation de produits sophistiqués d'épargne. Ces documents comprennent ceux de Curcuru et coll. (2005) et de Campbell (2006). De façon plus générale, une importante documentation sur l'économie du rendement du patrimoine est largement motivée par la croissance disproportionnée de la richesse au sommet de la répartition aux États-Unis au cours des dernières décennies. Des études plus anciennes ont pris en compte les rôles du revenu du travail et du capital humain pour expliquer l'évolution de la répartition des richesses (Aiyagari 1994; Huggett 1996; Castaneda, Díaz-Giménez et Ríos-Rull 1998, 2003). Des études plus récentes portaient sur les effets du rendement hétérogène du capital financier et physique (Benhabib, Bisin et Zhu 2011; Gabaix et coll. 2016; Benhabib et Bisin 2016). Alors que ces modèles peuvent expliquer les variations rapides de l'inégalité des richesses, semblables à celles observées dans les données, ils nécessitent des hypothèses telles que la constance du rendement au cours du temps ou sa corrélation avec la richesse (Fagereng et coll. 2016). Se pose en conséquence la question sur la mesure dans laquelle le rendement du patrimoine est systématique dans la pratique. En utilisant des données de l'Enquête sur la santé et la retraite aux États-Unis, par exemple, Venti et Wise (1998) ont montré que la variation du patrimoine est substantielle, même après contrôle du revenu gagné tout au long de la vie et des circonstances personnelles. Ils ont également souligné que le choix (c.-à-d. les différents goûts en matière d'épargne) et le hasard ont également une incidence sur l'accumulation des richesses. Cependant, des enjeux, tels que les erreurs de mesure et de faibles taux de réponse pour les données d'enquête, influent sur la capacité à répondre directement à cette question (Fagereng et coll. 2016). La présente étude fournit de nouveaux renseignements sur cette question, à l'aide de données administratives relatives à l'impôt sur le revenu au Canada.

L'étude fait ensuite référence aux documents de finances publiques relatifs aux effets des RPE sur les résultats de l'épargne privée. Ces recherches estiment de manière prédominante la mesure dans laquelle les cotisations de retraite des employeurs empiètent sur les autres comptes imposables et à fiscalité réduite (Poterba, Venti et Wise 1994, 1995; Engen, Gale et Scholz 1994, 1996; Alessie, Kapteyn et Klijn 1997; Engen et Gale 2000; Euwals 2000; Benjamin 2003; Engelhardt et Kumar 2011; Beshears et coll. 2014; Chetty et coll. 2014; Messacar 2015, 2017a). Comme l'explique Bernheim (2002), les résultats de ces travaux sont sujets à controverse et mixtes pour diverses raisons, notamment le manque de données fiables et de stratégies d'estimation crédibles. La présente étude est la première connue à envisager l'effet des RPE sur le rendement de l'épargne plutôt que sur les taux d'épargne.

1. Même si l'ampleur de l'effet positif d'un RPE sur le RRI est économiquement modeste, de petites différences peuvent avoir d'importants effets à long terme. Une personne qui épargne, par exemple, 5 000 \$ par an (ce qui était la limite de cotisation annuelle lors du lancement du CELI) pendant 20 ans à un taux de rendement de 4 % calculé annuellement gagne environ 48 890 \$ d'intérêts cumulés. Si ce taux de rendement était supérieur d'un point de pourcentage (pour atteindre 5 %), les intérêts cumulés s'élèveraient à 65 330 \$, ce qui constitue une différence non insignifiante relativement à la valeur future du patrimoine accumulé.

L'étude se divise de la façon suivante. La section 2 résume des caractéristiques clés du cadre institutionnel, afin de fournir le contexte de l'analyse. La section 3 décrit l'ensemble de données et la sélection de l'échantillon. La section 4 passe en revue la méthodologie de calcul du RRI à partir des opérations financières et des données sur les actifs provenant des CELI. La section 5 présente les résultats empiriques de l'effet des RPE sur les compétences financières. Enfin, la conclusion est présentée à la section 6.

2 Cadre institutionnel

Trois instruments courants présentant des avantages fiscaux sont à la disposition des déclarants canadiens. Le premier instrument est le régime de pension agréé (RPA). Il s'agit d'un régime offert par l'employeur qui peut être à prestations déterminées, à cotisations déterminées ou hybride. La part des cotisations de l'employé à ce régime est déductible d'impôt, et la part de l'employeur n'est pas imposable. Dans les données administratives du T1, l'épargne totale de RPA peut être directement observée par l'intermédiaire d'une variable intitulée le « facteur d'équivalence » (FE). Pour les régimes à cotisations déterminées, le FE est simplement la somme des cotisations de l'employeur et de l'employé versées au cours de l'année de référence. Pour les régimes à prestations déterminées, le FE convertit, au moyen des hypothèses actuarielles standards, les prestations de retraite accumulées au cours de l'année de service précédente en un montant d'une valeur actuelle. Puisque le FE est communiqué chaque année aux employés, ces derniers ont une façon transparente et simple de connaître approximativement le montant qu'ils ont épargné dans leur RPE au cours de l'année précédente².

Le deuxième instrument est le régime enregistré d'épargne-retraite (REER). Il s'agit d'un régime à cotisations déterminées qu'une personne crée et conserve auprès d'un établissement financier. Ce régime présente des incitations à épargner dégressives. Les cotisations sont déductibles d'impôt, et le revenu est imposé au moment du retrait. Alors que le REER incite à l'épargne pour la retraite sous forme d'une retenue d'impôt, les fonds peuvent en être retirés à tout moment sans pénalité. Cela diffère de régimes comparables d'autres pays. L'IRA impose, par exemple, une pénalité directe de 10 % sur les retraits effectués par des titulaires de compte âgés de moins de 59,5 ans. Comme l'ont montré Mawani et Paquette (2011), le REER est souvent utilisé à des fins d'épargne préventive de lissage du revenu.

Le troisième instrument est le CELI, qui a été lancé dans le cadre du budget fédéral canadien de 2008 et qui est entré en vigueur le 1^{er} janvier 2009. De manière similaire au IRA Roth aux États-Unis, le CELI est une incitation à épargner concentrée en fin de période. Les cotisations sont versées à partir du revenu après impôt, mais les revenus de placement s'accumulent à l'abri de l'impôt, et le revenu retiré n'est pas assujéti à l'impôt. Ce revenu n'empiète donc pas sur l'admissibilité aux systèmes de retraite publique, comme la Sécurité de la vieillesse, ou les montants de ces prestations. Messacar (2017b) a montré que le REER et le CELI sont des instruments d'épargne largement utilisés par les déclarants canadiens. Cependant, l'épargne à court terme (non liée à la retraite) est probablement plus importante dans le cadre du CELI, comme le montre la tendance supérieure à retirer des fonds après seulement quelques années. Comme il a été mentionné précédemment, un aspect unique du CELI est le fait que les établissements financiers déclarent la valeur des cotisations, les retraits et les soldes d'actifs chaque année directement à l'ARC. Le solde des actifs est fondé sur une évaluation de la juste valeur marchande (JVM). Il s'agit d'une occasion unique d'observer à la fois les opérations financières et des renseignements sur la richesse. Cela n'est pas possible pour tout autre régime d'épargne sans devoir se fier aux enquêtes auprès des ménages.

2. Consulter Morissette et Ostrovsky (2006) pour une discussion plus détaillée sur le FE.

3 Données et sélection de l'échantillon

La présente étude est fondée sur une analyse conduite de 2000 à 2013 de la Banque de données administratives longitudinales (banque DAL) de Statistique Canada. La banque DAL est un fichier de panel comprenant un échantillon de 20 % des déclarations de revenu de particuliers déposées chaque année auprès de l'ARC. Ces données fournissent un vaste éventail de variables relatives aux caractéristiques démographiques, aux revenus, aux impôts et aux transferts ainsi qu'à l'épargne dans des comptes (enregistrés) à fiscalité réduite. De plus, l'ensemble de données est complété chaque année pour veiller à l'exactitude de la représentation transversale.

La banque DAL contient des renseignements détaillés sur l'utilisation de CELI : cotisations annuelles, retraits et JVM des actifs totaux détenus dans les comptes au 31 décembre de l'année de référence. La JVM désigne « le montant en dollars qu'il est raisonnable de supposer qui sera échangé entre un acheteur et un vendeur consentants pour un bien » (Statistique Canada 2015, p. 149). Les établissements financiers déclarent directement cette valeur à l'ARC. Cela signifie qu'elle est indépendante des évaluations personnelles que font les déclarants de leur situation financière, du rendement de leurs placements et de leur bien-être.

Les restrictions suivantes sont imposées à l'échantillon. Premièrement, la période est limitée aux années d'imposition de 2000 à 2013, inclusivement. Cela comprend la première année pour laquelle des données sur le secteur d'emploi des travailleurs (particulièrement important pour l'analyse empirique) sont disponibles, jusqu'à la dernière année pour laquelle des données étaient disponibles au début de la présente étude. Deuxièmement, parce que le RRI est déduit des historiques de cotisations et de retraits des CELI ainsi que des soldes d'actifs, l'échantillon comprend uniquement des déclarants ayant utilisé cet instrument d'épargne au moins une fois, selon les observations. Troisièmement, les déclarants devaient être âgés d'au moins 25 ans en 2000 et d'au plus 55 ans en 2013. Ainsi, l'analyse est axée sur les déclarants qui sont suffisamment âgés pour être employés, mais qui n'ont (généralement) pas atteint l'âge pour prendre une retraite anticipée. Quatrièmement, des observations sur les déclarants (qui devaient être employés) devaient être faites chaque année entre 2000 et 2008. L'accent porté sur des déclarants employés permet d'évaluer la façon dont la participation à un RPE influe sur le RRI. Se limiter à un panel équilibré permet de veiller à ce que l'attrition n'influe pas sur la comparaison inter-temporelle des résultats. Ces questions sont abordées ci-après de façon plus approfondie. Environ 90 % des observations satisfont à ces exigences; l'échantillon final est donc relativement représentatif de tous les utilisateurs de CELI.

La présente étude analyse les résultats de l'épargne pour plus de 345 000 déclarants. Le tableau 1 présente les statistiques descriptives de cet échantillon. Les déclarants étaient âgés d'environ 47 ans en moyenne. En outre, 56 % d'entre eux étaient des femmes, 44 % étaient des hommes, 77 % étaient mariés ou en union libre, 40 % étaient syndiqués et 55 % participaient à un RPE.

Tableau 1
Statistiques descriptives

	Échantillon de l'étude	Tous les travailleurs participant à un RPE	Tous les travailleurs
		années	
Données démographiques			
Âge	47,0	46,4	46,2
		pourcentage	
Femmes	56,5	51,1	49,7
Hommes	43,5	48,9	50,3
Personnes mariées	76,8	77,4	76,5
Secteur d'emploi (code du SCIAN)			
Agriculture, foresterie, pêche et chasse (1)	1,1	0,2	1,5
Extraction minière, exploitation en carrière et extraction de pétrole et de gaz; services publics; construction (2)	7,3	7,8	8,7
Fabrication (3)	10,8	11,5	11,7
Commerce de gros; commerce de détail; transport et entreposage (4)	16,7	13,4	18,9
Industrie de l'information et industrie culturelle; finance et assurances; services immobiliers et services de location et de location à bail; services professionnels, scientifiques et techniques; gestion de sociétés et d'entreprises; services administratifs, services de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement (5)	22,7	16,7	20,5
Services d'enseignement; soins de santé et assistance sociale (6)	20,0	25,6	17,9
Arts, spectacles et loisirs; services d'hébergement et de restauration (7)	3,9	1,4	5,3
Autres services (sauf les administrations publiques) (8)	3,4	1,7	3,8
Administrations publiques (9)	14,2	21,8	11,7
Caractéristiques de l'emploi			
Personnes syndiquées	40,3	61,5	36,5
Personnes participant à un régime de pension d'employeur	54,8	100,0	45,9
Sources de revenu			
Revenu d'emploi	99,3	99,8	98,7
Revenu des investissements	37,5	23,9	20,3
Gains en capital	15,5	9,4	7,5
Revenu d'assurance-emploi	9,1	9,4	12,0
Revenu d'assistance sociale	0,6	0,4	1,9
Revenu total	99,7	99,9	99,6
		en dollars constants de 2013	
Niveaux de revenu conditionnel			
Revenu d'emploi	72 700	74 150	60 300
Revenu des investissements	1 450	900	1 150
Gains en capital	4 750	2 850	4 350
Revenu d'assurance-emploi	6 100	5 850	6 250
Revenu d'assistance sociale	6 050	4 900	6 250
Revenu total	81 850	78 900	66 400
Comptes d'épargne libre d'impôt			
Cotisations nettes	2 250	900	800
Juste valeur marchande	11 600	4 050	3 450
		pourcentage	
Allocations			
Allocation pour frais médicaux	17,2	15,6	15,9

Notes : Le groupe démographique « personnes mariées » comprend les personnes légalement mariées ainsi que celles vivant en union libre. Un code du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) à un chiffre correspond à chaque secteur d'emploi. Participer à un régime de pension d'employeur (RPE) désigne le fait d'avoir un facteur d'équivalence positif pour l'année de référence. Les statistiques sur le revenu « conditionnel » sont subordonnées au fait que les valeurs sont positives. Le revenu total fait référence à la définition du revenu avant impôt de l'Agence du revenu du Canada dans le *Dictionnaire des données administratives longitudinales, 2013* de Statistique Canada, 2015. Les valeurs de revenu sont arrondies à 50 \$ près.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

Parce que l'échantillon est limité à des personnes ayant utilisé un CELI au moins une fois, les niveaux de revenu sont relativement élevés. Par exemple, la valeur moyenne du revenu de travail était de 72 700 \$ en 2013. De plus, environ 38 % des personnes de cet échantillon touchaient un revenu de placements et 16 %, des gains en capital. En revanche, moins de 1 % de ces personnes recevaient un revenu d'assistance sociale. Ainsi, les restrictions de l'échantillon tendent à centrer l'analyse sur des déclarants relativement aisés. Le tableau montre également, par exemple, que le revenu total moyen pour l'échantillon de l'étude s'élevait à 81 850 \$ en 2013, par rapport à une moyenne de 66 400 \$ pour la population entière.

Malgré les différences de revenu, cet échantillon est bien équilibré quant aux caractéristiques démographiques, comme l'âge, l'état matrimonial, le secteur d'emploi, le statut syndical et (dans une mesure légèrement moindre) la participation à un RPE. Du fait des critères de sélection

imposés, l'échantillon de l'étude présente des cotisations nettes aux CELI et des soldes d'actifs comparativement élevés par rapport à la population générale.

Parce que l'analyse empirique exploite la variation des taux de participation aux RPE, le tableau effectue également une vérification de mise en équilibre entre l'échantillon de l'étude et tous les participants à un RPE. Dans ce cas, les caractéristiques démographiques et de revenu sont relativement similaires, excepté que l'échantillon de l'étude reçoit un revenu de placements et des gains en capital relativement élevés. La différence la plus notable est le taux de syndicalisation, qui est simplement le résultat des participants à un RPE plus susceptibles d'être syndiqués. Des recherches futures pourront étudier la mesure dans laquelle les résultats de l'étude peuvent se généraliser à une population plus vaste. Néanmoins, la présente étude fait partie des premières à prendre en compte la relation entre les RPE, le rendement des investissements et l'épargne-retraite, ainsi qu'à proposer une nouvelle approche empirique à cette fin.

4 Calcul du rendement relatif des investissements

Le RRI de l'épargne hors du milieu de travail est fondé sur une analyse des données administratives relatives aux opérations financières et à la valeur des actifs des CELI. En particulier, la JVM des CELI de 2013 de chaque déclarant est comparée à la JVM moyenne de tous les déclarants présentant des historiques de cotisations et de retraits identiques depuis le lancement de cet instrument d'épargne. Est désignée par A_{it} la JVM totale des actifs, par C_{it} , la valeur totale des cotisations et par W_{it} , la valeur totale des retraits de la personne i au cours de l'année t , agrégés pour tous les CELI détenus. Le modèle statistique estimé est le suivant :

$$A_{i,2013} = \alpha + \sum_{t=2009}^{2013} \{ \beta^t C_{it} - \delta^t W_{it} \} + \theta_{i,2013} \quad (1)$$

Les estimations $\hat{\beta}^t$ et $\hat{\delta}^t$ (le circonflexe désigne une valeur estimée) de l'équation 1 expriment les effets moyens de chaque dollar cotisé à un CELI ($\hat{\beta}^t$) et retiré ($\hat{\delta}^t$) d'un CELI au cours de l'année t sur la JVM des actifs de la dernière année au sein de l'échantillon. La variation de l'effet de chaque dollar épargné est permise selon l'année. Cela est particulièrement pertinent, puisque le CELI a été lancé lors de la période de récession économique mondiale de 2008-2009. De plus, cette méthode n'impose pas d'hypothèses sur le taux de rendement moyen pour toute la population, mais elle a plutôt recours à une approche paramétrique souple.

Pour obtenir une mesure du rendement financier relatif, la valeur résiduelle (normalisée standard) de l'équation 1 est calculée de la façon suivante :

$$\Theta_{i,2013} \equiv \frac{\hat{\theta}_{i,2013} - E[\hat{\theta}_{i,2013}]}{\sqrt{\text{Var}[\hat{\theta}_{i,2013}]}} \quad (2)$$

Par conséquent, $\Theta_{i,2013}$ est une mesure de rendement relatif propre à la personne, qui, selon sa construction, ne s'explique pas par les historiques de cotisations et de retraits. Pour contrôler les observations de valeurs aberrantes de la régression de prédiction, $\hat{\theta}_{i,2013}$ est tronqué aux centiles 0,1 et 99,9. Le choix de seuils de troncature n'a aucune incidence sur les résultats de l'étude. Quatre principaux facteurs sont susceptibles d'expliquer les différences de RRI entre les personnes :

- 1) les différences d'évaluation de la JVM entre les établissements;
- 2) la variation particulière du rendement du patrimoine;
- 3) les différences de compétences financières des investisseurs;
- 4) les différences de comportement des investisseurs en matière de prise de risques.

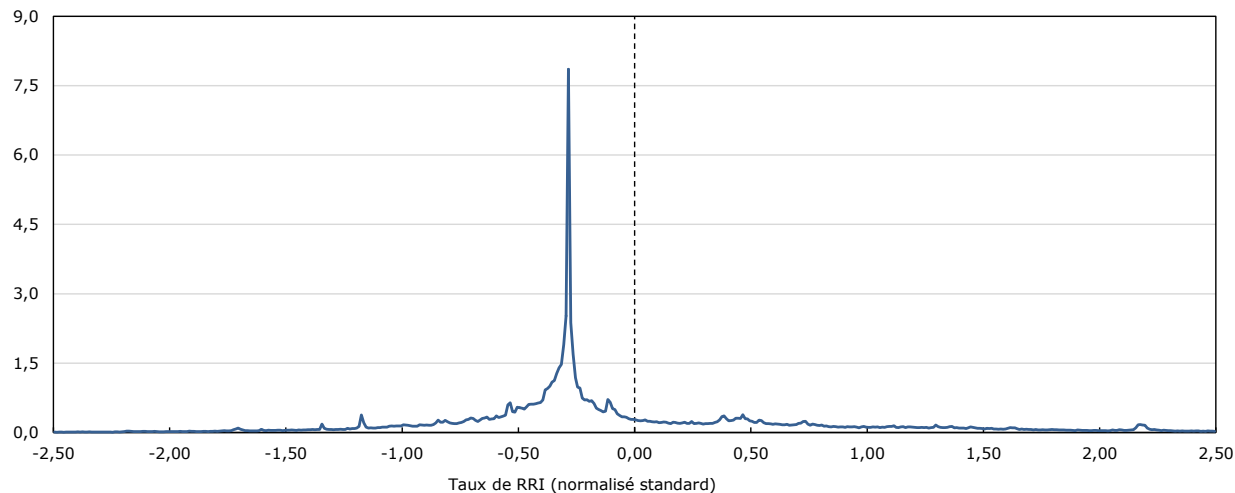
Cela peut être modélisé formellement de la façon suivante : $\Theta_{it} \equiv f(X_{it}, Z_{it}, \epsilon_{it})$, où X_{it} représente les variables observées, Z_{it} les variables non observées et ϵ_{it} les variables particulières. La question de la variation des évaluations des établissements financiers est ignorée sans présenter de risque dans ce scénario, le secteur financier canadien étant principalement constitué d'un petit nombre de grands établissements (bien placés pour évaluer les valeurs des actifs), par rapport à d'autres pays.

Les compétences financières désignent la mesure dans laquelle les choix financiers des personnes correspondent à ceux qu'ils feraient si elles comprenaient bien l'ensemble des occasions à leur disposition (Ambuehl, Bernheim et Lusardi 2014, p. 1). Cela peut inclure la connaissance de stratégies optimales (p. ex. la diversification) et de produits d'épargne sophistiqués. Les épargnants peuvent détenir une grande variété de placements au sein d'un CELI, notamment des espèces, des certificats de placement garantis, des obligations, des actions et des fonds communs de placement. Le recours à des conseils ou planificateurs financiers peut également avoir une incidence sur le rendement relatif des investissements, même si le degré auquel les conseils remplacent des connaissances financières n'est pas toujours clair. Plusieurs études ont révélé que ces deux aspects étaient complémentaires (United States Government Accountability Office [GAO] 2011, Collins 2012), peut-être parce que des conseils sans connaissances peuvent entraîner un surinvestissement dans les produits gérés par les conseillers. Les préférences en matière de risque influent directement sur le rendement relatif; ainsi, le taux de rendement moyen des investissements augmente avec le niveau de risque.

Le graphique 1 représente la répartition de $\Theta_{i,2013}$ dans un domaine à cinq écarts types. L'analyse présente deux attributs distinctifs. Tout d'abord, la répartition présente un pic lorsqu'une petite fraction de l'échantillon (environ 8 %) possède une valeur d'actifs environ égale à la somme des cotisations moins les retraits. En matière de robustesse, l'analyse tient compte de la variation des principaux résultats de l'étude en excluant ces épargnants. Ensuite, le reste des épargnants présentent une hétérogénéité importante.

Graphique 1 Répartition du taux de RRI

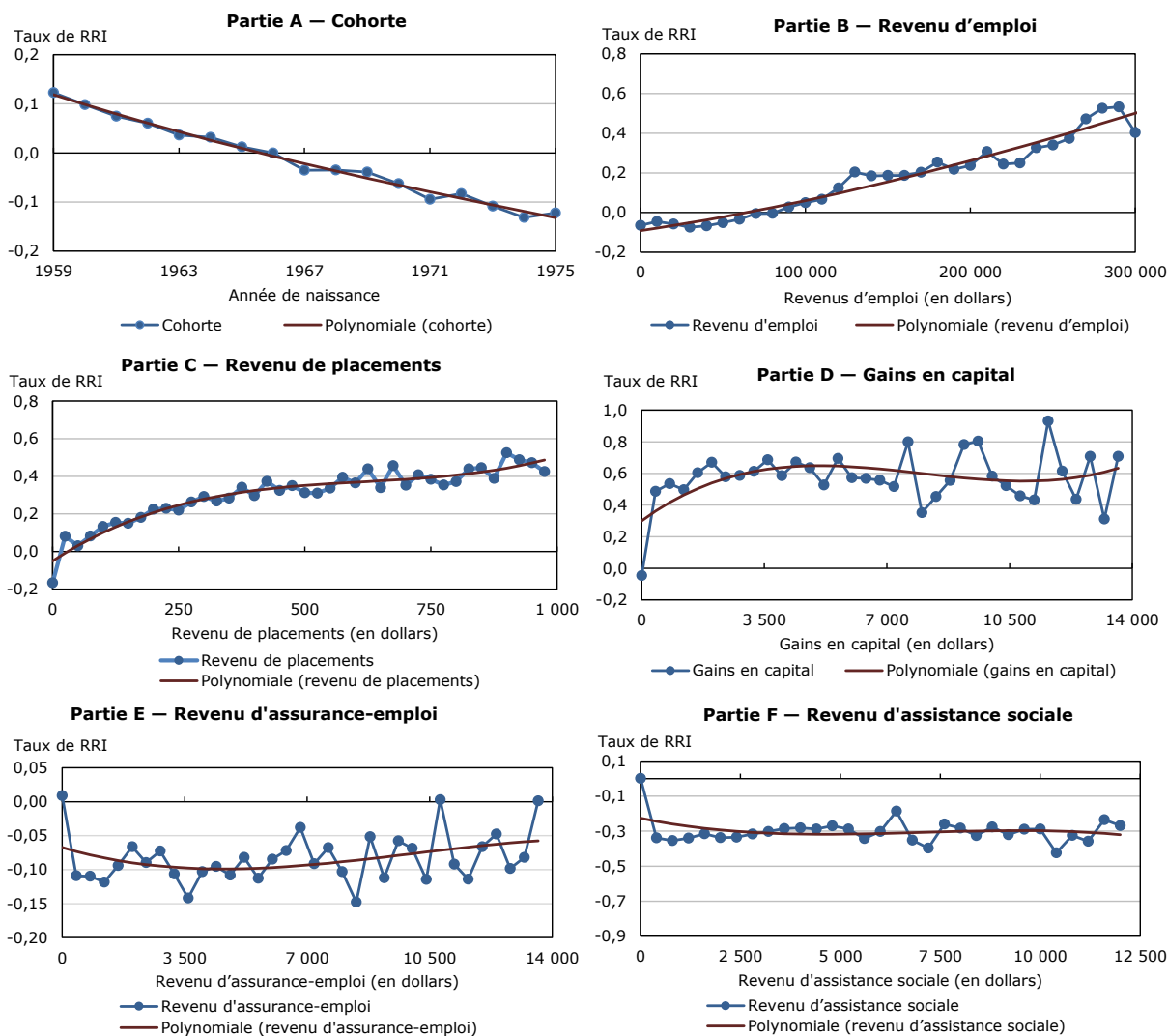
pourcentage



Note : Ce graphique représente la répartition du taux relatif d'investissement (RRI), calculé à partir des équations 1 et 2.
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

Pour explorer la façon dont d'autres facteurs influent sur $\Theta_{i,2013}$, le graphique 2 représente la valeur moyenne du RRI pour toutes les tranches d'âge (par année de naissance) et diverses mesures du revenu. Selon l'analyse, le RRI diminue en fonction de l'âge, du revenu d'emploi et du revenu de placements et il est supérieur pour les personnes recevant des gains en capital par rapport à celui des personnes en étant dépourvues. En revanche, le RRI des personnes touchant des revenus d'assurance-emploi et d'assistance sociale est inférieur à celui des personnes ne bénéficiant pas de ces sources de revenu. Les personnes dans le besoin semblent présenter un moindre succès en matière d'investissements.

Graphique 2 Effets de l'âge et du revenu sur le taux de rendement relatif des investissements (RRI)



Notes : Ce graphique représente les relations entre l'âge (par année de naissance) et diverses sources de revenus et le taux du rendement relatif des investissements (RRI). Chaque point correspond à la valeur moyenne du RRI au sein d'une tranche d'âge ou d'une fourchette de revenus. La largeur de la fourchette est la suivante : 10 000 \$ pour le revenu d'emploi, 25 \$ pour le revenu d'investissements et 400 \$ pour les gains en capital, le revenu d'assurance-emploi et le revenu d'assistance sociale.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

Une limite de l'analyse est qu'il est impossible de relever séparément l'importance de divers déterminants du RRI. En particulier, les compétences financières et les préférences en matière de risque influent conjointement sur le RRI, mais elles ne peuvent pas être discernées séparément. Les données fiscales fournissent des renseignements détaillés sur les cotisations totales des déclarants, leurs retraits et les actifs qu'ils détiennent dans le cadre d'un CELI chaque année, parce que ces renseignements sont déclarés auprès de l'autorité fiscale centrale. Cependant, des détails sur la participation en bourse des déclarants, leurs choix de placement ou leurs parts de portefeuille ne sont pas observés. L'analyse empirique contrôle directement les niveaux de revenu de placements et les gains en capital des déclarants, afin d'observer les différences entre les personnes quant aux caractéristiques de portefeuille hors des CELI et leur participation générale au marché boursier. Cependant, une inspection directe des effets des RPE sur le comportement de prise de risque par rapport aux compétences financières dépasse la portée de la présente étude et constitue un sujet prometteur de recherches futures.

5 Effet des régimes de pension d'employeur sur le rendement relatif des investissements

Dans la présente section figurent les résultats de l'enquête quant à la façon dont le RRI dépend de la participation à un RPE. Comme il a été mentionné précédemment, la théorie fait une prédiction ambiguë de cette relation. La participation de l'employeur peut, par exemple, remplacer des compétences financières. Des suggestions, des conseils, des options par défaut et d'autres mécanismes d'incitation implicites associés à de nombreux RPE peuvent inciter les travailleurs à moins utiliser d'autres services financiers et à ne pas investir adéquatement selon leurs propres connaissances financières. Cependant, les RPE peuvent compléter des connaissances financières, dans la mesure où ces programmes incitent les travailleurs à réfléchir à leur épargne-retraite plus tôt au cours de leur vie, à reconnaître les avantages de l'épargne et à planifier pour l'avenir. Les travailleurs qui savent qu'ils ont des RPE fiables peuvent être plus enclins à faire des placements plus risqués, ce qui influe donc sur le rendement relatif de leurs placements.

Le modèle statistique estime de quelle façon, pour diverses valeurs de t , la participation à un régime de pension, RPE_{it} , pour une personne i au cours de l'année t influe sur le RRI $\Theta_{i,2013}$. L'équation de régression est la suivante :

$$\Theta_{i,2013} = \omega + \pi RPE_{it} + X'_{i,2013} \gamma + \mu_{i,2013} \quad (3)$$

où RPE_{it} est un indicateur de la participation à un régime de pension (qui prend la valeur « 1 » si la réponse est oui et la valeur « 0 » dans le cas contraire), $X_{i,2013}$ est un vecteur des covariables observées et $\mu_{i,2013}$ est le terme d'erreurs. Puisque $\Theta_{i,2013}$ est calculé selon la valeur des actifs en 2013, les covariables sont fondées sur celles observées la même année. Ce vecteur comprend les éléments suivants :

- Effets fixes de la cohorte
- Sexe
- État matrimonial
- Province ou territoire de résidence
- Revenus
- Statut syndical
- Secteur d'emploi (fondé sur le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord [SCIAN] à deux chiffres)
- Revenu de placements
- Gains en capital
- Revenu d'assurance-emploi
- Assistance sociale
- Revenu total
- Allocation pour frais médicaux

Le paramètre d'intérêt, π , est l'effet de la participation à un RPE sur le RRI; le modèle donne $\hat{\pi} < 0$ si les deux sont interchangeables et $\hat{\pi} > 0$ s'ils sont complémentaires.

5.1 Stratégies d'identification

La possibilité que les travailleurs soient répartis par entreprises proposant l'accès à un RPE selon leurs préférences d'épargne sous-jacentes influence l'équation d'estimation 3 par les moindres

carrés ordinaires (MCO) (Ippolito 1997). Les travailleurs qui souhaitent, par exemple, ne pas investir dans des connaissances financières (et qui sont, par conséquent, plus susceptibles de recevoir un faible rendement de leurs placements), mais pour qui la valeur de leur prospérité future à la retraite est importante, seront plus enclins à participer à un RPE. Cela entraîne un biais vers le bas de l'estimateur MCO ($\hat{\pi} < \pi$). Deux méthodes sont utilisées pour surmonter ce problème : 1) l'exploitation de la nature de panel équilibré des données et 2) le recours à des VI pour la participation à un RPE.

On exploite la nature longitudinale des données à l'aide d'un indicateur de participation à un RPE pour chaque travailleur à un moment donné dans le passé. Cette approche répond au défi d'endogénéité en analysant le modèle dans un contexte dynamique et en déduisant la causalité à partir de l'ordre des opérations. Le CELI ayant été lancé en 2009, l'indicateur utilisé de participation à un régime de pension date de 2008 ou avant. Plus précisément, l'équation 3 est estimée à plusieurs reprises, et, chaque fois, un indicateur distinct de la participation à un régime de pension pour plusieurs années entre 2000 et 2008, soit $t \in \{2000, 2004, 2008\}$, est utilisé. La première année est fixée à 2000, car cela correspond à la première année pour laquelle les données sur le secteur d'emploi (selon le code du SCIAN) ont été disponibles. La répétition de l'analyse pour les autres années entre 2000 et 2008 fournit des résultats comparables et elle n'est donc pas présentée par souci de concision.

Une limite de cette approche est qu'elle ne résout pas les effets qui sont propres aux personnes pouvant biaiser l'estimateur, mais qui ne varient pas dans le temps. L'analyse utilise une approche à VI afin de résoudre ce défi et exploite ainsi des différences de disponibilités des RPE selon les cohortes par sexe et secteur d'emploi. Comme l'ont montré Morissette et Drolet (2001), la part des travailleurs participant à un RPE au Canada a varié au cours des dernières décennies, et ces tendances sont nettement différentes entre les hommes et les femmes. Les personnes de différentes cohortes ainsi que de différents sexes et secteurs n'ont pas présenté les mêmes probabilités de participer à un RPE en milieu de travail, du fait de leur manque de contrôle en la matière, parce que, dans une certaine mesure, ce sont les employeurs qui déterminent l'accès à ces dispositions. De nombreuses entreprises au Canada et dans d'autres pays fournissent de moins en moins ces avantages, dans le but de réduire les coûts de fonctionnement en réponse non seulement aux données démographiques changeantes, mais également aux pressions de la concurrence internationale dans le contexte de la mondialisation. Ces facteurs varient par secteur. La régression de première phase pour l'analyse au niveau de la cohorte est fondée sur une telle variation :

$$EPP_{it} = \nu + \{SEXE \times SECTEUR \times COHORTE\}'_{it} \lambda + X'_{i,2013} \phi + \xi_{it} \quad (4)$$

où $\{SEXE \times SECTEUR \times COHORTE\}'_{it}$ est un vecteur de variables représentant une variable changeante de cohorte (continue par année de naissance), mais en interaction avec un ensemble de variables, qui font état de chaque groupe de sexe en fonction du secteur³. Le vecteur de covariables, $X_{i,2013}$, est le même que celui défini ci-dessus, de telle sorte que les effets fixes pour le sexe, la cohorte et le secteur d'emploi en 2013 continuent d'être directement inclus dans les régressions de première et de deuxième phases. En revanche, la variable de secteur utilisée pour créer les instruments exclus provient de l'année $t \in \{2000, 2004, 2008\}$, puisque l'incidence de participer à un RPE pour une année donnée est fonction du secteur d'emploi cette même année.

3. Cette particularité comprend à la fois les interactions de premier et de deuxième niveaux du sexe et du secteur avec la variable changeante de cohorte.

Le vecteur de paramètres λ est bien déterminé en partie à partir de cette variable de secteur décalée. Les résultats de l'analyse sont robustes, du fait de l'utilisation d'effets fixes de cohorte plutôt que d'une variable changeante de cohorte. Cette dernière approche a finalement été choisie, car le fait d'avoir recours à une variable de cohorte continue permet d'inspecter la validité des instruments. À cette fin, le tableau A.1 de l'annexe A montre la part des travailleurs participant à un RPE pour toutes les cohortes, par secteur (décalé) et sexe. Pour les hommes et les femmes, la probabilité de toucher une retraite selon les secteurs et la période est substantiellement hétérogène. Comme prévu, certains secteurs (comme l'administration publique, les services d'enseignement, les soins de santé et l'assistance sociale) tendent à présenter des taux de participation élevés. Cela est probablement le cas, car ces secteurs sont également hautement syndiqués. En revanche, l'agriculture présente l'incidence la plus faible de participation à des RPE pour les deux sexes.

Le tableau montre également la variation de la participation aux RPE au fil du temps, ainsi que la différence de cette variation au fil du temps pour les hommes et les femmes (c.-à-d. la « double différence » de la participation aux RPE). Dans les secteurs qui présentaient initialement les plus grands écarts de participation (p. ex. l'extraction minière, l'exploitation en carrière, l'extraction de pétrole et de gaz, les services publics, la construction et la fabrication), les femmes ont enregistré les plus fortes hausses de participation par rapport aux hommes. Finalement, la disparité de la participation aux RPE entre les hommes et les femmes semble disparaître dans toutes les cohortes. Dans la mesure où ces tendances dépendent de facteurs indépendants des préférences de chaque travailleur individuel choisissant de participer ou non à un régime de pension et sont plutôt fonction de facteurs du côté de l'offre, l'équation 4 est donc une régression de première étape valide pour estimer l'effet des RPE sur le RRI. (Puisque l'analyse se limite aux utilisateurs de CELI, les tendances de ces travailleurs peuvent différer de celles de la population générale. Toutefois, comme le montre le tableau A.2, cela ne semble pas être le cas.)

La stratégie d'identification proposée peut être influencée par des facteurs, tels que les hommes et les femmes intégrant des secteurs plus susceptibles de proposer des régimes de pension à différents taux. Pour écarter cette possibilité, l'analyse a été répétée au moyen d'une variante de l'équation 4 s'appuyant uniquement sur une identification en fonction de la variation de l'incidence de la participation à un régime de pension en milieu de travail pour toutes les cohortes et les secteurs d'emploi décalés. Les résultats de cette approche ont été très semblables à ceux présentés ci-dessous. Cela suggère que la stratégie d'identification exploite la variation exogène dépendant de l'offre de la participation décalée aux régimes de pension en milieu de travail, comme prévu, sans influence significative des changements de préférences sous-jacentes des travailleurs en matière de participation à des régimes de pension en milieu de travail.

5.2 Résultats

Les résultats des estimations MCO de l'équation 3 sont présentés dans le tableau 2. L'analyse est répétée plusieurs fois à l'aide d'indicateurs de participations aux RPE à partir de 2008 (correspondant à un décalage de 5 ans par rapport à l'année au cours de laquelle le RRI a été créé, en 2013) et à partir de 2000 (qui correspond à un décalage de 13 ans). L'« effet de traitement » prédit dans la première ligne de données est l'effet d'intérêt $\hat{\tau}$. Les erreurs-types sont regroupées par personne pour l'hétéroscédasticité des erreurs. Les inférences statistiques sont pratiquement identiques aux regroupements par sexe, cohorte et secteur décalé, lesquels constituent le niveau de variation utilisé dans l'identification. Le regroupement propre aux personnes « imbriquées » le regroupement au niveau du sexe, de la cohorte et du secteur décalé; ainsi, les résultats sont présentés à l'aide de l'approche précédente.

Un premier résultat est le fait que la participation à un RPE correspond à un RRI plus élevé, ce qui s'exprime par le signe et l'importance de l'effet de traitement. En fin de compte, la participation aux RPE entraîne une hausse de l'écart type de 0,012 du RRI, selon une moyenne des

estimations de toutes les colonnes. Cependant, l'ampleur de cet effet est très modeste. L'écart type du RRI (non normalisé) est d'environ 4 950 \$. Par conséquent, la participation à un RPE entraîne un gain de pouvoir d'achat d'environ 60 \$. La JVM moyenne s'élève pratiquement à 11 600 \$. Cela signifie que la participation à un RPE accroît le taux de rendement réparti sur cinq ans d'environ 0,51 % depuis le lancement du CELI.

Tableau 2
Effets estimés de la participation à un RRPE

	Moindres carrés ordinaires			Variables instrumentales		
	2008 (décalage de 5 ans)	2004 (décalage de 9 ans)	2000 (décalage de 13 ans)	2008 (décalage de 5 ans)	2004 (décalage de 9 ans)	2000 (décalage de 13 ans)
estimation des coefficients						
Traitement						
Participait à un RRPE	0,007 †	0,014 ***	0,014 ***	-0,001	0,029 **	0,028 ***
Données démographiques						
Personnes mariées	0,037 ***	0,036 ***	0,036 ***	0,037 ***	0,036 ***	0,036 ***
Caractéristiques de l'emploi						
Personnes syndiquées	-0,010 *	-0,011 **	-0,010 *	-0,007	-0,013 **	-0,011 *
Revenu						
Revenu d'emploi	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***
Revenu des investissements	0,039 ***	0,039 ***	0,039 ***	0,038 ***	0,039 ***	0,039 ***
Gains en capital	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***
Revenu d'assurance-emploi	-0,002 **	-0,002 **	-0,002 **	-0,002 **	-0,002 *	-0,002 **
Revenu d'assistance sociale	-0,019 ***	-0,019 ***	-0,019 ***	-0,019 ***	-0,019 ***	-0,019 ***
Revenu total	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***
Allocations						
Allocation pour frais médicaux	0,005 **	0,005 **	0,005 **	0,005 **	0,005 **	0,005 **
statistiques						
Statistiques						
R au carré	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031
Observations	345 143	345 143	345 143	345 143	345 143	345 143
Statistique « F »	253,8	553,1	997,4

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

Notes : Le revenu total fait référence à la définition du revenu avant impôt de l'Agence du revenu du Canada dans le *Dictionnaire des données administratives longitudinales, 2013* de Statistique Canada, 2015. La statistique « F » de l'instrument exclu est indiquée pour les régressions de variables instrumentales. L'effet de la participation à un régime de pension d'employeur (RPE) sur le taux de rendement relatif des investissements est fondé sur les résultats des moindres carrés ordinaires et des estimateurs de variables instrumentales ainsi que sur les estimations des coefficients pour certaines covariables. (Les autres figurant dans le texte sont inclus dans le modèle, mais ne sont pas reproduits par souci de concision). Les régressions de variables instrumentales déterminent l'effet de traitement en exploitant les tendances différentielles d'admissibilité à un RPE au sein des cohortes, par sexe et secteur d'emploi. Les erreurs-types sont regroupées par personne.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

Le deuxième résultat est le fait que le traitement estimé augmente avec le décalage; en d'autres mots, participer à un RPE plus tôt accroît le RRI dans une plus grande mesure. Pour les personnes bénéficiant d'une pension 8 ou 13 ans plus tôt, la hausse implicite du taux de rendement est de 0,60 % au cours de la période. Pour les personnes participant à un régime de pension cinq ans plus tôt, la hausse implicite correspondante du taux de rendement est de 0,30 %. Troisièmement, les effets des covariables déclarées reflètent les attentes. Cela souligne la validité de la mesure du rendement des investissements. En particulier, le RRI augmente en fonction du revenu d'emploi, du revenu de placements, des gains en capital et du revenu total, mais il tend à diminuer en fonction des revenus d'assurance-emploi et d'assistance sociale. Cela reflète l'examen de ces relations présenté dans le graphique 2, comme il a été mentionné précédemment.

Pour répondre aux préoccupations selon lesquelles l'estimateur MCO dynamique ne résout pas les problèmes d'endogénéité découlant des facteurs non observés ne variant pas dans le temps, le tableau 2 présente les résultats de l'analyse avec VI de l'équation 3. L'analyse exploite les différences de disponibilité des RPE pour toutes les cohortes, par sexe et secteur d'emploi.

Malgré cet accroissement de l'analyse, les résultats sont qualitativement semblables aux conclusions tirées de l'utilisation de l'estimateur MCO, nonobstant le fait que l'effet de traitement n'est pas significativement différent de zéro pour les premiers décalages. Dans ce cas, la moyenne de l'effet des RPE pour toutes les colonnes est de 0,019, ce qui correspond à un gain implicite du RRI d'environ 0,81 %, et le prime maximal est de 1,24 % au cours de la période pertinente à l'étude. De plus, les effets prédits des covariables sont pratiquement identiques dans les régressions MCO et avec VI. Les statistiques « F » découlant des essais des instruments exclus suggèrent que l'analyse au niveau de la cohorte explique bien la variation de la participation aux RPE pour tous les groupes⁴.

La participation à un RPE semble accroître le RRI d'environ 0,50 % à 1,25 % à plus long terme, à savoir cinq ans depuis le lancement du CELI. Pour évaluer la robustesse de ces résultats, le tableau 3 présente les résultats de l'estimation de trois variantes des analyses MCO et avec VI de référence. En particulier, dans la partie A, le modèle est appliqué, mais en sont exclues toutes les sources de revenu, à l'exception du revenu d'emploi, puisque le revenu de placements et les gains en capital sont probablement corrélés à l'utilisation d'un CELI. Dans les parties B et C est estimé le modèle qui comprend une séquence de variables décalées du revenu d'emploi et du revenu total, pour laquelle le nombre de décalages de ces variables est égal à celui utilisé pour l'identification de chaque cas. Par conséquent, l'effet de la participation à un RPE sur le RRI est conditionnel aux historiques de revenu d'emploi ou de revenu total que reçoivent les travailleurs au cours de la période pertinente. Les résultats de ces vérifications de robustesse sont tous conformes aux résultats de référence. Contrôler les historiques de revenu d'emploi et de revenu total tend à atténuer légèrement l'effet, mais le fait selon lequel la participation à un RPE accroît le RRI d'un montant qui est statistiquement significatif mais économiquement modeste demeure inchangé. Le tableau A.3 de l'annexe A montre que les résultats de référence sont très similaires, à l'exception de la masse de personnes dont le RRI est proche du mode. La répartition du RRI dans ce cas est présentée dans le graphique A.1.

4. Une vérification de la validité de l'estimateur de VI est présentée dans l'annexe B. En particulier, une préoccupation en matière d'identification est le fait que le secteur d'emploi passé soit corrélé d'une certaine façon au RRI pour des raisons non observées. Pour confirmer cette hypothèse, une régression a été appliquée à un ensemble d'indicateurs de secteur décalé sur le RRI pour les personnes **ne participant pas** du tout à un RPE entre 2000 et 2013. Ces personnes n'auraient pas subi d'effet indirect d'un secteur d'emploi antérieur sur leur RRI du fait de l'effet d'une participation à un RPE. Les résultats, présentés dans le tableau B.1, suggèrent que le secteur d'emploi a un effet négligeable sur le RRI, en particulier pour des décalages suffisamment importants.

Tableau 3

Vérifications de la robustesse des effets estimés de la participation à un RPE

	Moindres carrés ordinaires			Variables instrumentales		
	2008 (décalage de 5 ans)	2004 (décalage de 9 ans)	2000 (décalage de 13 ans)	2008 (décalage de 5 ans)	2004 (décalage de 9 ans)	2000 (décalage de 13 ans)
estimation des coefficients						
Partie A – Revenus uniquement						
Traitement						
Personnes qui participaient à un RPE	-0,006	0,009 *	0,016 ***	-0,012	0,022 *	0,024 **
statistiques						
Statistiques						
R au carré	0,019	0,019	0,019	0,019	0,019	0,019
Observations	345 143	345 143	345 143	345 143	345 143	345 143
Statistique « F »	255,2	555,1	999,2
estimation des coefficients						
Partie B – Comprend les revenus d'emploi décalés						
Traitement						
Personnes qui participaient à un RPE	0,004	0,011 **	0,012 ***	-0,011	0,018 †	0,017 *
statistiques						
Statistiques						
R au carré	0,032	0,033	0,034	0,032	0,033	0,034
Observations	345 143	345 143	345 143	345 143	345 143	345 143
Statistique « F »	251,9	538,6	965,7
estimation des coefficients						
Partie C – Comprend le revenu total décalé						
Traitement						
Personnes qui participaient à un RPE	0,007 †	0,014 ***	0,014 ***	-0,007	0,020 †	0,018 *
statistiques						
Statistiques						
R au carré	0,033	0,033	0,034	0,033	0,033	0,034
Observations	345 143	345 143	345 143	345 143	345 143	345 143
Statistique « F »	253,5	543,3	972,8

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Notes : La partie A exécute le modèle en excluant les variables de revenu de placements, de gains en capital, de revenu d'assurance-emploi, de revenu d'assistance sociale et de revenu total. Les parties B et C exécutent le modèle en contrôlant le revenu d'emploi et le revenu total décalés, lorsque le nombre de décalages est égal à celui utilisé dans l'identification. Le revenu total fait référence à la définition du revenu avant impôt de l'Agence du revenu du Canada dans le *Dictionnaire des données administratives longitudinales, 2013* de Statistique Canada, 2015. L'effet de la participation à un régime de pension d'employeur (RPE) sur le taux de rendement relatif des investissements est fondé sur les résultats des moindres carrés ordinaires et des estimateurs de variables instrumentales ainsi que sur les estimations des coefficients pour certaines covariables (les autres figurant dans le texte sont inclus dans le modèle, mais ne sont pas reproduits par souci de concision). Les régressions de variables instrumentales déterminent l'effet de traitement en exploitant les tendances différentielles d'admissibilité à un RPE au sein des cohortes, par sexe et secteur d'emploi. Les erreurs-types sont regroupées par personne.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

6 Conclusion

La présente étude fournit de nouveaux renseignements sur la relation entre la participation à un régime de pension d'employeur (RPE) et le rendement des investissements dans le cadre d'un compte d'épargne à fiscalité réduite hors du milieu de travail. En particulier, l'étude repose sur des données administratives relatives à plus de 345 000 déclarants au Canada, afin d'apporter deux contributions clés. Tout d'abord, une méthode est proposée pour déduire le rendement relatif des investissements (RRI) selon une analyse des données du rendement du patrimoine pour les personnes présentant un historique d'épargne identique. Les résultats de l'analyse montrent que le rendement des investissements est substantiellement hétérogène pour toutes ces personnes. Ensuite, il a été relevé que la participation à un RPE par le passé augmentait le rendement de l'épargne hors du milieu de travail réparti sur cinq ans d'environ 0,50 % à 1,25 % depuis le lancement du compte d'épargne libre d'impôt (CELI). Cette augmentation peut découler du fait que :

1. les RPE permettent d'accroître les connaissances financières des personnes, ce qui incite ces dernières à réfléchir à l'épargne plus tôt au cours de leur vie;
2. la participation à un RPE permet aux personnes d'investir dans des actifs plus risqués, ce qui peut fournir des rendements attendus plus élevés.

Ces résultats sont suffisamment robustes pour augmenter l'analyse au moyen d'une approche à variables instrumentales exploitant la variation de la disponibilité des RPE entre les cohortes, par sexe et secteur d'emploi, afin de contrôler la possibilité que les différences observées et non observées entre les personnes participant ou non à un RPE puissent perturber les résultats. Cependant, ce résultat est fondé sur une analyse du rendement des investissements dans le cadre du CELI, qui peut être un instrument d'épargne « marginal » pour certains travailleurs. Du fait du lancement récent du CELI (en 2009) et des limites de cotisations de ce régime d'environ 5 000 \$ par an au cours de la période pertinente de l'analyse, le CELI pourrait être utilisé pour les derniers dollars d'épargne, et le RRI pourrait différer systématiquement pour les premiers dollars épargnés. Le CELI peut, par exemple, attirer des placements à plus haut risque. Dans une certaine mesure, cette question est atténuée en conditionnant l'analyse aux seuls utilisateurs de CELI et en exprimant le rendement des investissements en tant que mesure relative. Cependant, le RRI estimé dans la présente étude peut être une limite supérieure du RRI de toute l'épargne. La mesure dans laquelle les résultats de l'étude se généralisent au rendement d'un vaste portefeuille de placements demeure un sujet important pour de recherches futures.

Pris ensemble, ces résultats donnent à penser que la diminution graduelle de la participation à un RPE dans certains secteurs au cours des dernières décennies pourrait avoir suscité le déclin correspondant du rendement des investissements et de la prise de risque hors du milieu de travail et, par conséquent, qu'elle pourrait avoir même contribué au déclin agrégé des taux de l'épargne privée. Le degré auquel de nouvelles politiques et de nouveaux programmes incitant les personnes à épargner davantage (Madrian et Shea 2001; Choi et coll. 2003; Bernheim, Fradkin et Popov 2015) puissent influencer ultérieurement sur l'amélioration des connaissances financières reste à déterminer. De telles interventions permettent souvent aux personnes de demeurer passives, plutôt que de faire un choix et d'apporter une attention active (Chetty et coll. 2014). Les preuves de l'efficacité de la formation en matière de connaissances financières visant l'amélioration des résultats de l'épargne sont mixtes (Lusardi et Mitchell 2014). Cependant, les résultats de l'étude reflètent la notion que des programmes visant directement l'amélioration des résultats de l'épargne (en simplifiant, par exemple, le processus de prise de décisions financières complexes (Beshears et coll. 2013) sont souhaitables.

Annexe A

Tableau A.1

Participation à un RPE en 2013, par cohorte, sexe et secteur d'emploi, de l'échantillon d'utilisateurs de CELI, données de la banque DAL

	Cohorte (année de naissance)																	Différence, 1975 moins 1959	Double différence, femmes moins hommes
	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975		
	pourcentage																		
Partie A – Femmes																			
Code du SCIAN																			
1	7,7	8,2	9,4	7,7	9,5	4,2	13,2	7,0	8,5	9,4	10,0	7,3	7,6	9,7	8,5	7,2	9,4	1,7	3,9
2	35,5	33,7	35,6	31,8	39,6	37,1	36,1	30,1	36,7	32,7	33,7	33,3	35,7	35,1	37,2	32,8	38,2	2,7	6,0
3	41,0	44,6	44,8	43,8	44,2	44,7	43,6	43,9	42,6	43,0	41,3	44,5	45,4	48,4	48,6	45,0	48,9	7,9	11,6
4	35,2	34,3	35,6	34,5	33,9	36,6	35,5	35,8	34,8	34,4	36,4	35,5	35,2	36,6	35,1	34,7	36,2	0,9	3,5
5	48,3	50,4	50,2	47,9	48,4	47,7	48,4	48,0	48,7	48,3	47,8	46,4	47,8	46,3	47,3	49,2	46,9	-1,4	-0,1
6	72,6	72,6	69,6	71,1	71,1	71,7	69,6	69,5	68,3	67,4	66,1	66,7	67,6	64,8	67,1	68,3	68,9	-3,8	-0,3
7	17,0	16,3	14,1	13,5	14,0	13,4	11,7	16,1	15,2	15,6	16,3	12,7	14,6	14,7	15,0	12,4	15,3	-1,7	-4,5
8	27,3	25,6	26,4	28,3	22,7	24,5	22,8	21,8	23,9	23,9	24,8	22,9	24,9	20,5	21,1	25,2	23,7	-3,5	-3,7
9	88,6	90,9	89,4	90,5	90,9	89,0	90,1	89,4	88,7	91,0	87,7	87,7	89,7	87,4	89,5	89,2	87,5	-1,1	-4,6
Partie B – Hommes																			
Code du SCIAN																			
1	10,0	11,7	9,3	12,7	11,3	8,4	8,8	8,3	9,1	11,5	9,3	13,1	12,3	12,7	10,0	14,3	7,8	-2,2	...
2	54,0	52,9	53,3	54,5	52,2	52,2	52,5	52,0	50,1	49,5	52,4	52,3	49,1	48,4	50,3	48,7	50,7	-3,3	...
3	57,6	57,1	57,8	56,1	55,6	58,1	55,7	55,1	53,9	54,7	54,9	57,3	57,7	57,8	58,1	55,0	54,0	-3,7	...
4	45,7	44,7	44,4	43,4	42,3	44,2	44,1	44,5	43,6	41,4	42,4	40,1	42,9	41,9	42,8	44,1	43,2	-2,6	...
5	44,4	43,5	43,4	43,3	44,1	43,2	45,2	44,6	43,3	44,2	45,7	45,0	45,7	44,0	47,5	46,2	43,2	-1,2	...
6	79,2	77,9	77,7	77,3	77,5	74,6	76,7	76,4	75,3	72,4	71,5	72,8	73,2	74,7	76,6	73,0	75,7	-3,5	...
7	18,2	18,1	19,1	17,9	19,6	20,7	18,1	23,1	23,1	15,6	20,9	21,4	24,5	22,9	21,3	16,3	21,0	2,8	...
8	26,1	27,0	30,4	31,6	25,8	24,9	27,8	26,8	26,0	25,8	21,9	25,9	23,7	25,1	31,7	27,9	26,2	0,1	...
9	90,4	92,0	92,6	92,0	92,8	91,6	93,1	93,8	93,1	93,7	92,7	94,3	94,0	93,6	94,6	94,4	93,9	3,6	...

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : Ce tableau présente la probabilité de participer à un régime de pension d'employeur (RPE), par sexe, cohorte (année de naissance) et secteur d'emploi (code du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord [SCIAN] à un chiffre). Les codes du SCIAN sont les suivants : 1 : Agriculture, foresterie, pêche et chasse; 2 : Extraction minière, exploitation en carrière et extraction de pétrole et de gaz; services publics; construction; 3 : Fabrication; 4 : Commerce de gros; commerce de détail; transport et entreposage; 5 : Industrie de l'information et industrie culturelle; finance et assurances; services immobiliers et services de location et de location à bail; services professionnels, scientifiques et techniques; gestion de sociétés et d'entreprises; services administratifs, services de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement; 6 : Services d'enseignement; soins de santé et assistance sociale; 7 : Arts, spectacles et loisirs; services d'hébergement et de restauration; 8 : Autres services (sauf les administrations publiques); 9 : Administration publique. La valeur de la « différence » est la différence calculée entre les cohortes de 1975 et de 1959, par sexe et code du SCIAN. La valeur de la « double différence » est la différence correspondante entre les hommes et les femmes pour chaque différence au niveau de la cohorte. CELI : compte d'épargne libre d'impôt.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (banque DAL).

Tableau A.2

Participation à un RPE en 2013, par cohorte, sexe et secteur d'emploi, données de la banque DAL pour l'échantillon complet

	Cohorte (année de naissance)																Différence, 1975 moins 1959	Double différence, femmes moins hommes	
	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974			1975
	pourcentage																		
Partie A – Femmes																			
Code du SCIAN																			
1	6,7	7,1	9,2	8,2	7,5	2,9	7,0	7,6	10,4	7,3	6,8	5,4	5,5	8,1	7,7	5,9	8,0	1,4	6,0
2	30,8	31,7	31,7	28,9	31,9	31,3	31,8	30,1	29,4	30,2	27,7	28,7	29,3	24,2	29,9	26,7	29,3	-1,5	3,8
3	37,2	38,7	39,9	38,4	38,2	40,1	38,1	38,1	36,9	38,2	36,4	37,6	35,7	39,4	37,3	38,0	37,6	0,5	5,1
4	31,8	31,2	32,3	30,0	31,1	31,8	30,6	29,8	30,2	29,6	29,7	28,2	30,0	30,0	29,1	27,0	28,0	-3,8	1,8
5	42,4	42,7	42,6	41,6	40,7	40,3	40,6	40,1	39,7	38,0	38,1	37,6	38,1	37,7	37,7	37,3	37,8	-4,6	-2,3
6	67,8	67,8	67,0	67,3	66,8	66,4	64,6	63,8	63,5	62,2	61,8	61,6	62,3	60,9	61,0	61,9	60,9	-6,9	2,1
7	11,7	11,3	10,9	9,9	10,6	10,1	9,2	11,9	10,9	10,5	10,8	9,7	9,4	10,1	10,3	8,9	8,2	-3,5	1,4
8	23,9	22,9	22,1	23,1	20,4	20,2	19,2	18,9	19,8	20,3	18,3	18,5	18,2	18,7	17,4	18,4	17,9	-6,0	-3,2
9	85,4	86,9	86,6	87,3	86,8	84,7	85,4	84,9	84,1	83,6	83,3	82,6	81,9	82,2	82,6	82,2	81,7	-3,7	-3,1
Partie B – Hommes																			
Code du SCIAN																			
1	9,5	8,3	7,9	9,5	8,4	6,2	7,8	7,4	9,6	7,2	5,9	6,7	6,5	6,8	6,9	6,4	4,9	-4,6	...
2	47,0	45,1	45,2	46,0	46,4	45,3	44,0	44,5	43,0	42,6	43,2	42,1	41,9	41,0	40,8	40,7	41,7	-5,3	...
3	51,0	50,9	51,5	50,2	49,0	49,0	48,6	48,2	46,5	46,1	46,6	45,4	47,1	46,3	46,3	45,2	46,3	-4,7	...
4	37,5	37,0	36,8	36,1	34,2	35,9	34,7	34,3	34,6	32,9	32,9	32,2	32,9	32,1	33,0	31,8	31,9	-5,6	...
5	36,4	35,4	37,1	34,8	35,4	34,6	35,8	34,3	34,3	33,9	35,3	35,2	35,2	34,9	35,0	34,7	34,1	-2,3	...
6	75,5	75,1	73,8	74,0	73,9	72,7	72,8	72,7	70,6	69,4	68,8	68,5	69,2	70,0	69,5	68,2	66,5	-9,0	...
7	15,5	16,4	15,2	13,4	14,2	14,0	13,9	15,5	13,8	13,1	14,3	13,7	15,1	15,4	13,4	13,1	10,6	-4,9	...
8	22,7	21,8	22,8	23,1	20,9	21,8	20,3	21,7	20,4	20,7	20,9	20,5	20,3	19,2	19,8	20,2	19,9	-2,8	...
9	87,0	86,8	87,6	87,1	88,4	87,1	88,0	86,8	85,5	86,8	86,7	87,3	87,2	85,7	86,8	87,5	86,4	-0,6	...

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : Ce tableau présente la probabilité de participer à un régime de pension d'employeur (RPE), par sexe, cohorte (année de naissance) et secteur d'emploi (code du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord [SCIAN] à un chiffre). Les codes du SCIAN sont les suivants : 1 : Agriculture, foresterie, pêche et chasse; 2 : Extraction minière, exploitation en carrière et extraction de pétrole et de gaz; services publics; construction; 3 : Fabrication; 4 : Commerce de gros; commerce de détail; transport et entreposage; 5 : Industrie de l'information et industrie culturelle; finance et assurances; services immobiliers et services de location et de location à bail; services professionnels, scientifiques et techniques; gestion de sociétés et d'entreprises; services administratifs, services de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement; 6 : Services d'enseignement; soins de santé et assistance sociale; 7 : Arts, spectacles et loisirs; services d'hébergement et de restauration; 8 : Autres services (sauf les administrations publiques); 9 : Administration publique. La valeur de la « différence » est la différence calculée entre les cohortes de 1975 et de 1959, par sexe et code du SCIAN. La valeur de la « double différence » est la différence correspondante entre les hommes et les femmes pour chaque différence au niveau de la cohorte.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (banque DAL).

Tableau A.3

Effets estimés de la participation à un RPE, à l'exception de la masse proche du mode

	Moindres carrés ordinaires			Variables instrumentales		
	2008 (décalage de 5 ans)	2004 (décalage de 9 ans)	2000 (décalage de 13 ans)	2008 (décalage de 5 ans)	2004 (décalage de 9 ans)	2000 (décalage de 13 ans)
estimation des coefficients						
Traitement						
Participait à un RPE	0,006	0,019 ***	0,023 ***	-0,004	0,032 ***	0,031 ***
Données démographiques						
Personnes mariées	0,040 ***	0,039 ***	0,039 ***	0,039 ***	0,039 ***	0,039 ***
Caractéristiques de l'emploi						
Personnes syndiquées	-0,010 †	-0,012 *	-0,011 *	-0,007	-0,014 **	-0,012 *
Revenu						
Revenu d'emploi	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***
Revenu des investissements	0,037 ***	0,037 ***	0,037 ***	0,037 ***	0,037 ***	0,037 ***
Gains en capital	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***	0,002 ***
Revenu d'assurance-emploi	-0,003 **	-0,003 **	-0,003 **	-0,003 **	-0,003 **	-0,003 **
Revenu d'assurance sociale	-0,027 ***	-0,027 ***	-0,027 ***	-0,027 ***	-0,026 ***	-0,027 ***
Revenu total	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,001 ***
Allocations						
Allocation pour frais médicaux	0,005 **	0,005 **	0,005 **	0,004 **	0,005 **	0,005 **
statistiques						
Statistiques						
R au carré	0,029	0,029	0,029	0,029	0,029	0,029
Observations	29 074	29 074	29 074	29 074	29 074	29 074
Statistique « F »	211,1	462,7	834,8

... n'ayant pas lieu de figurer

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,10)

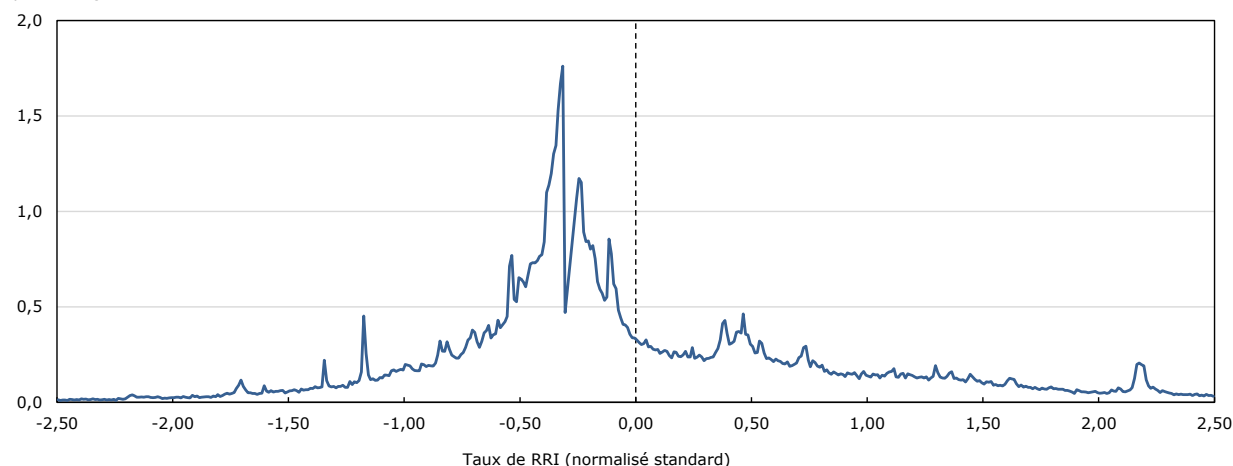
Notes : Le revenu total fait référence à la définition du revenu avant impôt de l'Agence du revenu du Canada dans le *Dictionnaire des données administratives longitudinales, 2013* de Statistique Canada, 2015. L'effet de la participation à un régime de pension d'employeur (RPE) sur le taux de rendement relatif des investissements est présenté selon les résultats des moindres carrés ordinaires et des estimateurs de variables instrumentale ainsi que des estimations des coefficients pour certaines covariables. (Les autres figurant dans le texte sont inclus dans le modèle, mais ne sont pas reproduits par souci de concision.) Les régressions de variables instrumentales déterminent l'effet de traitement en exploitant les tendances différentielles d'admissibilité à un RPE au sein des cohortes, par sexe et secteur d'emploi. Les erreurs-types sont regroupées par personne.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

Graphique A.1

Répartition du taux de RRI, à l'exception de la masse proche du mode

pourcentage



Note : Ce graphique représente la répartition du taux de rendement relatif des investissements (RRI), calculé à partir des équations 1 et 2, à l'exception des personnes présentant des écarts-types de moins de 0,05 du mode de répartition (54 389 personnes ou environ 15,8 % de l'échantillon initial).

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

Annexe B

Une préoccupation éventuelle relativement à l'approche avec variables instrumentales est le fait que le secteur d'emploi passé (l'indicateur de secteur décalé utilisé comme instrument exclu pour l'identification) puisse être déterminé de manière endogène à partir du rendement relatif des investissements (RRI) pour des raisons non observées et qu'il ne satisfasse pas à la limite d'exclusion. Pour répondre à cette préoccupation, la vérification « placebo » suivante a été menée. Est effectuée une régression directe de l'ensemble d'indicateurs de secteurs décalés, selon le code du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord à deux chiffres, par rapport au RRI :

$$\Theta_{i,2013} = \iota + SECTEUR_{it}'\zeta + X_{i,2013}'\psi + \tau_{i,2013} \quad (B1)$$

On estime à nouveau ce modèle séparément pour chaque $t \in \{2000, 2004, 2008\}$, comme précédemment. L'analyse est également limitée aux personnes qui **ne participaient pas** du tout à un régime de pension d'employeur (RPE) entre 2000 et 2013. Cela permet de veiller à ce que tout effet du secteur d'emploi décalé sur le RRI soit direct et qu'il ne découle pas indirectement de l'effet d'une ancienne participation à un RPE.

Les résultats de l'analyse sont présentés dans le tableau B.1. Conformément aux attentes, les indicateurs de secteur d'emploi passé ont des effets directs insignifiants sur le RRI, particulièrement pour les décalages plus importants. Les statistiques de test F limitées permettent d'estimer la mesure dans laquelle les indicateurs de secteur expliquent conjointement le RRI; ces variables ne sont pertinentes dans aucun des cas. Par conséquent, tout effet des indicateurs de secteurs d'emploi décalés sur les connaissances financières s'exprime probablement indirectement par l'effet d'une participation à un RPE.

Tableau B.1

Vérification placebo des effets des indicateurs de secteurs d'emploi décalés sur le taux de rendement relatif des investissements

	2008 (décalage de 5 ans)	2004 (décalage de 9 ans)	2000 (décalage de 13 ans)
estimation des coefficients			
Secteur d'emploi (code du SCIAN)			
Extraction minière, exploitation en carrière et extraction de pétrole et de gaz (21)	-0,116 *	0,022	0,031
Services publics (22)	-0,281	0,005	0,000
Construction (23)	-0,041	0,037	0,055 †
Fabrication (31)	-0,046	-0,005	-0,031
Fabrication (32)	-0,091 *	-0,025	-0,008
Fabrication (33)	-0,102 **	-0,002	-0,015
Commerce de gros (41)	-0,053	0,003	-0,027
Commerce de détail (44)	-0,050	0,012	0,010
Commerce de détail (45)	0,024	0,032	0,019
Transport et entreposage (48)	-0,098 *	0,009	-0,013
Transport et entreposage (49)	-0,075	-0,003	-0,023
Industrie de l'information et industrie culturelle (51)	-0,053	0,029	-0,028
Finance et assurances (52)	-0,086 †	-0,011	-0,028
Services immobiliers et services de location et de location à bail (53)	-0,090 *	-0,003	-0,027
Services professionnels, scientifiques et techniques (54)	-0,046	0,035	0,009
Gestion de sociétés et d'entreprises (55)	-0,092 †	0,006	-0,060
Services administratifs, services de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement (56)	-0,072 *	-0,007	-0,043
Services d'enseignement (61)	-0,060	-0,008	-0,013
Soins de santé et assistance sociale (62)	-0,064 †	0,018	-0,001
Arts, spectacles et loisirs (71)	-0,076	-0,018	-0,024
Hébergement et services de restauration (72)	-0,068 †	-0,003	-0,026
Autres services (sauf les administrations publiques) (81)	-0,042	0,026	0,002
Administrations publiques (91)	-0,029	0,076 †	0,031
statistiques			
Statistiques			
R au carré	0,037	0,037	0,037
Observations	80 092	80 092	80 092
Statistique « F » (tout)	18,7	18,6	18,8
Statistique « F » (limitée)	0,1	0,7	1,6

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Notes : La vérification placebo de l'effet direct du secteur d'emploi sur le taux de rendement relatif des investissements est présentée ici, en fonction du code du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) à deux chiffres. La statistique « F » portant l'étiquette « tout » correspond au test de signification conjoint de toutes les covariables incluses, puisque les covariables supplémentaires sont également incluses dans ces régressions, mais ne sont pas présentées par souci de concision. La statistique « F » portant l'étiquette « limitée » correspond au test « F » limité de la signification conjointe seulement pour les variables de secteurs d'emploi et est la statistique pertinente pour la vérification placebo décrite dans le texte. Les erreurs-types sont regroupées par personne.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

Bibliographie

- Aiyagari, S.R. 1994. « Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving ». *Quarterly Journal of Economics* 109 (3) : 659 à 684.
- Alessie, R.J.M., A. Kapteyn et F. Klijn. 1997. « Mandatory pensions and personal savings in the Netherlands ». *De Economist* 145 (3) : 291 à 324.
- Ambuehl, S., B.D. Bernheim et A. Lusardi. 2014. *Financial Education, Financial Competence, and Consumer Welfare*. NBER Working Paper Series, n° 20618. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.
- Benhabib, J. et A. Bisin. 2016. *Skewed Wealth Distributions: Theory and Empirics*. NBER Working Paper Series, n° 21924. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.
- Benhabib, J., A. Bisin et S. Zhu. 2011. « The distribution of wealth and fiscal policy in economies with finitely lived agents ». *Econometrica* 79 (1) : 123 à 157.
- Benjamin, D.J. 2003. « Does 401(k) eligibility increase saving? Evidence from propensity score subclassification ». *Journal of Public Economics* 87 (5 et 6) : 1259 à 1290.
- Bernheim, B.D. 2002. « Taxation and Saving ». Dans *Handbook of Public Economics*, publié sous la direction d'A.J. Auerbach et de M. Feldstein, p. 1173 à 1249. Amsterdam : Elsevier.
- Bernheim, B.D., A. Fradkin et I. Popov. 2015. « The welfare economics of default options in 401(k) plans ». *American Economic Review* 105 (9) : 2798 à 2837.
- Beshears J., J.J. Choi, D. Laibson et B.C. Madrian. 2013. « Simplification and saving ». *Journal of Economic Behavior and Organization* 95 : 130 à 145.
- Beshears J., J.J. Choi, D. Laibson et B.C. Madrian. 2014. *Does Front-loading Taxation Increase Savings? Evidence from Roth 401(k) Introductions*. NBER Working Papers Series, n° 20738. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.
- Campbell, J. 2006. « Household finance ». *Journal of Finance* 61 (4) : 1553 à 1604.
- Carroll, G.D., J.J. Choi, D. Laibson, B.C. Madrian et A. Mertick. 2009. « Optimal defaults and active decisions ». *Quarterly Journal of Economics* 124 (4) : 1639 à 1674.
- Castaneda, A., J. Díaz-Giménez et J.-V. Ríos-Rull. 1998. « Exploring the income distribution business cycle dynamics ». *Journal of Monetary Economics* 42 (1) : 93 à 130.
- Castaneda, A., J. Díaz-Giménez et J.-V. Ríos-Rull. 2003. « Accounting for the US earnings and wealth inequality ». *Journal of Political Economy* 111 (4) : 818 à 857.
- Chetty, R., J.N. Friedman, S. Leth-Petersen, T. Nielsen et T. Olsen. 2014. « Active vs. passive decisions and crowd-out in retirement savings accounts: Evidence from Denmark ». *Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press* 129 (3) : 1141 à 1219.
- Choi, J.J., D. Laibson, B.C. Madrian et A. Mertick. 2003. « Optimal defaults ». *American Economic Review* 93 (2) : 180 à 185.
- Collins, J.M. 2012. « Financial advice: A substitute for financial literacy? ». *Financial Services Review* 21 (4) : 307 à 322.

Curcuro, S., J. Heaton, D. Lucas et D. Moore. 2005. « Heterogeneity and Portfolio Choice: Theory and Evidence ». Dans *Handbook of Financial Econometrics*, publié sous la direction d'Y. Ait-Sahalia et de L.P. Hansen, p. 338 à 376. Amsterdam : Elsevier Science.

Engelhardt, G.V. et A. Kumar. 2011. « Pensions and household wealth accumulation ». *Journal of Human Resources* 46 (1) : 203 à 236.

Engen, E.M. et W.G. Gale. 2000. *The Effects of 401(k) Plans on Household Wealth: Differences Across Earnings Groups*. NBER Working Paper Series, n° 8032. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Engen, E.M., W.G. Gale et J.K. Scholz. 1994. « Do saving incentives work? ». *Brookings Papers on Economic Activity* 1994 (1) : 85 à 180.

Engen, E.M., W.G. Gale et K. Scholz. 1996. « The illusory effects of saving incentives on saving ». *Journal of Economic Perspectives* 10 (4) : 113 à 138.

Euwals, R. 2000. « Do mandatory pensions decrease household savings? Evidence from the Netherlands ». *De Economist* 148 (5) : 643 à 670.

Fagereng, A., L. Guiso, D. Malacrino et L. Pistaferri. 2016. *Heterogeneity and Persistence in Returns to Wealth*. NBER Working Paper Series, n° 22822. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Gabaix, X., J.-M. Lasry, P.-L. Lions et B. Moll. 2016. « The dynamics of inequality ». *Econometrica* 84 (6) : 2071 à 2111.

Huggett, M. 1996. « Wealth distribution in life-cycle economies ». *Journal of Monetary Economics* 38 (3) : 469 à 494.

Ippolito, R.A. 1997. *Pension Plans and Employee Performance*. Chicago : University of Chicago Press.

Lusardi, A. et O.S. Mitchell. 2014. « The economic importance of financial literacy: Theory and evidence ». *Journal of Economic Literature* 52 (1) : 5 à 44.

Madrian, B.C. et D.F. Shea. 2001. « The power of suggestion: Inertia in 401(k) participation and savings behavior ». *Quarterly Journal of Economics* 116 (4) : 1149 à 1187.

Mawani, A. et S. Paquette. 2011. « Pre-retirement RRSP withdrawals ». *Revue fiscale canadienne* 59 (2) : 183 à 219.

Messacar, D. 2015. *Les régimes de pension d'employeurs empiètent-ils sur d'autres formes d'épargne pour la retraite? Données tirées des dossiers de l'impôt sur le revenu canadien*. Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 371. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Messacar, D. 2017a. « Crowd-out, education, and employer contributions to workplace pensions: Evidence from Canadian tax records ». *Review of Economics and Statistics*. À paraître. Disponible au lien suivant : https://doi.org/10.1162/REST_a_00711.

Messacar, D. 2017b. *Tendances des cotisations aux REER et des retraits préalables à la retraite, de 2000 à 2013*. Aperçus économiques, n° 64. Produit n° 11-626-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Morissette, R. et M. Drolet. 2001. « La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite chez les jeunes travailleurs et les travailleurs d'âge intermédiaire au Canada, 1986-1997 ». *Revue canadienne d'économique* 34 (1) : 100 à 119.

Morissette, R. et Y. Ostrovsky. 2006. *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite des familles canadiennes, 1986 à 2003*. Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 286. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

O'Neill, B. 2007. « Overcoming inertia: Do automated saving and investing strategies work? » *Journal of Family and Economic Issues* 28 (2) : 321 à 335.

Poterba, J.M., S.F. Venti et D.A. Wise. 1994. « 401(k) Plans and Tax-deferred Saving ». Dans *Studies in the Economics of Aging*, publié sous la direction de D.A. Wise, p. 105 à 142. Chicago : University of Chicago Press.

Poterba, J.M., S.F. Venti et D.A. Wise. 1995. « Do 401(k) contributions crowd out other personal saving? » *Journal of Public Economics* 58 (1) : 1 à 32.

Statistique Canada. 2015. *Dictionnaire des données administratives longitudinales, 2013*. Produit n° 12-585-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

United States Government Accountability Office (GAO). 2011. *Regulatory Coverage Generally Exists for Financial Planners, but Consumer Protection Issues Remain*. GAO Consumer Finance Report n° GAO-11-235. Washington, D.C. : United States Government Accountability Office.

Venti, S.F. et D.A. Wise. 1998. « The cause of wealth dispersion at retirement: Choice or chance? » *American Economic Review* (mai) : 185 à 191.