

HEC MONTRÉAL

Qui demande la rente de retraite à 60 ans au Canada?

par

Maxime Juckenack-Mellinger

**Sciences de la gestion
(Option Économie Appliquée)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(M. Sc.)*

Décembre 2019
© Maxime Juckenack-Mellinger, 2019

Le 24 mai 2019

À l'attention de :
Maxime Juckenack-Mellinger

Objet : Approbation éthique de votre projet de recherche

Projet : 2020-3123

Titre du projet de recherche : Les déterminants de la décision de réclamer la rente du Régimes des Rentes du Québec/Régime de pensions du Canada à 60 ans. Une analyse comparative entre les deux régimes.

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 24 mai 2019. Prenez note que ce certificat est **valide jusqu'au 01 mai 2020**.

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 # : 2020-3123

Titre du projet de recherche : Les déterminants de la décision de réclamer la rente du Régimes des Rentes du Québec/Régime de pensions du Canada à 60 ans. Une analyse comparative entre les deux régimes.

Chercheur principal :

Maxime Juckenack-Mellinger, étudiant M. Sc.
HEC Montréal

Directeur/codirecteurs :

Pierre-Carl Michaud
Professeur - HEC Montréal

Date d'approbation du projet : 24 mai 2019

Date d'entrée en vigueur du certificat : 24 mai 2019

Date d'échéance du certificat : 01 mai 2020



Maurice Lemelin
Président
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 # : 2020-3123 - RETRAITE

Titre du projet de recherche : Qui demande la rente de retraite à 60 ans au Canada?

Chercheur principal :

Maxime Juckenack-Mellinger, étudiant M. Sc.
HEC Montréal

Directeur/codirecteurs :

Pierre-Carl Michaud

Date d'approbation initiale du projet : 24 mai 2019

Date de fermeture de l'approbation éthique : 29 novembre 2019



Maurice Lemelin
Président
CER de HEC Montréal

Résumé

Au Canada, une grande part des cotisants réclame leur rente du Régime des Rentes du Québec (RRQ) ou du Régime de Pensions du Canada (RPC) dès l'âge de 60 ans, soit le premier âge d'éligibilité, malgré la réduction permanente de leurs prestations. De plus, les données montrent que la proportion de nouveaux bénéficiaires de 60 ans du RRQ surpasse celle du RPC de presque 20%. Les principales études soulignent, entre autres, l'importance dans cette décision des incitatifs financiers des différents programmes de retraite, de l'effet de l'information et des connaissances sur les caractéristiques des régimes, du lien avec le marché du travail ou encore de la situation financière de l'individu. Le contenu de ce mémoire se penche sur les différents profils d'individus qui demandent la rente de retraite à 60 ans au Canada, tout en comblant un vide dans la littérature en explorant la différence de proportions de nouveaux bénéficiaires entre le RRQ et le RPC. En utilisant les données de l'Étude Longitudinale Internationale des Adultes (ÉLIA) et à l'aide de modèles binomiaux (logit), nous trouvons que le fait de percevoir une rente privée avant l'âge de 60 ans augmenterait la probabilité de demander la rente dès 60 ans de plus de 60% autant pour le RRQ que pour le RPC. Nous confirmons également un résultat démontré dans la plupart des études sur le sujet, soit qu'un individu qui a une présence plus faible sur le marché du travail avant l'âge de 60 ans, pour cause de retraite ou de perte d'emploi, est davantage susceptible de demander sa rente dès le premier âge d'éligibilité. Enfin, afin de

mesurer la différence de proportion entre le RRQ et le RPC, nous utilisons la décomposition Oaxaca-Blinder. Nous trouvons qu'environ un quart de la différence est expliquée par notre modèle, et nous concluons que le 75% restant dépend de variables institutionnelles liées notamment à l'administration distinctes entre le RRQ et le RPC.

Mots-clés

Retraite, réclamation de la rente de retraite, Régime des rentes du Québec (RRQ), Régime de Pensions du Canada (RPC), âge de retraite anticipée.

Méthodes de recherche

Données administratives longitudinales, modèle binomial (logit), décomposition Oaxaca-Blinder.

Table des matières

Résumé	v
Liste des tableaux	ix
Liste des figures	xi
Liste des abréviations	xiii
Avant-propos	xv
Remerciements	xvii
Introduction	1
1 Description du système de retraite canadien	7
2 Revue de la littérature	13
3 Données	35
3.1 Source de données	35
3.2 Construction de l'échantillon	36
3.3 La réclamation de la rente à 60 ans	37

3.4	Les régresseurs	38
3.5	Dépendance temporelle	40
3.6	Statistiques descriptives	40
4	Méthodologie empirique	45
4.1	La fonction de hazard	45
4.2	Modèle de régressions	49
4.2.1	Le modèle binomial : logit	49
4.2.2	Prédictions théoriques	50
4.2.3	Variabes omises et erreurs de mesure	53
4.3	Différence RRQ-RPC	55
4.3.1	La décomposition Oaxaca-Blinder	56
4.3.2	Identification dans la décomposition détaillée OB	58
5	Résultats	61
5.1	Modèle binomial	61
5.2	Différence RRQ-RPC	66
5.3	Décomposition Oaxaca-Blinder	69
5.4	Discussion	74
	Conclusion	79
	Bibliographie	83

Liste des tableaux

3.1	Covariables et leur signification.	39
3.2	Statistiques descriptives	43
5.1	Effet sur la probabilité de réclamer la rente à 60 ans, RRQ vs. RPC	65
5.2	Différence entre RRQ et RPC	67
5.3	Effet sur la probabilité de réclamer à 60 ans (contrôle pour le Québec)	69
5.4	Décomposition Oaxaca-Blinder, prestataires de 60 ans (1991-2010)	70
5.5	Décomposition détaillée Oaxaca-Blinder	73
5.6	Âge moyen de départ à la retraite par province (1976-2010)	75

Liste des figures

- 2.1 Hazard de nouveaux bénéficiaires de 60 ans, par période (calculs de l’auteur) 29
- 2.2 Évolution du taux d’emploi des 60-64 ans. 29

- 3.1 Construction de la variable de transition (âge lors de la réception de la première rente du RRQ/RPC) 38

- 4.1 Probabilités d’entamer les prestations du RPC/RRQ à un âge donné, selon la province et le sexe (calculs de l’auteur). 48

Liste des abréviations

ANR Âge normal de retraite

MGAP Maximum des Gains Annuels ouvrant droit à Pensions

OB Oaxaca-Blinder

RNSR Richesse nette de sécurité du revenu

RPC Régime de pensions du Canada

RRQ Régime de rentes du Québec

SR Sécurité du revenu

SV Sécurité vieillesse

SRG Supplément de revenu garanti

VPN Valeur présente nette

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.

Remerciements

La rédaction de ce mémoire a été marquée par tout un éventail d'émotions et de défis que je suis ravi d'avoir surmonté. Cette aventure, qui touche maintenant à sa fin, n'aurait pu se faire sans le soutien de bien des personnes dans mon entourage. Je tenais tout d'abord à offrir toute ma gratitude à Pierre-Carl Michaud, qui a su faire preuve de patience, tout en étant un excellent guide à travers ce parcours. La profondeur de ses connaissances en économie fait preuve de sa passion pour cette discipline, qui se traduit par un véritable investissement dans le travail de ses étudiants. Je le remercie tout particulièrement pour les projets passionnants auxquels il m'a donné la chance de participer.

L'étape du mémoire m'a offert l'occasion unique de rencontrer et de travailler avec une équipe de recherche chevronnée. Je remercie chaleureusement toute l'équipe de l'Institut sur la retraite et l'épargne (IRE), notamment David Boisclair et Yann Décarie, pour leurs précieux conseils.

Je remercie de tout coeur mes parents, Véronique, Jan et Philippe, pour leur soutien et pour m'avoir offert cette chance incroyable de suivre des études dans ce merveilleux pays qu'est le Canada. Charlotte, tu as toujours été la meilleure des soeurs. Ich danke auch meine Familie in Deutschland für eure Hilfe und für eure Liebe.

Je remercie tous mes amis qui ont été des pierres angulaires dans mon développement personnel et tous ceux qui m'ont aidé dans la rédaction de ce mémoire à travers leurs

nombreux conseils. Merci à : Adrien, Guillaume, Thiébaud, Jordan, Jeiel, et tant d'autres.

Je te remercie aussi tellement Sidita. Ton amour et ton soutien m'ont aidé à surmonter tant de défis. Merci pour nos conversations, ta patience, tes conseils, et ta joie de vivre.

Je voulais terminer en offrant toute ma reconnaissance à la Chaire de recherche Industrielle Alliance et au Centre Interuniversitaire Québécois de Statistiques Sociales pour leur soutien financier.

À la mémoire d'Opa, "He walked the line"

Introduction

L'institut canadien des actuaires (ICA) a recommandé en avril 2019 de mettre à jour l'âge de retraite, notamment dans le Régime de Rentes du Québec (RRQ) et le Régime de Pensions du Canada (RPC)¹. L'âge normal de retraite passerait de 65 à 67 ans, et l'âge de retraite anticipée de 60 à 62 ans. L'objectif de l'annonce était d'entamer une conversation quant aux réformes nécessaires afin d'assurer la viabilité financière des régimes de retraite canadiens sur le très long terme, étant donné la hausse enregistrée de l'espérance de vie et la réduction du bassin de travailleurs. Cette annonce attire donc l'attention sur les raisons amenant les Canadiens à faire leur choix sur l'âge de début de prestations du RRQ ou du RPC.

Au Canada, comme dans la plupart des autres pays de l'OCDE, un grand nombre de personnes réclame leur rente dès le premier âge d'éligibilité, malgré l'ajustement actuariel réduisant la rente mensuelle de façon permanente². Afin de comprendre cette disposition, les déterminants de la décision de débiter les prestations de retraite doivent être bien définis. Coile et collab. (2002) ont utilisé une approche économique comparant la décision de réclamer la rente à celle de l'achat d'annuités, soit le report d'une année de la demande

1. Institut Canadien des Actuaires, "Une retraite reportée pour des prestations plus élevées", 2019, récupéré de <https://www.cia-ica.ca/fr/relations-externes/enonce-public/age-de-la-retraite>.

2. Cet ajustement augmente ou réduit la rente de retraite suivant l'âge de début de prestations. Plus de détails dans la prochaine section.

de la rente s'apparente à l'achat d'une annuité supplémentaire de revenus de pension de retraite. D'ailleurs, Coile et collab. (2002) indiquent que pour la plupart des cas, repousser la demande de la rente entraîne un gain d'utilité espérée, par contre les personnes ne pourraient pas être suffisamment éduquées quant à l'aspect intertemporel de la décision de réclamer la rente, étant donné la majorité qui la demande dès l'âge de retraite anticipée. Les préférences temporelles hétérogènes peuvent être également à l'origine de cette décision (Gustman et Steinmeier, 2005), notamment en raison de contraintes budgétaires et de niveau d'actifs financiers très divergents, ce qui peut escompter fortement l'ajustement actuariel offert dans certains régimes de retraite nord-américains. Dès lors, augmenter l'âge de retraite anticipée affecterait surtout les personnes ayant un haut taux d'escompte et peu d'actifs financiers (Gustman et Steinmeier, 2015).

Beaucoup d'études font l'hypothèse importante que la décision de débiter les paiements de la rente et celle de débiter la retraite se font conjointement. Cependant, le lien n'est pas forcément aussi clair. La décision de débiter les prestations de rente est avant tout financière, et une personne peut débiter sa retraite sans forcément percevoir de rente, surtout en présence de beaucoup d'actifs financiers. Par contre, la littérature semble arriver à un consensus pour les individus ayant commencé leur retraite avant l'âge de retraite anticipée. Ils auraient tendance à demander leur rente publique le plus tôt possible. Coile et collab. (2002) indiquent que 80% débiter les prestations dans le premier mois de leurs 62 ans aux États-Unis. Baker et Benjamin (1999), pour leur part, suggèrent que les Canadiens réclamant à 60 ans sont ceux qui auraient déjà pris leur retraite ou qui auraient une faible participation sur le marché du travail. Delavande et collab. (2006) trouvent que l'augmentation de la probabilité de survie entraîne une baisse de la proportion de personnes réclamant la rente de façon anticipée, sauf pour les personnes ayant déjà entamé leur retraite, pour lesquelles aucun effet n'est observé et dont la majorité débute les prestations dès 62 ans aux États-Unis.

Les régimes de retraite peuvent par eux-mêmes inciter à réclamer la rente plus jeune, notamment à travers des paramètres induisant rapidement une perte sur le niveau espéré des paiements de rentes futurs à la suite d'une année supplémentaire de travail après 60 ans (Baker et collab., 2003). Milligan et Schirle (2008) démontrent que l'interaction entre les rentes disponibles à 65 ans protégeant les personnes les moins bien nanties et le RRQ/RPC poussent ces dernières à réclamer plus tôt. En effet, l'augmentation de la rente mensuelle liée au report de la rente se transforme en une taxe implicite, réduisant effectivement les revenus à 65 ans. Les auteurs trouvent un lien entre le niveau d'éducation et le niveau de la taxe implicite, ceux ayant la plus haute taxe étant souvent les moins éduqués. L'éducation serait d'ailleurs aussi à l'origine d'une meilleure compréhension des processus derrière des paiements d'annuités (Brown et collab., 2016b), et donc de meilleures décisions quant à la demande de la rente.

Les modèles économiques et financiers étudiant la décision de réclamer imposent des hypothèses parfois irréalistes, ce qui peut compromettre la véracité des effets observés. Pour que les résultats d'un modèle microéconomique analysant des choix soient valides, l'hypothèse de l'invariabilité des choix doit tenir (Brown et collab., 2016a). Cependant, suivant la manière dont l'information sur la rente est présentée, les personnes peuvent changer l'âge auquel elles désirent débiter les prestations de leur rente de retraite, notamment chez les moins instruits et les moins bien nanties (Brown et collab., 2016a; Liebman et Luttmer, 2012). Il se peut également qu'une personne demande la rente en fonction d'une dépendance à un point de référence, comme c'est le cas avec l'information présentée par le gouvernement américain, qui peut être interprétée comme un conseil donné (Behaghel et Blau, 2010). Ne pas suivre l'âge conseillé pourrait être associé au fait de percevoir des pertes de revenus à la retraite. En revanche, le fait de posséder davantage d'informations n'entraîne pas forcément de nouveaux ou de meilleurs comportements (Mastrobuoni, 2011).

La recherche au Canada sur les décisions à la retraite est encore très limitée. Les principales études se concentrent sur les incitatifs financiers des différents programmes de retraite (Baker et collab., 2003; Milligan et Schirle, 2008), et elles trouvent que les paramètres du RRQ et du RPC sont de telle sorte que les individus auraient un intérêt à demander leur rente avant l'âge normal de retraite. Cependant, malgré cette similarité entre le RRQ et le RPC, les données suggèrent que les bénéficiaires du RPC tendent à privilégier l'âge de 65 ans, contrairement à ceux du RRQ qui privilégient l'âge de 60 ans. Ainsi, il est possible d'exploiter cette différence entre le Québec et le reste du Canada afin de cerner si certains facteurs expliqueraient une préférence à recevoir la rente plus vite. En dehors de l'article de Baker et Benjamin (1999) analysant l'impact de la réforme introduisant l'âge de retraite anticipée sur le marché du travail, ou celui de Lalime et Michaud (2014) étudiant l'impact de la littératie financière sur la préparation à la retraite entre le Québec et le reste du Canada, aucune étude n'a encore été faite cherchant à éclaircir cette différence entre le RRQ et le RPC.

Ce mémoire a pour objectif de poursuivre la recherche sur la décision de débiter les prestations du RRQ/RPC au Canada. Notre analyse empirique se concentre sur le profil de personnes qui réclame dès l'âge de 60 ans, dans le but de confirmer qu'une personne moins bien nantie ou ayant un lien plus faible sur le marché du travail avant 60 ans aurait réellement tendance à réclamer plus jeune la rente du RRQ/RPC, ou si d'autres facteurs devraient être pris en compte. Nous mesurons l'impact du statut financier, du statut d'emploi, du niveau d'éducation et de différentes variables socio-démographiques sur cette décision, pour chaque province séparément. Ensuite, nous nous intéressons à la différence de proportions de nouveaux bénéficiaires de 60 ans entre le Québec et l'Ontario. Afin de répondre à nos questions de recherche, nous profitons de l'accès à une riche base de données administratives offerte par l'Étude longitudinale internationale des adultes (ÉLIA), couvrant la période de 1991 à 2010. Les variables disponibles dans l'ÉLIA englobent le

travail, les revenus, l'éducation et un grand nombre de données démographiques. Nous sommes ainsi en mesure de suivre dans le temps les décisions de notre échantillon de Canadiens en ce qui a trait à la demande de la rente.

Nous observons d'abord, séparément pour chaque province, les réponses de nos variables sur la décision de réclamer la rente à 60 ans. Nous utilisons ainsi un modèle binomial (logit), incluant des contrôles pour la période dans laquelle la décision a été prise. Un des principaux effets que nous observons est l'importance de la présence de paiements de pensions privées avant l'âge de 60 ans, qui augmente la probabilité de demander la rente dès l'âge de retraite anticipée jusqu'à 33% par rapport à la moyenne au Québec, et jusqu'à 21% en Ontario. Également, une personne qui, pour différentes raisons, n'a pas occupé un emploi de façon constante depuis l'âge de 55 ans, aurait jusqu'à 10% de chance de plus de demander la rente à 60 ans au Québec, et jusqu'à 18% en Ontario. Étonnamment, les revenus du ménage ne semblent pas entraîner une réponse différente sur la probabilité de demander la rente, tant au Québec qu'en Ontario. Être la personne amenant le plus d'argent dans le ménage réduirait la probabilité de demander la rente à 60 ans. Le fait d'avoir un baccalauréat ou plus aurait quant à lui une incidence positive sur la probabilité de demander la rente à 60 ans, comparativement à une personne dont le plus haut niveau d'étude est le collégial ou équivalent.

Afin de comparer les taux de nouveaux bénéficiaires de 60 ans entre les deux provinces, nous utilisons d'abord le modèle binomial sur l'ensemble de la population en ajoutant une variable de contrôle pour le Québec. Nous utilisons par la suite la décomposition Oaxaca-Blinder, une méthode bien connue de comparaison de moyennes. Nos résultats suggèrent que notre modèle explique environ 25% de la différence entre le Québec et l'Ontario. Une plus grande proportion de Québécois débute les prestations dès l'âge de 60 ans, et cette différence se maintient même en contrôlant pour un certain nombre de variables socioéconomiques. Nous en déduisons que des variables non-observées sont à

l'origine de la différence Québec-Ontario, notamment la diffusion de l'information sur les caractéristiques du régime de rentes, la prévalence de régimes à prestations déterminées au Québec, le niveau de santé, ou encore l'administration séparée des deux régimes entraînant une action différente des gouvernements.

La suite de ce mémoire est présentée comme suit : le chapitre 1 décrit le système de retraite publique canadien, le chapitre 2 contient la revue de la littérature, les chapitres 3 et 4 présentent respectivement les données et la méthodologie empirique, et le chapitre 5 contient le compte-rendu des résultats, leur analyse et une discussion. Le document se termine par la conclusion.

Chapitre 1

Description du système de retraite canadien

Les deux principaux régimes de retraites publiques au Canada, le Régime des Rentes du Québec (RRQ) et le Régime des Pensions du Canada (RPC) ont été instaurés en 1965 afin de répondre à une croissance de la pauvreté parmi les retraités canadiens. Le Québec est la seule province ayant utilisé son droit d'établir un régime parallèle pour ses propres résidents, mais les différences entre le RRQ et le RPC sont essentiellement administratives et juridictionnelles. Les règles en termes d'éligibilité, de montants reçus et de contributions sont identiques, à l'égard de quelques détails.

La retraite anticipée est introduite au RRQ en 1984 et en 1987 au RPC. Il est dès lors possible de réclamer la rente dès l'âge de 60 ans. Une condition principale à la réception de la rente était d'avoir cessé de travailler aux yeux de la loi (recevoir des revenus inférieurs à 20% du Maximum des gains annuels ouvrant droit à pension (MGAP)¹). Depuis 1975 (1977 au Québec), l'examen n'est fait qu'une fois que la demande de la rente est

1. Le montant de revenus maximal sur lequel une personne peut cotiser au courant d'une année donnée. Ce montant s'élève à 57,400\$ en 2019.

soumise. Après la première réception de la pension, les revenus n'étaient plus examinés. En 2012, puis en 2014 au Québec, les conditions de cessation de travail ont été levées, une personne pouvant désormais continuer à travailler tout en recevant la rente. Elle doit continuer à contribuer au régime, et reçoit dès l'année suivante une majoration de sa rente. La décision de réclamer la rente est ainsi une décision financière que chaque individu résidant au Canada à partir de l'âge de 60 ans est amené à prendre.

Cette section présente tout d'abord les principales caractéristiques financières du RRQ et du RPC, notamment le calcul de la rente mensuelle. Nous présentons par la suite les autres régimes publics canadiens qui entrent en relation avec le RRQ et le RPC.

Le calcul de la rente

Le financement de la rente se fait à travers un impôt direct sur le revenu. Le taux de cotisation est partagé de façon égale entre l'employé et l'employeur. En 2019, il s'élève à 5.4% au Québec (10.8% pour les travailleurs autonomes) et à 5.1% dans le reste du Canada (10.2% pour les travailleurs autonomes). La cotisation est retenue sur les revenus demeurant entre une exemption de base (établie à 3500\$) et le MGAP en vigueur.

La rente mensuelle maximale à 65 ans s'élève à 25% du MGAP mensuel en vigueur. La pension est déterminée en fonction de trois facteurs : la période de contribution, l'historique salarial, et l'âge lors de la demande de la rente. Toute personne ayant contribué au minimum une année depuis ses 18 ans a le droit de percevoir la rente. La période de contribution commence soit le 1er janvier 1966, soit à 18 ans, suivant le plus récent, et se termine le mois précédant le début de la rente. Il est possible d'exclure certains mois du calcul de la rente : les mois de réception d'une rente d'invalidité, le temps passé en dehors du marché du travail pour s'occuper d'un enfant en bas âge, et 15% des mois à faibles revenus pour le Québec et 17% pour le reste du Canada.

Les revenus mensuels compris dans la période de contribution finale sont alors exprimés comme une fraction du MGAP mensuel en vigueur. En d'autres termes, la rente qu'une personne va recevoir est une fraction de la rente maximale. Ces ratios ne peuvent pas excéder 1, donc tout revenu supérieur au MGAP n'est pas pris en compte dans le calcul de la rente. Le ratio est ensuite multiplié par une moyenne mobile du MGAP des 5 années précédant la demande de la rente (y compris l'année durant laquelle la demande a été faite). En 2019, la rente mensuelle maximale s'élève à 1154.58\$.

En outre, le montant de rente subit un ajustement actuariel suivant l'âge auquel la personne la réclame. Le facteur d'ajustement varie entre 0.5% pour les rentes les plus faibles et 0.6% pour la rente maximale pour chaque mois précédant le 65ème anniversaire de la personne, jusqu'à une réduction maximale de 30% et 36% respectivement. De même, la rente est augmentée de 0.7% pour chaque mois où la rente est reportée suivant l'âge de 65 ans, jusqu'à un maximum de 42%.

Ainsi, la rente mensuelle $b(r)$ se traduit par :

$$b(r) = 0.25 \times GAM \times \gamma(r) \quad (1.1)$$

Où, r est l'âge du début de prestation, GAM sont les Gains Admissibles Moyens qui se définissent comme :

$$GAM = \frac{\sum_{j=1}^N \min\left(\frac{Revenus_j}{MGAP/12}, 1\right)}{N} \times \frac{1}{5} \sum_{j=0}^4 MGAP_{t-j}$$

Où N représente le nombre de mois dans la période de contribution finale.

$\gamma(r)$ est une fonction déterminant le facteur d'ajustement lié à l'âge lors de la demande de la rente. Elle se définit par :

$$\gamma(r) = \begin{cases} 1 - \alpha \times (ANR - r) & \text{si } 60 \leq r \leq ANR \\ 1 + 0.084 \times (r - ANR) & \text{si } ANR < r \leq 70 \end{cases}$$

Où ANR est l'âge normal de retraite (65 ans), et α est le taux d'ajustement annuel pré-ANR, qui s'établit à :

$$\alpha = \begin{cases} 0.072 & \text{si } b(r) = \max(b(r)) \\ 0.06 & \text{si } b(r) \approx \min(b(r)) \end{cases}$$

Comme mentionné précédemment, il est possible depuis 2012 (2014 pour le RRQ) de continuer à travailler tout en recevant la rente du RRQ/RPC. Le cotisant peut alors collecter un supplément à la rente de retraite dès l'année suivante. Ce supplément est équivalent à 0.5% du revenu sur lequel la personne a cotisé et cette augmentation est permanente.

Le RRQ et le RPC comporte également d'autres éléments importants comme la rente d'invalidité, une rente pour orphelin, une rente de conjoint survivant et une prestation de décès. Ces derniers ne sont pas abordés dans le cadre de ce mémoire.

Les autres régimes de pension canadiens

En plus du RRQ et du RPC, d'autres régimes de pension complètent la sécurité du revenu à la retraite. Le plus ancien régime est la pension de la sécurité vieillesse (SV), créée en 1952. Il est financé directement à partir des recettes fiscales du gouvernement fédéral canadien. Afin d'être autorisé à recevoir la rente, un individu doit répondre à des critères d'âge et de résidence. Depuis les années 1970, la pension de la SV est payable à tout individu de 65 ans ou plus. L'individu doit avoir vécu un minimum de 10 ans au Canada depuis l'âge de 18 ans. Le montant est déterminé par le nombre d'années qu'il a passé au Canada. S'il a vécu plus de 40 ans au Canada, il recevra la rente pleine. Autrement

il recevra la rente au prorata du nombre d'années passées au Canada. La pension de la SV se traduit par un montant forfaitaire, dont le maximum est établi à 601.45\$ par mois en 2019. Depuis 1989, les personnes ayant des revenus annuels supérieurs au seuil de revenu net établi pour l'année subissent un impôt de récupération. Ce dernier est de 15 cents par dollar de revenus au-delà de 75910\$ en 2019.

Trois autres régimes s'ajoutent à la SV : le Supplément de revenu garanti (SRG), l'allocation et l'allocation au survivant. Ces trois régimes ne sont pas imposables, contrairement au RRQ/RPC et à la pension de la SV. L'allocation est offerte au conjoint ou conjointe ayant entre 60 et 64 ans d'un récipiendaire du SRG. L'allocation au survivant est une rente payée aux personnes de 60 à 64 ans à faibles revenus, vivant au Canada, dont le conjoint ou conjointe sont décédés(es).

Le SRG est offert aux personnes de 65 ans recevant la pension de la SV, ayant des revenus faibles et vivant au Canada. L'impôt de recouvrement est plus élevé que pour la pension de la SV, à 50 cents par dollar de revenus pour une personne célibataire et de 25 cents par dollar pour un couple. Le montant maximal mensuel pour le SRG est de 907.30\$ pour une personne célibataire ou le conjoint d'un non-pensionné, et de 546.17 pour un couple pensionné. Aucune pension du SRG n'est versée si les montants de revenus annuels (excluant la pension de la SV) sont supérieurs à 18408\$ pour une personne célibataire, 44112\$ pour un couple dont une personne perçoit l'allocation ou un conjoint est non-pensionné, et 24336\$ quand le couple est pensionné².

Le SRG est un des principaux éléments à prendre en compte dans la décision financière d'un individu par rapport au moment auquel il débute les paiements du RRQ/RPC. Pour une personne à faibles revenus, le facteur d'ajustement lié à repousser le début de la rente peut entraîner une baisse des revenus futurs provenant du SRG et de la pension de la SV, ce

2. Plus de détails sont disponibles dans le site officiel du Gouvernement du Canada, "Supplément de revenu garanti - Aperçu", 2019, récupéré de <https://www.canada.ca/fr/services/prestations/pensionspubliques/rpc/securite-vieillesse/supplement-revenu-garanti.html>.

qui représente une taxe implicite. Ces éléments sont considérés dans la prochaine section, portant sur la littérature économique sur les décisions de réclamation de la rente.

Chapitre 2

Revue de la littérature

Étant donné les particularités des deux régimes, il est important de se demander d'une part comment un individu devrait décider de l'âge auquel il débute ses prestations et d'autre part comment les individus prennent ces décisions en réalité. Ce chapitre propose d'abord une revue des travaux en sciences économiques sur la détermination de l'âge optimal pour débiter les paiements de rentes, pour ensuite recenser les différents facteurs qui affectent la décision des ménages tant au Canada qu'ailleurs dans le monde.

Comment déterminer l'âge optimal ?

De nos jours, les décisions de prendre la retraite et l'âge où on débute la rente du RRQ/RPC sont des décisions relativement disjointes. D'une part, le RRQ et le RPC contiennent des dispositions assez minimalistes quant aux restrictions de travail actif pendant que l'on reçoit la rente. D'autre part, les Canadiens travaillent de plus en plus dans la soixantaine, alors que l'on n'observe aucune tendance au report de l'âge pour débiter les prestations du RRQ et RPC. Ainsi, nous allons nous concentrer dans cette section sur le modèle pri-

vilégié dans la littérature afin de mesurer les incitatifs financiers des régimes de retraite, où l'individu ne considère que le bénéfice marginal du report sur ses prestations et qu'il collecte autrement un revenu fixe qui peut provenir d'autres sources. Nous reviendrons sur un cadre plus général par la suite.

Le calcul de la valeur nette des prestations futures

Afin de pouvoir calculer le bénéfice marginal du report des prestations d'un individu, il faut tout d'abord calculer la valeur présente nette (VPN) de ses prestations futures. En se basant sur les travaux de Milligan et Schirle (2008) et Baker et collab. (2003), il est possible de définir la VPN comme :

$$R_t(r) = \sum_{s=r}^T \pi_{t,s} \frac{b(r)}{(1+i)^{s-t}} I_{s \geq r} - \sum_{s=t}^{r-1} \pi_{t,s} (\tau + w) \frac{Y_s}{(1+i)^{r-s-1}} \quad (2.1)$$

Où, T est la longévité maximale de la personne, r est l'âge lors du début des prestations de rentes, π est la probabilité de survie, $b(r)$ est le niveau de prestations de la personne déterminé par l'équation (1.1), i est le taux d'escompte, I est une variable indicatrice qui est égale à 1 pour l'âge présent de la personne ($Age \geq 60$) et pour toutes les années subséquentes et 0 autrement, τ est le taux de contribution au RRQ/RPC en vigueur, w est le taux d'imposition sur le revenu en vigueur, et Y est le revenu de la personne. Ainsi, $R_t(r)$ est la VPN des futures prestations nettes des contributions et impôts sur le salaire. Cette VPN est souvent nommée la VPN de la richesse nette de sécurité du revenu (RNSR), en anglais "the present discounted value of income security wealth".

Chaque élément du calcul de cette VPN joue un rôle essentiel dans l'analyse de la décision financière de débiter les prestations de rentes du RRQ/RPC. Tout d'abord, la probabilité de survie influence la valeur des prestations futures. Pour une probabilité élevée de survie, les prestations futures peuvent rester attrayantes, notamment avec l'ajustement

actuariel qui augmente les prestations mensuelles ad vitam aeternam. Par contre, renoncer à une année de revenus de pensions dès 60 ans pour une personne ayant connaissance de son espérance de vie pourrait avoir un coût élevé, et donc rendre le report de la rente beaucoup moins intéressant.

Il en est de même pour une personne impatiente, dont le taux d'escompte est élevé. Malgré le facteur d'ajustement actuariel qui réduit jusqu'à 36% la rente d'une personne si elle la prend avant l'ANR, selon le degré d'impatience, attendre une année de plus avant de demander la rente peut être considéré très coûteux. Le niveau d'impatience se détermine par différentes variables, notamment les contraintes budgétaires, l'intégration avec les régimes employeurs, ou encore la dépendance à un point de référence ("reference dependence") avec aversion aux pertes ("loss aversion"). Comme le mentionne Behaghel et Blau (2010), la dépendance à un point de référence provient entre autres de la manière dont le gouvernement peut présenter l'information quant à la retraite. Si le point de référence utilisé par l'administration publique est l'ANR, alors le contribuable peut le percevoir comme un conseil offert par le gouvernement. De plus, si comme aux États-Unis, la rente est présentée comme réduite si réclamée avant l'ANR (67 ans), et augmentée si perçue après l'ANR, une personne averse aux pertes serait plus susceptible de débiter ses prestations à l'âge de 67, surtout si l'augmentation subséquente ne compense pas le fait de renoncer à une année de rentes, toute chose étant égale par ailleurs. L'aversion aux pertes peut donc se définir comme :

$$\Omega = \phi[-R_t(t)] + \phi[R_t(t+1) - R_t(t)]$$

Où ϕ est une fonction d'aversion aux pertes, le premier terme est la perte associée à renoncer à la rente durant l'année t , et le second terme représente le gain associé à reporter d'une année la demande de la rente. Si le degré d'aversion aux pertes est élevé, le

premier terme pourrait être supérieur au second et Ω serait négatif. Dès lors, une personne préfère réclamer dès maintenant sa rente, le gain d'attendre une année supplémentaire étant inférieur au coût de perdre une année de revenus de rentes.

Enfin, les revenus de travail ont un impact sur la décision financière de débiter les prestations à travers les différentes contributions et taxes exigibles. Dès l'âge de 60 ans, une personne qui continue à travailler doit continuer à cotiser aux différents régimes de rentes canadiens. Il faut que le gain espéré de travailler une année supplémentaire soit supérieur aux contributions, sinon, la personne aurait intérêt à commencer à recevoir sa rente. En revanche, étant donné la nature du calcul de la rente du RRQ/RPC, une année supplémentaire de travail à 60 ans peut remplacer une année de faibles revenus, ce qui peut avoir un impact substantif sur la pension mensuelle perçue.

En outre, le calcul de la VPN de la RNSR peut être élargi pour répondre aux différents programmes de retraite qui sont disponibles à partir de 65 ans, notamment la pension de la SV et le SRG. Il est important de les inclure dans l'analyse de la décision de débiter les prestations du RRQ/RPC, en raison des taxes de recouvrement présentes dans les deux régimes.

L'objectif du SRG est de garantir un revenu suffisamment élevé pour les personnes dont les revenus sont les plus faibles. Comme mentionné dans la section décrivant le système de retraite canadien, le SRG a une taxe de recouvrement pouvant aller jusqu'à un dollar pour chaque deux dollars de revenus additionnels. Conséquemment, les ménages les plus pauvres sont les plus affectés par cette taxe, comme l'indique Milligan et Schirle (2008). Ils sont amenés à réclamer la rente du RRQ/RPC le plus tôt possible, étant donné que l'ajustement actuariel peut fortement réduire leurs revenus à 65 ans. Chaque dollar gagné en repoussant le début des prestations se traduit par une réduction pouvant aller jusqu'à 50 cents sur la pension du SRG.

Nous pouvons ajouter dans l'équation 2.1 la fonction $S_t(r)$ suivante, qui indique la

VPN des prestations futures de la pension de la SV et du SRG :

$$S_t(r) = \sum_{s=65}^T \pi_{s,t} \frac{G}{(1+i)^{s-t}}$$

Où G sont les revenus de rentes de la pension de la SV et du SRG. Ainsi, en additionnant $S_t(r)$ et $R_t(r)$, nous constatons que plus le niveau de $S_t(r)$ est élevé (surtout dans le cas des personnes les plus pauvres), plus une personne pourrait préférer réclamer la rente du RRQ/RPC tôt, pour éviter d'affecter ses revenus futurs en raison de l'ajustement actuariel du RRQ et du RPC. En effet, repousser la demande de la rente du RRQ et du RPC a pour effet d'augmenter les paiements mensuels, ce qui va avoir une incidence sur les rentes de la SV et du SRG, réduisant par conséquent les revenus de retraite totaux.

L'effet marginal du report de la rente

À partir de la définition de la VPN des prestations futures, différentes mesures sont utilisées dans la littérature économique afin de mesurer les incitatifs sur la décision de débiter la retraite. La première mesure la plus utilisée est communément appelée "one-year accrual" et elle indique la variation dans la VPN des prestations futures liée à une année supplémentaire de travail. Cette variable indique simplement la différence entre le fait de choisir de travailler une année supplémentaire et le fait de réclamer la rente maintenant. Soit l'"accrual" :

$$Acc_t = R_t(t+1) - R_t(t)$$

La seconde mesure fréquemment utilisée dans la littérature est la valeur maximale (en anglais, la "peak value") introduite par Coile et Gruber en 2000, qui indique la différence entre la VPN des futures prestations à l'âge courant comparativement à l'âge auquel la VPN est maximisée. Cette méthode permet de capturer tout caractère non-linéaire dans le

profil des prestations de l'individu. En effet, les revenus de pensions n'augmentent pas forcément de façon linéaire, il est donc probable qu'un individu informé va attendre l'année où ses revenus de pensions seront les plus élevés. Soit la valeur maximale :

$$PV_t = \max_{r \geq t} R_t(r) - R_t(t)$$

La dernière mesure est la valeur d'option introduite par Stock et Wise en 1990. Elle est similaire à la valeur maximale, mais elle compare l'utilité à l'âge courant par rapport au niveau d'utilité à l'âge optimal de retraite. Elle se base sur la fonction d'utilité indirecte :

$$V_t(r) = \sum_{s=r}^T \pi_{t,s} \frac{[d \times b(r)]^a}{(1+i)^{s-t}} I_{s \geq r} - \sum_{s=t}^{r-1} \pi_{t,s} \frac{[Y_s - Y_s(\tau + w)]^a}{(1+i)^{r-s-1}}$$

Où $d \geq 1$ est un facteur indiquant la désutilité du travail, τ est le taux de contribution au RRQ/RPC en vigueur, w est le taux d'imposition sur le revenu en vigueur et a est un paramètre d'aversion au risque.

Ainsi, la valeur d'option se définit comme :

$$OV_t = \max_{r \geq t} V_t(r) - V_t(t)$$

Cette mesure permet de sortir d'un cadre purement financier, en proposant une logique davantage économique. Les préférences de l'individu sont prises en compte en termes d'utilité du travail. Cependant, comme mentionné par Baker et collab. (2003), la définition de la fonction d'utilité indirecte inclut directement le niveau de revenus, ce qui peut créer de la difficulté dans l'interprétation des résultats. Le niveau de revenus peut indiquer des préférences sous-jacentes des individus, en plus de créer de la variabilité dans la valeur d'option entre eux.

La plupart des études utilisant les mesures d'incitatifs décrites plus haut se base sur des simulations afin de mesurer si les caractéristiques des régimes gouvernementaux de

retraite favorisent un départ anticipé (avant 65 ans au Canada) du marché du travail ou non. Nous présentons dans les principaux résultats empiriques canadiens, les études de Milligan et Schirle (2008) et Baker et collab. (2003) qui ont utilisé ces mesures dans leurs analyses.

Les facteurs économiques et comportementaux

Même si un cadre normatif peut être construit pour aider à choisir l'âge optimal, il apparaît assez clair dans la littérature que les individus ont peine à suivre ce cadre optimal. La recherche s'est fortement intéressée aux raisons pour lesquelles une grande part des nouveaux bénéficiaires réclame massivement leur rente de régimes publics dès le premier âge d'admissibilité (60 ans au Canada, 62 ans aux États-Unis). Malgré l'apparence simpliste de la question, formuler un modèle qui explique les causes de cette disposition s'avère être délicat. Cette section rapporte les principales méthodes et conclusions disponibles dans la littérature américaine et canadienne.

Effets des régimes de pension publics

Les nouvelles réformes de 2012 pour le RPC et 2014 pour le RRQ permettent aux personnes de réclamer leur rente sans contrainte à partir de l'âge de 60 ans. Cependant, avant ces modifications à la loi, un individu devait prendre une décision entre continuer à travailler ou débiter sa retraite¹. Dans son aspect le plus simple, cette décision s'analyse à l'aide du modèle de cycle de vie. Un individu fait un choix entre consommation et travail afin de maximiser son utilité. Pour prendre cette décision, la VPN des revenus doit être égale à celle de la consommation. En d'autres termes, les revenus doivent être suffisants

1. Un test était fait lors de la demande de la rente afin de vérifier que le demandeur répondait aux conditions d'accès aux prestations de retraite. Par la suite, plus aucun test n'était fait.

pour financer le niveau de consommation voulue. Afin de lisser sa consommation à travers le temps, la personne doit décider entre travailler plus afin de consommer plus, ou travailler moins afin d'avoir plus de temps libre pour des loisirs. Ainsi, les régimes de rentes tels que le RRQ/RPC ou encore la sécurité sociale aux États-Unis modifient les ressources disponibles d'un individu en entraînant un choc sur sa richesse nette.

Si le loisir est un bien normal, alors une augmentation de la richesse nette entraîne une baisse de l'offre de travail. En cotisant à un régime public, une personne prépare ses revenus futurs de retraite. Ceci a donc une incidence sur ses revenus totaux. Si les contributions nettes sont égales aux rentes de retraite nettes, les régimes de retraite n'ont aucun effet sur la décision finale de réclamer les prestations de retraite. Cependant, si les contributions nettes sont inférieures aux paiements de rentes nets, la richesse nette de l'individu augmente. Par conséquent, il ne réduira pas son temps de travail durant les années travaillées, mais pourrait réduire les années totales passées sur le marché du travail, favorisant son temps libre.

L'analyse de l'effet de richesse a bénéficié d'un grand intérêt dans la littérature. Afin de le mesurer, des modèles structurels de cycle de vie ont été développés pour analyser conjointement la retraite et la richesse. Un des intérêts d'utiliser des modèles de cycle de vie est de mieux comprendre la décision de réclamer la pension de retraite dès le premier âge d'éligibilité. Le problème peut également se redéfinir comme les raisons pour lesquelles une personne va différer la demande de sa rente. La théorie économique classique indique que la décision de réclamer plus tard sera prise si l'utilité espérée totale est plus élevée.

Dans la lignée de Coile et collab. (2002), la décision de réclamer ou non la rente dès le premier âge d'éligibilité s'assimile à celle prise dans le cas d'achat d'annuités. Un individu ayant suffisamment de richesse pour supporter sa consommation serait plus susceptible d'attendre avant de recevoir sa rente, permettant à cette dernière d'être plus élevée. Il

achète donc des "annuités" de retraite. Dans leur article, Coile et collab. (2002) cherchent à identifier les implications liées au report de la rente. Ils observent dans une simulation que pour la majorité des hommes de leur échantillon, repousser la demande de la rente se traduit en un gain d'utilité espérée, sauf dans le cas d'un homme célibataire ayant une faible espérance de vie ou le cas d'un homme ayant une femme plus âgée que lui. Un autre élément intéressant de leur simulation est le fait que la richesse du ménage ne semble pas porter atteinte à la décision de réclamer plus tard ou non. Ils vérifient la validité de leurs résultats de façon empirique, en utilisant un modèle de hazard. Les résultats positifs indiquent une hausse de la probabilité de demander la rente, un signe négatif indique une probabilité plus élevée de repousser la demande de la rente. Leurs résultats suggèrent qu'environ 10% des hommes qui ont pris leur retraite avant l'âge de 62 ans repoussent la demande de leur rente de retraite au moins une année après l'âge d'éligibilité. La richesse de l'individu a plus ou moins l'effet anticipé empiriquement. Jusqu'à un certain niveau de richesse, l'individu prolongera le délai de la demande de sa rente, mais passé un certain cap, ce délai s'affaiblit. Cependant pour Hurd et collab. (2004), leurs résultats montrent que l'effet d'une forte richesse ne joue pas sur la décision de demander la rente de retraite plus tard. Leur étude relève également que le fait de recevoir des prestations de rentes privées augmente le taux de hazard de 30% à l'âge de 62 ans. En revanche, une grande majorité de personnes réclame dès l'âge d'éligibilité. Comme l'indique leur fonction de hazard, 80% des nouveaux bénéficiaires déjà retraités réclament dans le premier mois de leur 62ème anniversaire. Ce résultat est confirmé par Hurd et collab. (2004). Selon les auteurs, les personnes ne sont pas suffisamment éduquées quant à l'aspect intertemporel de leurs décisions.

Gustman et Steinmeier (2005) utilisent un modèle classique de cycle de vie composé d'une fonction d'utilité et d'une contrainte budgétaire. Ils utilisent les données du "Health and Retirement Study (HRS)" qui est un sondage effectué sur les répondants tous les deux

ans. Coile et al. n'ont accès qu'à la première vague de ces données, durant laquelle les répondants avaient seulement entre 51 et 61 ans. Gustman et Steinmeier utilisent pour leur part les cinq premières vagues du sondage, leur donnant un meilleur aperçu des décisions de retraite. Il est important de mentionner que leur article se concentre sur la décision de débiter la retraite à 62 ans et non la décision de réclamer la rente à cet âge. Étant donné que les auteurs n'analysent pas les personnes qui ont pris leur retraite avant l'âge de 62 ans, Mastrobuoni (2011) suggère que dans les données du HRS, la demande de la rente et la prise de retraite se font dans la même année dans 75% des cas. Ainsi, l'article de Gustman et Steinmeier est pertinent dans notre mémoire, même s'il ne s'agit pas de l'analyse de la demande de la rente directement.

Dans leur article, le statut de retraité est déterminé par le nombre d'heures travaillées durant une année donnée. L'objectif est de montrer l'importance des préférences temporelles hétérogènes dans la décision de débiter la retraite. Les résultats de leur simulation sont en accord avec ceux de Coile et al., mais ils indiquent que l'hétérogénéité des préférences temporelles joue un rôle essentiel dans la décision de prendre sa retraite. Les hommes mariés ayant moins d'actifs financiers, donc moins de richesse personnelle, ont tendance à demander la rente de retraite dès le premier âge d'éligibilité. Les revenus de rente non-encaissés sont perçus comme une perte nette (une taxe) et les ajustements actuariels liés au report de la rente sont fortement escomptés. Dans un article plus récent, Gustman et Steinmeier (2015) soulignent qu'augmenter l'âge de retraite anticipée aurait un impact important sur les personnes ayant un haut taux d'escompte et peu d'actifs financiers, faisant sous-entendre que la réglementation en place joue un rôle décisif dans la demande de la rente.

Les facteurs comportementaux

L'anticipation de l'espérance de vie

L'anticipation de l'espérance de vie est un élément clé dans la littérature sur la rente de retraite, notamment en raison de l'aspect comportemental qu'elle suggère. Étant donné la forte chance d'endogénéité entre la santé, l'épargne et les décisions quant à la retraite, il peut être difficile de mesurer l'impact de l'espérance de vie sur la décision de réclamer la rente à l'aide d'indicateurs économiques. Pour pallier à cette difficulté, Hurd et collab. (2004) utilisent les quatre premières vagues du "Health and Retirement Study (HRS)" qui offrent un grand nombre de variables pertinentes, notamment le risque de mortalité subjectif, dont ils estiment l'effet sur la probabilité de réclamer la rente dès le premier âge d'éligibilité. Leur variable clé est la probabilité subjective que la personne va atteindre l'âge de 85 ans. Pour une personne de 52 ans avec une probabilité subjective nulle, les auteurs observent un effet significatif quant au fait de réclamer la rente dès l'âge de 62 ans. Ce résultat indique que la perception qu'une personne a quant à son espérance de vie est pertinent dans la décision de réclamer la rente rapidement ou non. Cependant, l'effet est seulement significatif pour un niveau de probabilité égal à zéro, contrairement aux niveaux supérieurs.

Delavande et collab. (2006) suggèrent que ce résultat n'est pas représentatif de la réalité et qu'il devrait être plus élevé. En effet, selon eux, utiliser l'espérance de vie subjective comme variable indépendante comprend un risque important d'erreur de mesure, entraînant un biais dans les résultats de Hurd et collab. (2004). Pour résoudre ce problème, Delavande et collab. (2006) utilisent une variable instrumentale, qui est constituée de différents facteurs de risque pouvant causer une anticipation d'espérance de vie plus faible, notamment des caractéristiques démographiques classiques (sexe, ethnie, statut matrimo-

nial, nombre d'enfants), l'auto-évaluation de santé et si la personne a été diagnostiquée avec certaines maladies tels que le diabète ou le cancer, une variable indicatrice indiquant la mortalité des parents de la personne et de son/sa conjoint(e), et un indice d'optimisme. Ils reproduisent tout d'abord les résultats de Hurd et collab. (2004) et trouvent les mêmes effets. En utilisant la variable instrumentale, les auteurs sont capables d'observer un effet plus important pour une personne sur le marché du travail à l'âge de 62 ans. À l'aide d'un modèle probit bivarié pour la retraite et la réclamation de la rente, ils trouvent qu'une augmentation de 5% de la probabilité prédite de survie entraîne une baisse de 1.9% de la proportion de personnes qui réclament avant l'âge de 64 ans (de 29.9 à 27.7%). Leur étude suggère également qu'une personne ayant déjà commencé sa retraite avant l'âge de 62 ans ne semble pas avoir un comportement différent quant à la demande de sa rente en fonction de la probabilité prédite de survie.

Les compétences financières

“While formal economic models typically feature consumers willing to, and fully capable of engaging in complex intertemporal optimization in the face of multiple sources of uncertainty, this approach is often adopted because of its analytical tractability rather than due to its realism as a portrayal of actual consumer behavior.” (Brown et al., 2016)

Selon la théorie économique classique, les personnes prennent leurs décisions quant à la rente et la retraite par anticipation des flux de bénéfices futurs. Concrètement, réclamer la rente de retraite correspond à la décision de réduire sa richesse accumulée personnelle. Pour que cette hypothèse tienne, il faut que les personnes aient une connaissance complète de leurs futurs niveaux de rentes en fonction de leur âge. Cependant, le coût de s'informer peut être élevé, comme le soulève Brown et collab. (2016a). Les personnes ne sont pas for-

cément aptes à comprendre les mécanismes derrière les régimes de rentes auxquelles elles contribuent. Dans leur article, Brown et collab. (2016a) utilisent une expérience contrôlée à l'aide du "American Life Panel". L'objectif de l'étude est de mesurer la réponse des personnes en termes d'achat et de vente d'annuités. Ils montrent qu'une personne ayant moins d'éducation et des habilités cognitives plus faibles ont tendance à être moins capables de comprendre et de valoriser des annuités. Ainsi, dans le cadre de ce mémoire, nous vérifions si le niveau d'éducation peut expliquer une différence dans la décision de réclamation de la rente. En d'autres termes, comme l'étude de Brown et collab. (2016a) présente qu'une personne moins bien éduquée aurait tendance à préférer un montant forfaitaire comparativement à des versements d'annuités, nous vérifions si le fait d'avoir accès dès 60 ans à la rente de retraite au Canada aurait une plus forte incidence sur les personnes ayant passé moins de temps sur les bancs de l'école.

La présentation de l'information sur les programmes de rentes de retraite

"[...] rational choice requires that the preference between options should not reverse with changes of frame. Because of imperfections of human perception and decision, however, changes of perspective often reverse the relative apparent size of objects and the relative desirability of options." (A. Tversky et D. Kahneman, 1981)

La plupart des études sur la décision de réclamer la rente des régimes publics font une hypothèse sous-jacente importante : la personne est rationnelle et son choix est invariable à la formulation de l'information. La théorie micro-économique suggère qu'un individu prend une décision afin de maximiser son utilité totale, mais pour que cette hypothèse tienne, l'invariabilité des choix est nécessaire. Ainsi, la formulation de l'information

quant à la réclamation de la rente a pris une place importante dans l'analyse des décisions à la retraite dans les dernières années, et les effets trouvés sont souvent importants et significatifs. Comprendre comment la formulation peut influencer le choix des cotisants est essentiel pour les gouvernements, notamment du fait qu'ils soient fréquemment la source d'informations principale en ce qui a trait aux régimes de rentes publiques. Liebman et Luttmer (2012) soulignent que la manière dont les caractéristiques des différents régimes sont présentées a des implications sur la perception de leurs incitatifs, et donc du moment où une personne réclamera sa rente.

L'introduction d'une information supplémentaire sur les régimes de rentes n'aura pas forcément l'impact espéré sur le comportement des personnes. Il se peut même que la décision du moment de réclamer la rente ne change pas, même si la personne possède dorénavant plus de connaissances sur son régime. Mastrobuoni (2011) utilise l'introduction d'un relevé envoyé par la SSA à partir de 1995, qui contient des estimations des paiements de rente aux âges de 62, 65 et 70 ans. Les résultats indiquent que le relevé réduit la probabilité de débiter la retraite avant 65 ans, mais sous aucune spécification de l'auteur, l'effet est significatif. L'auteur indique que ses résultats ne veulent pas dire que l'information n'a aucun effet sur le comportement des travailleurs, mais plutôt que le relevé ne forme pas une nouvelle source d'information influençant le comportement vis-à-vis des décisions à la retraite. Les résultats suggèrent par contre que le relevé a eu un effet substantiel sur la probabilité de pouvoir rapporter une estimation plus précise sur sa future rente de retraite. Ainsi, une des hypothèses que cet article laisse sous-entendre, est que la présentation de l'information dans le relevé n'entraîne pas une amélioration des décisions en ce qui a trait à la réclamation de la rente, i.e. le relevé ne semble pas entraîner une meilleure réponse aux incitatifs du régime de SS.

Une des méthodes principales dans la littérature afin de mesurer l'impact de la formulation de l'information sur la décision de débiter les prestations de rente est la mise en

place d'un cadre expérimental au sein d'un sondage. Liebman et Luttmer (2012) ajoutent une section dans leur sondage, dans laquelle ils présentent les effets sur le flux de bénéfices de réclamer la rente dès le premier âge d'éligibilité de trois différentes manières : une formulation en termes de pertes, une en termes de gains, et une dernière en termes du niveau d'équilibre (l'âge auquel les bénéfices accumulés s'il y a eu report de la rente dépassent ceux si la rente a été demandée dès le premier âge d'éligibilité). La dernière formulation est celle utilisée par l'administration de Sécurité Sociale aux États-Unis, ou SSA. Chaque formulation est aléatoirement assignée afin de créer trois groupes distincts. Ainsi, les auteurs pouvaient mesurer l'attitude des répondants face à la décision de réclamer la rente tôt. Ils trouvent que 56% des personnes qui ont reçu l'information formulée en termes de pertes préfèrent réclamer à l'ANR (65 ou 67 ans), 64% qui ont reçu l'information formulée en termes de gains préfèrent réclamer à l'ANR, alors que seulement 46% des personnes ayant reçu l'information formulée en termes d'équilibre préfèrent attendre l'ANR pour réclamer. La différence entre ceux qui ont reçu l'information en termes de gains et ceux qui l'ont reçue en termes d'équilibre est statistiquement significative.

Dans une étude plus approfondie, Brown et collab. (2016b) confirment les résultats trouvés par Liebman et ses co-auteurs en 2012. Les auteurs testent la validité de l'hypothèse d'invariabilité des choix, une condition nécessaire dans la théorie microéconomique, dans le contexte de la demande de la rente de SS aux États-Unis. Pour ces fins, ils testent la variation dans l'âge anticipé de demande de la rente en fonction de la manière dont l'information sur les bénéfices est présentée, i.e. si une personne change ses anticipations quant à l'âge auquel elle compte prendre sa rente, avec pour seule différence la manière dont l'information est présentée, alors l'hypothèse d'invariabilité des choix peut être rejetée. À ces fins, ils incluent une expérience dans un contexte de sondage, comme Liebman et Luttmer (2012). Ils testent la variation dans l'âge de réclamation espéré en fonction de la manière dont l'information est présentée. Leurs résultats suggèrent que si l'information est définie

en termes d'équilibre ("breakeven frame"), identiquement à la SSA, cela réduit de 15 mois l'âge de réclamation espérée, comparé avec un modèle symétrique, où l'information est présentée en fonction des gains et des pertes de réclamer un an avant ou après l'âge de 66 ans. L'étude n'indique pas si le changement de la présentation de l'information véritablement modifie le comportement en termes de réclamation de la rente. Elle confirme seulement que suivant le cadre présenté, l'âge espéré de réclamation varie, notamment chez les personnes les moins bien nanties et les moins financièrement instruites.

Résultats empiriques au Canada

La recherche sur la réclamation de la rente au Canada a commencé à croître récemment, mais reste encore très limitée, notamment comparée à celle aux États-Unis. Un intérêt grandissant est cependant observé parmi les économistes, afin de mieux comprendre les décisions prises par les Canadiens en ce qui a trait à leur retraite. Le graphique 2.1 présente une augmentation nette de la probabilité de réclamer la rente à 60 ans entre 1991 et 2010, autant en Ontario qu'au Québec. Peu d'études sont disponibles afin de mieux comprendre les raisons pour lesquelles nous observons une telle tendance dans le marché canadien. Nous n'avons aussi trouvé aucune étude qui explique pourquoi l'augmentation est plus importante au Québec. De plus, durant la même période, nous observons une hausse du nombre de participants entre 60 et 64 ans sur le marché du travail, comme le montre le graphique 2.2, ce qui semble être contre-intuitif à l'effet que la rente devrait entraîner, soit une plus grande part de personnes réduisant leur présence sur le marché du travail en raison de revenus supplémentaires. Une explication à ceci pourrait être le très faible taux de remplacement que la rente du RRQ/RPC offre, soit les paiements de pension en proportion avec le revenu de la personne avant le début de sa rente. Cette section présente les résultats de la littérature dans le contexte des régimes de pensions canadiens.

FIGURE 2.1 – Hazard de nouveaux bénéficiaires de 60 ans, par période (calculs de l’auteur)

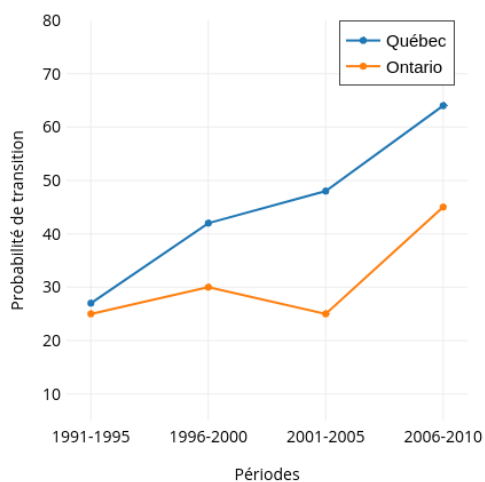
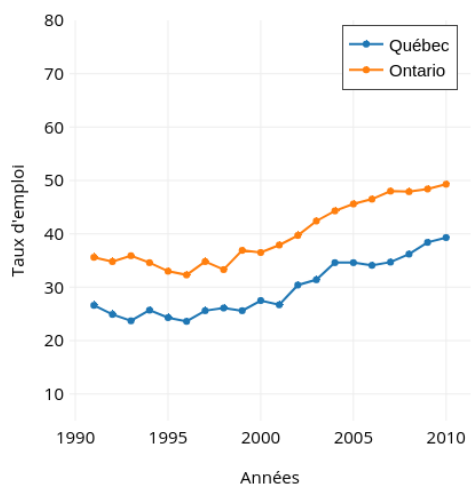


FIGURE 2.2 – Évolution du taux d’emploi des 60-64 ans.



Source - Statistique Canada. Table 14-10-0327-01 Labour force characteristics by sex and detailed age group, annual, 2019.

Un des articles les plus cités au Canada est celui de Baker et collab. (2003). Dans cette étude, les auteurs analysent l'effet des incitatifs des régimes gouvernementaux de sécurité de revenu au Canada sur le comportement à la retraite. Afin d'estimer cet effet, ils calculent une estimation de RNSR (comprenant le RRQ/RPC, la SV, le SRG et l'allocation) au niveau familial, pour chaque individu à chaque âge d'éligibilité. Ainsi, il est possible pour eux d'inclure dans leur analyse la variable d'accumulation ou "one-year accrual", la valeur maximum ou "peak value" et la valeur d'option. Les auteurs n'analysent pas directement la réclamation de la rente, mais plutôt le début de la retraite, qu'ils définissent comme l'année des derniers revenus de travail déclarés. Ils font une hypothèse similaire à Gustman et Steinmeier (2005), soit que le début des paiements de rente se fait au même moment que la prise de retraite (ou à 60 ans si la retraite est prise entre 55 et 59 ans). Le modèle utilisé est de forme réduite, où la variable dépendante est le fait de commencer la retraite. Les trois mesures d'incitatifs décrites plus hauts sont alors utilisées comme variable explicative. La RNSR est également incluse dans le modèle. Ceci permet de mesurer autant un effet de substitution (variables d'incitatifs) et un effet de richesse (RNSR).

Autant le "one-year accrual" que le "peak-value" deviennent négatifs à 60 ans pour le premier décile (61 ans pour la médiane), ce qui indique un incitatif à débiter les prestations du RRQ/RPC, notamment pour les personnes les moins bien nanties. L'effet du "one-year accrual" sans variables de contrôle est d'ailleurs élevé chez les hommes, une augmentation marginale de 1000\$ réduit la probabilité de débiter la retraite de 2.43 ppt (pour une base se situant à 12.2%). Chez les femmes, l'effet est de 3.23 ppt. Le "peak value" suit la même tendance chez les deux sexes. En revanche, dès que plus de variables de contrôles sont incluses, l'effet est réduit à 0.98 ppt pour le "one-year accrual" (0.55 ppt pour les femmes). Ceci indique qu'il est important d'inclure entre autres les revenus historiques des personnes et les préférences en matière de travail dans le modèle. Autrement, l'effet des variables d'incitatifs risque d'être biaisé vers le haut. Le niveau de RNSR a aussi l'effet

attendu, une hausse de 10,000\$ entraînant une augmentation de la probabilité de prendre la retraite, i.e. l'effet de richesse. Sinon, les auteurs ne trouvent aucun effet pertinent à l'aide de la valeur d'option. Ils concluent tout de même que les incitatifs financiers des programmes du RRQ/RPC prennent une place importante dans la décision de retraite. Ils ont d'ailleurs, selon leurs résultats, un effet plus important au Canada qu'aux États-Unis.

Enfin, dans la même lignée que dans le cadre de ce mémoire, Baker et collab. (2003) observent si une personne étant plus probable d'être membre d'un Régime de Pension Agréé (RPA, ou RPP en anglais) serait moins influencée par les incitatifs offerts par les régimes de rentes canadiens. En effet, leurs résultats suggèrent qu'être membre d'un RPA réduirait l'influence des incitatifs des régimes de rentes gouvernementaux. La décision de prendre la retraite est passive, sachant qu'elle est davantage déterminée par le cadre des régimes de rentes privées.

Les incitatifs inhérents aux programmes de rentes de retraite canadiens ont connu un grand intérêt dans la littérature canadienne sur la retraite. L'interaction entre les différents régimes de sécurité de revenu permet aux chercheurs d'observer si les caractéristiques des programmes favorisent un départ anticipé du marché du travail. À l'aide de simulations, Milligan et Schirle (2008, 2018) suggèrent que la réduction des prestations dans le SRG liée à des revenus plus élevés pousse les personnes les moins nanties à réclamer leur rente plus tôt. En effet, la hausse de la rente du RRQ/RPC provenant de l'ajustement actuariel lié à un report de la rente provoque une baisse des revenus du SRG à 65 ans. Donc, chaque année de travail supplémentaire pour une personne à faibles revenus se traduit par une taxe implicite notable sur ses revenus de rentes à 65 ans. Milligan et Schirle (2018) montrent que plus la taxe implicite est élevée, plus l'incitatif de quitter le marché du travail est élevé. Ils font également la démonstration que les personnes ayant la plus haute taxe implicite sont en général ceux ayant le moins d'éducation.

Autant Milligan et Schirle (2008, 2018) que Baker et collab. (2003) trouvent que les

régimes de retraite canadiens comprennent des incitatifs importants à demander la rente avant l'âge normal de retraite. Par contre, étant donné que le RRQ et le RPC ont essentiellement les mêmes caractéristiques, cet élément ne pourrait pas expliquer la différence importante de réclamation à 60 ans entre les deux régimes. Notre analyse va donc exclure les mesures des incitatifs financiers et nous allons nous concentrer sur d'autres variables dans nos modèles.

En outre, l'introduction de la rente anticipée à 60 ans dans le RRQ en 1984, puis dans le RPC en 1987, est une occasion unique de mesurer l'effet d'un changement de politique sur le comportement des Canadiens face à la retraite. La possibilité de recevoir des prestations de rentes de retraite plus tôt peut entraîner un changement dans les contraintes budgétaires d'un individu. Baker et Benjamin (1999) profitent de l'introduction séquentielle de cette réforme afin d'analyser l'impact que cette dernière a eu sur le marché du travail canadien. À l'aide d'un modèle de double différences, l'analyse des auteurs suggère que la réforme a augmenté substantivement le nombre de personnes réclamant la rente entre 60 et 64 ans dans l'ensemble du Canada. Cependant, aucun impact significatif n'est mesuré sur le marché du travail, indiquant que les personnes réclamant plus tôt sont en règle générale celles qui auraient déjà entamé leur retraite, ou n'auraient qu'une présence limitée sur le marché du travail. Ainsi, leurs résultats suggèrent que l'introduction de la rente anticipée a permis aux personnes ayant un lien faible avec le marché du travail de générer un revenu supplémentaire. Les personnes qui ont réclamé la rente avant 65 ans dans la période analysée sont essentiellement les personnes qui auraient pris leur retraite même sans réduction de l'âge d'éligibilité.

Selon une étude de Lalime et Michaud (2014), le degré de connaissances financières est positivement corrélé avec la préparation à la retraite. Les auteurs trouvent que les Québécois ont un niveau de littératie financière inférieur au reste du Canada. Cela se traduit par une propension à épargner plus faible. En associant ce résultat avec celui de Brown

et collab. (2016a), cette différence de littératie financière pourrait expliquer la proportion élevée de Québécois débutant les prestations dès l'âge de 60 ans. Ils auraient davantage de difficulté à planifier des futurs flux financiers liés à l'épargne.

À notre connaissance, aucune étude n'a encore été faite au sujet de la présentation des régimes de rentes canadiens et de leur impact sur les comportements des résidents. En observant l'information présentée sur les sites internet respectifs de Retraite Québec² et du Gouvernement du Canada³, nous constatons que l'information n'est pas présentée exactement de la même façon. L'exemple utilisé au Québec indique le montant qu'une personne ayant cotisé au maximum du montant des gains admissibles percevrait suivant son âge entre 60 et 70 ans, alors que celui utilisé au niveau du Canada présente l'augmentation de la rente d'une infirmière si elle la demande après 65 ans. Chacun des régimes envoie également un relevé indiquant les futurs bénéfices qu'une personne devrait recevoir en fonction de ses contributions. Au Québec, ce relevé a été introduit dès 1985, selon une revue du Gouvernement du Québec (1985) qui n'est plus publiée, et est aujourd'hui envoyé tous les 4 ans aux 32 ans et plus. Dans le cas du RPC, il faut faire une demande auprès de services gouvernementaux afin de recevoir un relevé de contributions, l'envoi régulier ayant été arrêté à l'aube des années 1990⁴. Des études futures pourraient s'intéresser à l'impact du transfert d'information gouvernementale sur le comportement du contribuable.

2. Retraite Québec, "Le montant de la rente de retraite du Régime de rentes du Québec", 2019, récupéré de <https://www.rrq.gouv.qc.ca/fr/programmes>

3. Gouvernement du Canada, "Pension de retraite du RPC : Montant que vous pourriez recevoir", 2019, récupéré de <https://www.canada.ca/fr/services/prestations/pensionspubliques/rpc/prestation-rpc/montant-prestation.html>

4. John Vince, "Keep eye on Canada Pension totals", Waterloo Region Record (ON), 12 juillet 1993, p. D2

Chapitre 3

Données

3.1 Source de données

Nous utilisons les données de la première vague de l'Étude Longitudinale et Internationale des Adultes (ÉLIA) publiée en 2012. Cette étude recueille de l'information détaillée sur les résidents des dix provinces canadiennes. Forte d'un échantillon d'environ 34.000 Canadiens et Canadiennes âgés de 15 ans et plus, il s'agit d'un sondage qui est effectué tous les deux ans. L'enquête sera des plus pertinentes pour des recherches futures en lien avec le thème abordé dans ce mémoire, notamment par la profondeur des différents thèmes abordés, tels que la santé, le travail, le ménage, les revenus (d'emploi, de pensions, etc.), les dépenses, la richesse, etc. Durant l'écriture de ce mémoire, trois vagues sont disponibles (2012, 2014, 2016).

Dans le cadre de cette recherche, nous profitons de la possibilité de fusionner les données administratives avec les données principales du sondage, en utilisant l'identificateur personnel des répondants ayant donné leur consentement. Ces données administratives proviennent de différents fichiers : les fichiers sur la famille T1 (T1FF), les fichier T4, les

régimes de pensions du Canada (RPC), et la base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM). Les déclarations de revenus T1FF ainsi que la BDIM remontent jusqu'aux années 1980. Les fichiers T4 et de RPC offrent des observations à partir de 2000.

Les données des fichiers administratifs T1FF nous donnent accès à un grand nombre de variables nécessaires pour répondre aux questions de ce mémoire. Ces fichiers permettent de remonter l'historique financier des répondants jusqu'à 1982, décennie durant laquelle la retraite anticipée est introduite au Canada.

3.2 Construction de l'échantillon

Les données administratives couplées avec l'ÉLIA permettent de créer un échantillon représentatif de Canadiens de plus de 55 ans. À des fins de simplicité, nous concentrons notre analyse sur le Québec et l'Ontario. Ce choix est également justifié par notre intérêt de limiter la variabilité sous-jacente.

Nous limitons notre analyse aux individus entamant leurs prestations à un moment donné entre 1991 et 2010 à l'âge de 60 ans. Notre point de départ se situe trois ans après l'introduction de la retraite anticipée dans l'ensemble du Canada (1983 pour le Québec).

Certains individus pouvaient percevoir des paiements du RRQ/RPC avant l'âge de 60 ans, nous les considérons alors comme des prestations d'invalidité. Par conséquent, nous ne sommes pas en mesure d'observer le moment où ces personnes entament leurs rentes de retraite, nous les excluons donc de notre analyse. Nous retirons également ceux sans information sur leurs prestations passés l'âge de 70 ans. Toute personne ne réclamant aucune rente du RRQ/RPC entre 60 ans et 70 ans avant de sortir de la base de données est également exclue afin, entre autres, de ne pas inclure celles n'ayant pas le droit à la rente ou encore celles qui n'ont pas connaissance de l'existence du régime. Ainsi, notre échantillon comporte uniquement les répondants dont les fichiers administratifs incluent

des prestations du RRQ/RPC entre 60 ans et 70 ans.

Nous observons donc un sous-échantillon relativement balancé composé de 515 Québécois et 565 Ontariens. Chaque individu représente une observation à une année donnée, ce qui s'apparente à une série de coupes transversales annuelles.

3.3 La réclamation de la rente à 60 ans

Afin de répondre aux questions de ce mémoire, nous devons tout d'abord construire notre variable dépendante. Nous profitons de la nature longitudinale des données administratives afin de la définir. Cette variable doit mesurer la transition d'un âge à un autre en ce qui a trait aux paiements de la rente du RRQ/RPC. Ainsi, la variable doit être égale à 0 pour un individu qui n'a pas encore réclamé sa rente. L'année où les prestations deviennent positives, la variable d'intérêt doit être égale à 1. Le répondant sort subséquemment de l'échantillon, la transition ayant été faite. Le graphique 3.1 présente la construction de cette variable.

Si un individu réclame une première fois sa rente, puis une année subséquente arrête de la percevoir, nous ne tenons compte que de la dernière fois où il recommence à réclamer sa rente du RRQ/RPC. Nous considérons ainsi que la dernière transition comme transition pertinente dans notre analyse, contrairement à Baker et collab. (2003) qui eux analysent la première.

Lorsque notre variable indépendante est créée, il ne reste plus qu'à concentrer nos observations sur les Québécois et les Ontariens à l'âge de 60 ans. Ainsi, nous analysons s'ils font une transition entre l'âge de 59 et 60 ans, i.e. s'ils réclament leur rente du RRQ/RPC dès l'âge de 60 ans (cas (1) dans le graphique ci-dessous).

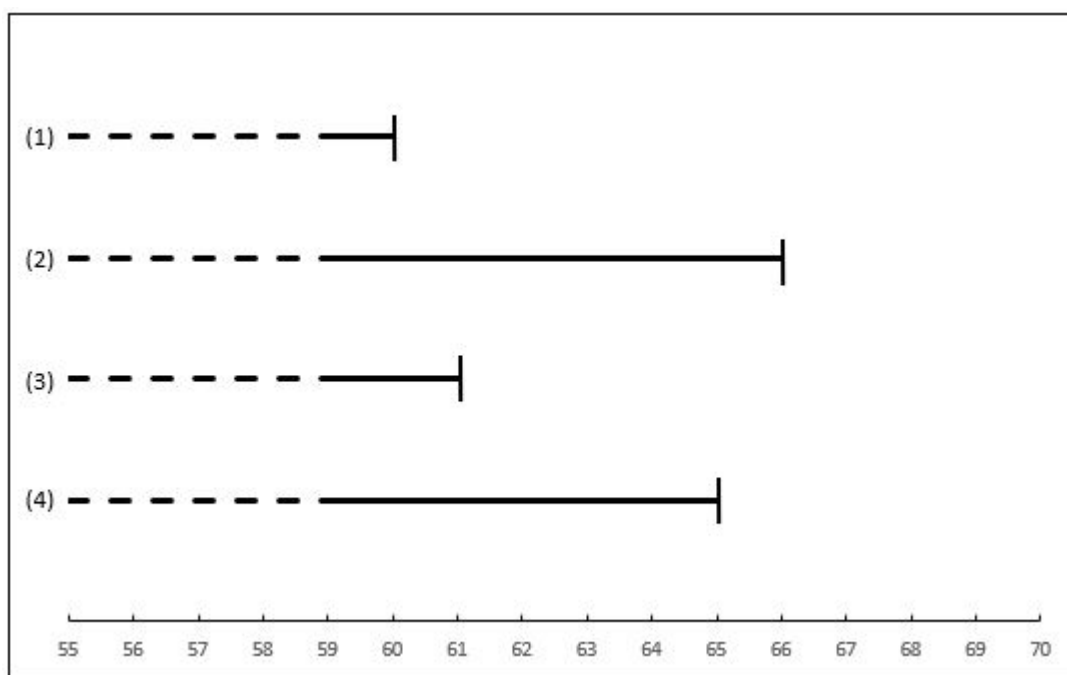


FIGURE 3.1 – Construction de la variable de transition (âge lors de la réception de la première rente du RRQ/RPC)

3.4 Les régresseurs

À la suite de la construction de notre variable dépendante, nous voulons mesurer l'effet de variables pertinentes sur celle-ci. À ces fins, nous avons choisi différents paramètres appartenant aux quatre catégories suivantes : le statut financier, le statut professionnel, le cadre socio-démographique et le niveau d'éducation. Nous nous sommes basés sur les variables disponibles dans l'ÉLIA, ainsi que sur les résultats trouvés dans la littérature, afin de choisir quels effets nous voulions analyser. L'ensemble des variables de notre modèle est présenté dans le tableau 3.1 et nous justifions davantage le choix de celles-ci dans le chapitre 4.2.2 (Prédictions théoriques).

TABLE 3.1 – Covariables et leur signification.

Statut financier	
Revenus	Catégories du revenu moyen du ménage quand le répondant a entre l'âge de 55 et de 59 ans : (1) 0 à 30,000\$; (2) 30,000 à 60,000\$; (3) 60,000 à 90,000\$; (4) 90,000 à 120,000\$; (5) 120,000\$ et +
Principale source de revenus	Variable indiquant si la personne perçoit le plus haut niveau de revenus dans son ménage.
Paiements d'assurance sociale	Variable indiquant si la personne perçoit des revenus de l'assurance emploi, de prestations familiales et/ou de l'assistance social.
Pensions privées ¹	Variable indiquant si la personne perçoit des paiements de rentes non-gouvernementales avant l'âge de 60 ans.
Peu de cotisations à un RÉER	Variable indiquant si la personne a cotisé durant moins de 5 ans à un RÉER entre 50 et 59 ans.
Statut professionnel	
Travailleur autonome	Les travailleurs(es) autonomes sont définis(es) selon la présence de revenus professionnels, et/ou de bénéfices/pertes d'entreprise, entre l'âge de 55 et 59 ans.
Nombre d'années syndiqué(e)	Variable indiquant le nombre d'années qu'une personne a été syndiquée (calculée en fonction du nombre d'années de cotisations) ² .
Plus de 30 ans de travail	Indique si la personne a travaillé plus de 30 ans à l'âge de 59 ans.
Au moins 1 an sans travail	Variable indiquant si la personne a travaillé moins de 5 ans quand elle avait entre 55 et 59 ans.
Cadre socio-démographique	
Sexe	Indique le sexe du répondant
Enfants	Indique si le répondant a des enfants
Né(e) au Canada	Indique si le répondant est né au Canada
Statut matrimonial	Variable indiquant l'état matrimonial : (1) Marié(e); (2) Union Libre; (3) Veuf(ve); (4) Divorcé(e); (5) Séparé(e); (6) Célibataire
Langue(s)	Variable indiquant la/les langue(s) parlée(s) dans le ménage : (1) Français et/ou anglais; (2) Français et/ou anglais + langue(s) étrangère(s); (3) Langue(s) étrangère(s)
Niveau d'éducation	
Éducation	Variable indiquant le niveau d'éducation atteint par l'individu : (1) DES ou moins; (2) Cégep ou équivalent; (3) Baccalauréat; (4) Plus que Baccalauréat

1. Dérivé de la ligne 115 dans les rapports d'impôts. Source : Statistique Canada, "Longitudinal Administrative Data Dictionary", 2017, récupéré de <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/catalogue/12-585-X>.

2. Le nombre d'années syndiquées dépend du nombre d'années durant lesquelles une personne est présente dans les données, et ne prend pas en compte les années pré-1984

3.5 Dépendance temporelle

La structure de notre échantillon nous oblige à prendre en compte une potentielle dépendance temporelle dans nos résultats. Il est possible qu'une personne vivant au Québec en 1990 réclame sa rente à 60 ans pour des raisons différentes qu'une autre personne en 2010. Ne pas prendre en compte la période durant laquelle une personne réclame ou non sa rente à 60 ans peut entraîner une violation de l'hypothèse d'indépendance inhérente au modèle logit utilisé dans le cadre de ce mémoire.

Beck et collab. (1998) propose une solution simple en incluant des variables nominales temporelles. Cette solution repose sur la prémisse énumérée précédemment que les données de séries temporelles en coupe transversale sont équivalentes à des données groupées de durée. Nous construisons ainsi une variable composée de 4 intervalles de cinq ans s'étendant de 1991 à 2010.

Il est nécessaire de vérifier l'hypothèse qu'inclure des variables nominales temporelles est pertinent, i.e. vérifier s'il existe de la dépendance temporelle ou non. Nous intégrons ainsi la variable nominale temporelle dans notre modèle, que nous entrons en interaction avec toutes les variables d'intérêt. Ainsi, le coefficient d'une variable indépendante ne comprend pas des effets liés à de la variation temporelle latente. Nous appliquons alors un test du rapport de vraisemblance standard qui résulte en un rejet de l'hypothèse nulle, soit qu'au moins un coefficient d'une catégorie de la variable temporelle est égal à zéro. Il est donc pertinent d'inclure cette variable dans notre analyse.

3.6 Statistiques descriptives

Le tableau 3.2 présente les moyennes pour toutes les variables d'intérêt, séparément pour le Québec et l'Ontario, et indique si la différence entre les moyennes est statistique-

ment significative. La première remarque que nous pouvons faire à partir de nos statistiques descriptives est la très nette différence entre le Québec et l'Ontario en ce qui a trait au début de la rente à 60 ans. Pour la période de 1991 à 2010, 18.7% plus de résidents du Québec réclament leur rente du RRQ dès l'âge de 60 ans, comparativement aux personnes en Ontario. Nous avons environ une personne sur deux au Québec, comparé à une personne sur trois en Ontario.

L'Ontario a en moyenne une population plus aisée entre 1991 et 2010. Il y a environ 7.9% de ménages de plus au Québec avec des revenus moyens inférieurs à 30,000\$, alors qu'il y aurait presque 10% de plus de ménages avec des revenus de 120,000\$ ou plus en Ontario. Le constat est assez similaire en ce qui a trait à l'éducation, avec un très net avantage pour l'Ontario par rapport à la proportion de titulaires d'un baccalauréat ou plus. Ces variables sont pertinentes afin de déterminer si elles jouent un rôle dans la différence Québec-Ontario de 18.7% évoquée plus haut.

Les Québécois ont tendance à être plus longtemps syndiqués qu'en Ontario, avec en moyenne une année de plus de cotisations syndicales dans notre échantillon. En revanche, les Ontariens seraient plus souvent des travailleurs autonomes à partir de l'âge de 55 ans, soit environ 6% de plus que les Québécois.

Il semblerait que l'Ontario ait une plus grande proportion de sa population qui est issue de l'immigration, comme l'indique les différences prononcées entre les personnes nées au Canada entre le Québec et l'Ontario, ou encore le fait de parler au moins une langue étrangère à la maison. Cela va de pair avec la très nette différence d'immigrants en Ontario comparée au Québec. Le recensement de 2016 de Statistique Canada indique que 29.1% de la population ontarienne est immigrante, alors qu'au Québec ce chiffre s'élève à 13.7%³. Ici, nous avons 35% pour l'Ontario et 12% pour le Québec (tableau 3.2).

3. Voir les indicateurs clés, Statistique Canada, "2016 Census topic : Immigration and ethnocultural diversity", 2019, disponible sous l'url : <https://bit.ly/35c8n24>

Les quatre dernières lignes du tableau indiquent simplement la proportion de l'échantillon qui est observée pour chaque période entre 1991 et 2010. La pluralité de nos observations se situe ainsi dans la période 2006-2010.

TABLE 3.2 – Statistiques descriptives

	Québec	Ontario	QC-ONT
Début des prestations (60 ans)	51.3%	32.6%	0.187***
Statut financier			
0-30,000\$	21.9%	13.9%	0.079***
30,000-60,000\$	34.4%	28.4%	0.060**
60,000-90,000\$	23.2%	27.2%	-0.040*
90,000-120,000\$	11.0%	12.2%	-0.011
120,000\$ et +	9.5%	18.3%	-0.089***
Principale source de revenus	51.1%	47.4%	0.037
Paiements d'assurance sociale	7.0%	6.7%	0.003
Pensions privées	22.2%	22.6%	0.004
Peu de cotisations à un RÉER (50-59 ans)	58.6%	58.2%	0.004
Statut professionnel			
Travailleur(se) autonome	24.6%	30.5%	-0.060**
Nombre d'années syndiqué(e)	6.0	5.1	0.9**
Travaillé plus de 30 ans	58.8%	63.0%	-0.042*
Au moins 1 an sans travail (55-59 ans)	32.9%	30.3%	0.026
Variables socio-démographiques			
Homme	50.3%	51.7%	-0.014
Enfants	88.0%	92.1%	-0.041
Né au Canada	88.0%	64.7%	0.233***
En couple	81.6%	85.0%	-0.034*
Au moins une langue étrangère parlée au domicile	12.8%	30.3%	-0.176***
Éducation			
DES ou moins	35.0%	28.2%	0.068***
Cégep ou équivalent	41.4%	34.0%	0.074***
Baccalauréat	16.8%	28.0%	-0.112***
Plus que Bac	6.8%	9.7%	-0.029**
Périodes			
1991-1995	12.4%	18.9%	-0.065***
1996-2000	17.2%	20.8%	-0.036*
2001-2005	28.1%	26.8%	0.013
2006-2010	42.4%	33.5%	0.089***
Nombre d'observations	515	565	1080

Sources : Étude Longitudinale et Internationale des Adultes (ÉLIA), 1991-2010. *** Significatif à 1% ; ** à 5% ; * à 10%. Notes : nous n'observons ici que les individus à l'âge de 59 ans, afin d'être le plus proche possible de l'âge de 60 ans.

Chapitre 4

Méthodologie empirique

Ce chapitre présente la méthodologie utilisée afin de répondre aux questions abordées dans ce mémoire, notamment les déterminants de la réclamation à 60 ans de la rente du RRQ/RPC et les raisons expliquant la différence entre les deux régimes.

À l'aide d'un modèle non-linéaire (logit), nous mesurons tout d'abord l'impact de nos régresseurs sur la probabilité d'entamer ou non la rente à 60 ans, pour le RRQ et le RPC séparément. Par la suite, nous appliquons le même modèle sur l'ensemble de la population en incluant une variable de contrôle pour le Québec. Enfin, nous complétons notre analyse à l'aide de la décomposition proposée par Oaxaca (1973) et Blinder (1973) pour expliquer les différences moyennes de résultats entre le Québec et le reste du Canada.

4.1 La fonction de hazard

La construction de notre échantillon nous amène à faire une analyse plus ou moins similaire à celle appliquée dans les analyses de durée. Cependant, au lieu de poser la question “à quel moment cette personne réclame-t-elle sa rente?”, nous posons la question

“pourquoi cette personne réclame-t-elle sa rente à 60 ans?”. Il est néanmoins intéressant de présenter la fonction de hazard afin de justifier le choix de notre stratégie d’analyse.

Nous rappelons que la structure de nos données finales est équivalente à différentes coupes transversales effectuées sur plusieurs années. Beck et collab. (1998) suggèrent que les données de séries temporelles en coupe transversale sont équivalentes aux données groupées de durée (Grouped duration data). Les données de durée sont utilisées traditionnellement dans les analyses d’événement. Le hazard est simplement la vraisemblance qu’un événement se produise dans un intervalle de temps très petit, étant donné qu’il ne s’est pas encore produit. Les données groupées de durée indiquent si une unité a “échoué” dans un intervalle de temps défini (mois, année, etc.). Elles diffèrent des données de durée continues qui mesurent le temps précédant un événement. Nous pouvons reconnaître la ressemblance avec notre type de données, où nous observons si une personne réclame sa rente à 60 ans au courant d’une année donnée, sans information sur le moment précis auquel cette décision a été prise.

Le hazard indique la probabilité qu’un événement ait lieu à un moment t , à condition que le participant ait “survécu” jusqu’à ce moment t . Soit :

$$\begin{aligned}\lambda(t) &= \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T < t + dt | T \geq t)}{dt} \\ &= \frac{f(t)}{S(t)}\end{aligned}$$

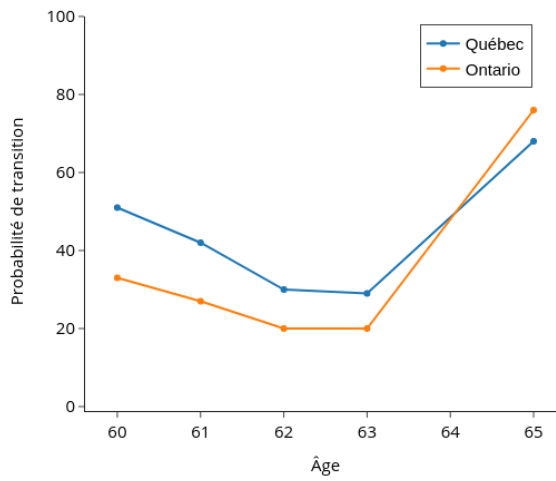
Où $f(t)$ (p.d.f.) est le taux d’observations de l’événement x au temps t , qui est égal à la densité d’événement au temps t , et $S(t)$ (c.d.f) est la probabilité d’avoir survécu jusqu’au moment t sans avoir vécu l’événement.

Dans le cadre de notre analyse, la fonction de hazard correspond à la probabilité d’entamer les prestations du RPC/RRQ à un certain âge entre 60 et 65 ans, à condition qu’aucune

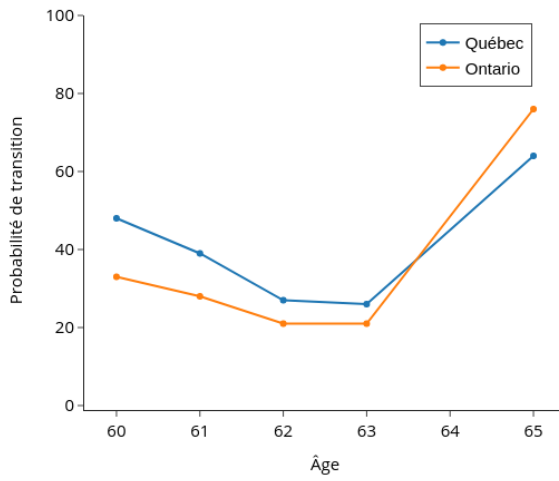
réclamation n'ait été faite auparavant. Les graphiques 4.1 présentent les différents hazards pour le RRQ et le RPC selon l'âge et le sexe.

La différence de taux de hazard observée entre l'âge de 63 et 64 ans n'est pas significative, et afin de répondre aux conditions de l'ÉLIA en termes d'observations par cellule, ces deux âges ont été regroupés. Les graphiques indiquent deux sommets principaux, un à 60 et l'autre à 65 ans. Les femmes auraient également plus de chance de réclamer plus tôt au Québec, comparativement en Ontario où les taux de transition sont très similaires pour les deux sexes.

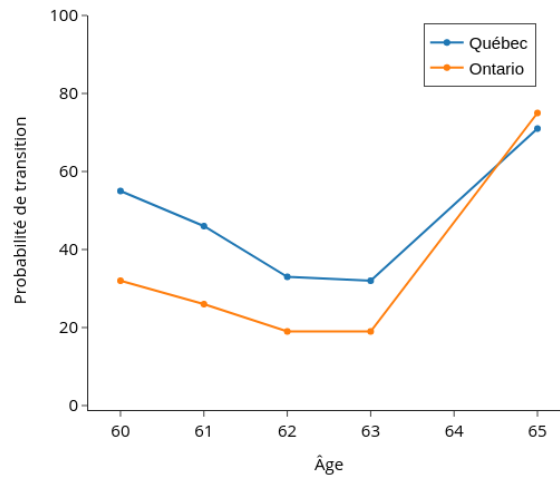
Notre point central étant la transition à 60 ans, nous observons que pour le RRQ la probabilité de réclamer la rente est de 0.513, comparativement au RPC qui est de 0.326. Ainsi, ce mémoire tente d'expliquer la différence de 18.7 ppt observée entre le RRQ et le RPC, ainsi que la raison d'un taux de hazard élevé à cet âge donné.



(a) Hazard, distinction Québec-Ontario



(b) Hazard, distinction Québec-Ontario (hommes)



(c) Hazard, distinction Québec-Ontario (femmes)

FIGURE 4.1 – Probabilités d’entamer les prestations du RPC/RRQ à un âge donné, selon la province et le sexe (calculs de l’auteur).

4.2 Modèle de régressions

4.2.1 Le modèle binomial : logit

Nous sommes intéressés par la relation entre les caractéristiques individuelles d'un individu et sa décision d'entamer sa rente du RRQ/RPC dès le premier âge d'éligibilité. Nous utilisons un modèle logit afin d'estimer la probabilité qu'un individu réclame sa rente à 60 ans.

Le modèle logit est non-linéaire et il est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Les résultats de cette régression permettent de mesurer la probabilité que la variable d'intérêt, soit la variable de transition à 60 ans décrite en 3.3, prenne la valeur de 1. La probabilité se définit par :

$$Pr(Y_{it} = 1|x_{it}, Y_{it-1} = 0) = F(x_{it}) = \frac{\exp(x_i\beta)}{1 + \exp(x_i\beta)} \quad (4.1)$$

Avec $F(x_{it})$ la distribution logistique et $t = 60$ ans.

L'équation (4.1) peut être réécrite sous forme d'un modèle à variable latente, inspiré de Wooldridge (2002). La variable indépendante Y^* est inobservée et peut être interprétée comme la valeur qu'un individu donne à la rente du RRQ/RPC, où :

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si } Y^* > 0 \\ 0 & \text{si } Y^* \leq 0 \end{cases}$$

Ainsi,

$$Y_i^{*g} = \beta_0^g + \sum_{j=1}^K \beta_j^g X_{ij}^g + \delta_i^g T_{it}^g + u_i^g \quad (4.2)$$

où i représente l'individu, g indique si l'individu appartient au Québec ou à l'Ontario, t indique la période, Y est la décision de réclamer la rente du RRQ/RPC à 60 ans, X est le

vecteur des variables indépendantes énoncées en 1.3, et T est une variable indicatrice de période.

Afin de déterminer si le modèle logit est correctement spécifié, nous utilisons deux mesures. Tout d'abord, nous vérifions si notre modèle rapporte correctement pour notre variable dépendante les valeurs de 0 ou de 1. Nous effectuons ce diagnostic à l'aide du code "estat classification" dans Stata. Nous incluons le résultat du test dans les notes de chaque tableau de résultats. Nos modèles classifient correctement la valeur de notre variable dépendante dans plus de 70% des cas. Ensuite, afin de vérifier que nos résultats soient consistants à travers le choix de modèle, nous répétons notre régression à l'aide du modèle de probabilité linéaire et le modèle probit.

4.2.2 Prédictions théoriques

La décision de réclamer la rente du RRQ/RPC est un choix individuel qui dépend entre autres de l'historique de revenus de la personne déterminant le niveau de la rente, le degré d'impatience de la personne, ou encore les contraintes budgétaires. La rente du RRQ/RPC ne suffit pas à elle seule à subvenir à tous les besoins d'un individu. Elle entre donc en interaction avec d'autres variables financières qui jouent un rôle important dans l'intérêt d'une personne de réclamer sa rente, comme le revenu du ménage, l'assurance sociale ou encore les rentes privées. Par exemple, certains régimes d'employeurs intègrent leurs prestations avec celles du RRQ/RPC, ce qui a pour effet de réduire l'exogénéité de la décision de demander la rente publique canadienne. En revanche, pour des régimes privés offrant des prestations avant 65 ans, il se pourrait que l'intégration avec le RRQ/RPC ne soit effective qu'à partir de cet âge donné. Ces régimes ont tendance à payer une rente plus élevée avant l'âge de 65 ans, pour compenser la non-intégration avec les régimes publics. Elle est ensuite réduite proportionnellement aux prestations publiques que la personne est

censée percevoir, afin de lisser le niveau de revenus à travers la retraite. Cependant, rien n'empêche qu'une personne demande la rente du RRQ/RPC à 60 ans pour augmenter ses revenus annuels immédiatement, malgré des revenus plus faibles à partir de 65 ans, surtout si son niveau d'impatience est élevé. Nous ne pouvons pas mesurer cet incitatif (variable omise), mais nous sommes en mesure de vérifier l'impact de recevoir des paiements de rentes privées avant l'âge de 60 ans, soit entre 55 et 59 ans. Nous mesurons à travers cette variable plusieurs effets. Soit celui d'une retraite anticipée pré-60 ans, qui, selon la littérature, entraînerait un plus grand nombre de personnes à demander la rente publique le plus tôt possible. Nous observons également l'effet des paramètres non-observés des régimes de pensions privés sur la décision de demander la rente du RRQ/RPC. Notre hypothèse est que la réception de rentes privées avant l'âge de 60 ans a un effet positif sur la probabilité de demander la rente à 60 ans, notamment parce qu'ils sont indicatifs d'une personne ayant au moins réduit son nombre d'heures travaillées. Dans la même lignée, nous vérifions si le fait d'avoir été plus ou moins longtemps syndiqué pourrait entraîner une demande plus hâtive de la rente, en raison de conditions de travail plus favorables telle que la possibilité d'avoir des carrières plus courtes.

De plus, les revenus perçus dans le ménage ont certainement un impact sur la décision de réclamer la rente dès l'âge de 60 ans. Nous utilisons les revenus du ménage au lieu du revenu personnel, parce que nous supposons que la décision de demander la rente est prise dans le cadre de la planification financière des membres du ménage. Nous faisons l'hypothèse que plus les revenus sont élevés, plus une personne aurait tendance à être davantage patiente quant aux prestations de rentes publiques. Nous analysons également le lien entre le fait d'être la personne percevant le plus haut niveau de revenus dans le ménage et la décision de demander la rente. Nous supposons qu'elle aurait tendance à repousser la demande de la rente.

Nous voulons également mesurer le degré de planification financière pour la retraite. À

ces fins, nous ajoutons une variable qui indique simplement si le fait d'avoir cotisé moins de 5 ans à un RÉER entre l'âge de 50 et 59 ans serait à l'origine d'une demande de la rente plus rapide.

Étant donné que l'administration du RRQ et du RPC sont distinctes, nous voulions analyser l'impact de la réception de paiements d'assurance sociale dans la décision de demander la rente à 60 ans. En effet, le Québec a décidé dans le début des années 1990 d'utiliser le RRQ pour combler le besoin en aide sociale des 60 ans et plus. Au lieu de recevoir de l'assistance sociale, le gouvernement québécois les orientait vers une demande de la rente du RRQ. Nous supposons que cette variable pourrait être d'intérêt pour expliquer l'écart qui s'est creusé entre le régime canadien et le régime québécois en termes de taux de nouveaux bénéficiaires de 60 ans dans la deuxième moitié des années 1990.

Certaines personnes pourraient déjà avoir réduit leurs heures travaillées, les rendant dès lors plus susceptibles de réclamer leur rente dès 60 ans. Nous nous intéressons ainsi à la potentielle absence du marché du travail avant l'âge de 60 ans qui pourrait expliquer une réclamation plus rapide de la rente du RRQ/RPC. À ces fins, nous utilisons une variable indiquant le nombre d'années entre l'âge de 55 et de 59 ans durant lesquelles le répondant était actif, en observant s'il perçoit ou non des revenus de travail une année donnée. Si le nombre d'années est inférieur à 5, alors la variable indicatrice est égale à 1.

La connaissance des régimes de sécurité du revenu, ainsi que la manière dont l'information est présentée, ont un impact sur la décision quant à la rente. Nos données sont limitées à ce niveau, mais nous pouvons arbitrairement utiliser le niveau de scolarité comme proxy. Il n'est pas clair qu'une personne plus éduquée possède davantage de connaissances quant aux régimes de rentes publiques, mais si l'éducation a un impact sur la décision quant au RRQ/RPC, nous devrions observer qu'une personne plus éduquée a tendance à repousser le début de sa rente, ayant plus de chance de comprendre les ajustements actuariels lors d'un report de la rente. Il est néanmoins probable également qu'une personne

plus éduquée perçoit des revenus plus élevés, notamment en fin de carrière, et les revenus de rentes du RRQ/RPC n'ont pas nécessairement le même effet que pour une personne avec des contraintes budgétaires plus élevées. En incluant une variable mesurant le niveau d'éducation d'une personne, nous sommes en mesure de juger l'effet net de l'éducation par rapport aux revenus. Également, de meilleurs diplômés peuvent aussi suggérer des choix de carrières plus enrichissants, réduisant l'intérêt d'une personne de vouloir prendre une retraite hâtive.

L'immigration est également analysée dans cette étude, afin de prédire si une personne ayant immigré au cours de sa vie, ou ayant une famille non-francophone et non-anglophone, pourrait susciter une décision différente quant à la réclamation de la rente à 60 ans. Nous essayons donc d'observer si une personne née au Canada et ayant grandi dans une famille francophone et/ou anglophone aurait tendance à agir différemment quant à la réclamation de la rente comparativement à une famille immigrante. Ces variables pourraient être pertinentes dans la comparaison entre le Québec et l'Ontario, notamment en raison de la plus grande proportion d'immigrants en Ontario.

Enfin, nous incluons à notre analyse une série de variables démographiques constantes dans le temps, notamment le sexe, le statut matrimonial, et le fait d'avoir des enfants. Le sexe nous permet de vérifier si les hommes ont plus tendance à repousser la demande de la rente à 60 ans.

4.2.3 Variables omises et erreurs de mesure

Les données administratives que nous utilisons ne nous permettent pas de mesurer certaines variables omises qui pourraient jouer un rôle dans la décision de réclamer la rente du RRQ/RPC. Il faut donc rester vigilant dans l'analyse de nos résultats. L'état de santé de la personne n'est pas observable, ainsi que la longévité espérée de chaque individu.

En effet, selon Hurd et collab. (2004), une personne qui pense vivre moins longtemps qu'une autre aurait théoriquement tendance à réclamer sa rente plus tôt. Nous ne prenons également pas en compte l'impact de la décision d'un ou d'une conjointe sur la décision du répondant de réclamer la rente à un âge donné.

Aussi, nos données ne nous permettent pas de définir si une personne se considère retraitée ou non avant l'âge de 60 ans. Le temps passé en dehors du marché du travail peut être lié à une retraite anticipée par exemple. De plus, les paramètres des régimes privés de retraite ne sont pas définis dans le cadre de ce mémoire, ce qui nous empêche de bien définir les effets de cette variable clé.

L'information qu'un individu possède et comprend sur les différents régimes de retraite influence de façon significative sa décision (Brown et collab., 2016a,b; Behaghel et Blau, 2010; Mastrobuoni, 2011). Nos données ne nous permettent pas d'analyser le niveau de savoir des différents répondants. Le niveau d'éducation est ce qui nous rapproche le plus de cette variable clé. Nous ne pouvons également pas mesurer certaines variables institutionnelles, notamment l'impact de la transmission de l'information entre le gouvernement et les cotisants.

En outre, nous mesurons les variables année après année, et non dans des intervalles de temps plus réduits (semaine, mois). Ceci peut avoir un impact sur nos résultats, les personnes pouvant prendre leur décision de façon plus ou moins réfléchie. Si la décision d'entamer les paiements de rentes est très proche du 60ème anniversaire, nous pourrions en déduire que la décision avait été prise à l'avance. Au contraire, si les paiements débutent à un moment plus éloigné de l'anniversaire, il se pourrait que la décision ait été prise de façon plus irréfléchie.

Il est aussi impossible de vérifier si la personne a en réalité réclamer une rente d'invalidité dans l'année de ses 60 ans. Nous ne pouvons pas faire la distinction entre les deux à l'aide de nos données, nous faisons donc l'hypothèse que toute rente perçue du RRQ/RPC

à partir de l'année des 60 ans est une rente de retraite.

4.3 Différence RRQ-RPC

En plus d'analyser l'effet de nos variables indépendantes sur la décision de réclamer la rente à l'âge de 60 ans séparément pour chaque régime, nous cherchons également à expliquer la différence observée entre le RRQ et le RPC. Le choix de comparer l'Ontario au lieu de l'ensemble du Canada avec le Québec permet de réduire la variabilité non-observée entre les provinces, étant donné la proximité de ces dernières. Nous comparons tout d'abord les résultats obtenus pour le Québec et l'Ontario à l'aide du modèle (4.2). La significativité des différences entre les coefficients est mesurée à l'aide du test de Wald avec un degré de liberté :

$$\chi^2 = \frac{(\beta^{QC} - \beta^{ONT})^2}{(s.e.(\beta^{QC}))^2 + (s.e.(\beta^{ONT}))^2}$$

Par la suite, nous modifions le modèle (4.2) afin de le généraliser pour l'ensemble des deux provinces. Nous insérons une variable indicatrice égale à 1 si le répondant est un habitant du Québec. Ainsi, nous sommes en mesure d'évaluer l'impact de nos régresseurs sur la décision de réclamer à 60 ans ou non, tout en mesurant la variation dans l'importance de la variable indicatrice de groupe (QC_{it}). Si la valeur du coefficient de cette dernière est égale à zéro, alors nos régresseurs expliquent l'ensemble des différences observées entre le RRQ et le RPC. Le modèle se définit ainsi :

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 QC_i + \sum_{j=1}^N \gamma_j X_{ij} + \delta_t T_{it} + v_i \quad (4.3)$$

où les différentes variables sont les mêmes que présentées dans l'équation (4.2), QC est une variable égale à 1 si l'individu vit au Québec lors de ses 59 ans.

4.3.1 La décomposition Oaxaca-Blinder

La décomposition Oaxaca-Blinder (OB subséquentement) est une méthodologie permettant de mesurer la différence de moyennes entre deux groupes, en se basant sur des modèles de régression linéaire. Elle a été définie par Oaxaca (1973) et Blinder (1973), dans le but d'identifier les différences de revenus entre les hommes et les femmes. Depuis, la décomposition connaît un franc succès pour sa simplicité d'application, et il est possible de la retrouver dans plusieurs contextes et disciplines, telle qu'en médecine (e.g. impact de certaines maladies).

Afin de pouvoir utiliser cette décomposition, nous devons faire l'hypothèse que la décision de réclamer à 60 ans le RRQ ou le RPC peut être modélisée de façon linéaire, nous permettant de mesurer les caractéristiques observables et non-observables de chaque individu. Sous forme vectorielle :

$$Y^A = X^A \beta^A + \varepsilon^A$$

$$Y^B = X^B \beta^B + \varepsilon^B$$

Avec $(A, B) = (QC, ONT)$, le Québec est donc choisi comme groupe de référence.

$$\Delta_{AB} = X^A \beta^A - X^B \beta^B + \varepsilon^A - \varepsilon^B$$

$$\Delta_{AB} = E[Y^A | X^A] - E[Y^B | X^B]$$

$$\Delta_{AB} = \beta_0^A - \beta_0^B + E[X^A \beta^A - X^B \beta^B] + E[\varepsilon^A - \varepsilon^B]$$

$$\Delta_{AB} = \beta_0^A - \beta_0^B + \bar{X}^A \beta^A - \bar{X}^B \beta^B$$

Nous ajoutons et soustrayons les déterminants moyens des Ontariens, dans le cas où ils auraient les mêmes effets que ceux des Québécois sur la décision de réclamer la rente $(\bar{X}^B \beta^A)$:

$$\begin{aligned}\Delta_{AB} &= \beta_0^A - \beta_0^B + \bar{X}^A \beta^A - \bar{X}^B \beta^B + \bar{X}^B \beta^A - \bar{X}^A \beta^A \\ \Delta_{AB} &= \beta_0^A - \beta_0^B + \bar{X}^B (\beta^A - \beta^B) + (\bar{X}^A - \bar{X}^B) \beta^A\end{aligned}\tag{4.4}$$

$$\Delta_{AB} = U + S + C$$

Avec,

$$\begin{aligned}U &= \beta_0^A - \beta_0^B \\ S &= \bar{X}^B (\beta^A - \beta^B) \\ C &= (\bar{X}^A - \bar{X}^B) \beta^A \\ U + S &= \beta_0^A - \beta_0^B + \bar{X}^B (\beta^A - \beta^B)\end{aligned}$$

Ainsi, la décomposition OB se sépare en trois effets : U, les effets inexplicables ; S, les effets de structures, ou non-expliqués ; C, les effets de compositions, ou expliqués ; U+S, la part totale des effets de structures, ou non-expliqués.

L'élément C peut se définir comme l'effet de la différence de moyennes des caractéristiques observables des Québécois et des Ontariens en fonction des coefficients des caractéristiques observables des Québécois.

L'élément S de la décomposition représente la différence de coefficients des caractéristiques observables des Québécois et des Ontariens en fonction de la moyenne des caractéristiques observables des Ontariens.

En d'autres termes, la décomposition OB permet d'expliquer en deux parties la différence dans les moyennes de réclamation de la rente à 60 ans entre le Québec et l'Ontario. Une partie mesure l'impact de divergences observées dans les déterminants du modèle (e.g. niveau d'éducation, revenus, pensions privées, etc), et l'autre mesure l'impact de l'effet de ces déterminants.

4.3.2 Identification dans la décomposition détaillée OB

Nous voulons connaître l'impact de chacune de nos variables sur la décision de réclamer la rente à 60 ans. Notre modèle est linéaire¹, nous pouvons donc appliquer une décomposition détaillée, où Δ_{AB} se définit comme la somme des variables explicatives expliquant l'effet de structure et l'effet de composition. Soit :

$$\Delta_{AB} = \beta_0^A - \beta_0^B + \sum_{j=1}^J \bar{X}_j^B (\beta_j^A - \beta_j^B) + \sum_{j=1}^J (\bar{X}_j^A - \bar{X}_j^B) \beta_j^A \quad (4.5)$$

Où j est une des variables explicatives de notre modèle.

Oaxaca et Ransom (1999) soulèvent la présence d'un problème d'identification dans la décomposition détaillée OB. Nous mesurons l'effet de variables catégoriques, tels que le niveau de scolarité ou le statut matrimonial. Cependant, de nombreuses recherches ayant utilisé la décomposition OB soulignent que le choix de la catégorie de base influence grandement les résultats observés. Jann (2008) énumère un certain nombre d'études rencontrant ce problème.

Ce problème émerge du fait que la différence entre deux groupes est quantifiée en fonction du choix de la catégorie de base. Une variable composée de différentes catégories ne peut pas être ordonnée, et le point de référence doit être choisi arbitrairement.

Par construction, cette complication ne concerne pas les effets liés aux caractéristiques observables (voir C dans équation (4.4)), mais est d'intérêt pour la partie non-expliquée (les coefficients). La catégorie de base a une incidence importante sur la contribution totale de la variable catégorique. En effet, la différence dans les pentes et dans les ordonnées à l'origine entre les deux groupes est influencée par le choix de la catégorie de base.

1. Les résultats de régression par MCO et logit sont très similaires, nous choisissons donc d'opter pour la méthode des MCO pour la décomposition OB.

Une solution à ce problème a été proposée par Yun (2003). Celle-ci est équivalente à une moyenne des coefficients obtenus à la suite d'une série de décompositions où chaque catégorie des variables binomiales/multinomiales a été utilisée comme catégorie de base. Dans un cadre analytique simple avec une seule variable ayant un certain nombre de catégories. Nous avons :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 C_1 + \dots + \beta_{a-1} C_{a-1} + \beta_a C_a + \varepsilon \quad (4.6)$$

où β_a est égal à 0 (catégorie de base), C la variable catégorique, et a le nombre de catégories.

Nous pouvons ainsi introduire une variable u qui est égale à :

$$u = \frac{(\beta_1 + \dots + \beta_a)}{a}$$

et ainsi réécrire l'équation (4.6) :

$$Y' = (\beta_0 + u) + (\beta_1 - u)C_1 + \dots + (\beta_{a-1} - u)C_{a-1} + (\beta_a - u)C_a + \varepsilon \quad (4.7)$$

Avec,

$$\sum \beta_a = 0$$

Y' est alors la version "normalisée" de l'équation Y . Le terme $(\beta_a - u)$ est la variation du coefficient de la catégorie par rapport à la moyenne des coefficients de toutes les catégories de la variable. Les résultats de Y' sont les mêmes que si nous faisons plusieurs régressions où chaque catégorie de la variable est choisie pour base.

Chapitre 5

Résultats

Nous présentons ici les résultats de nos régressions. Tout d'abord, nous indiquons les effets des variables indépendantes sur la probabilité de débiter les prestations à 60 ans au Québec et en Ontario séparément. Ensuite, nous observons à quel point nos régresseurs expliquent la différence de 18.7% de nouveaux bénéficiaires entre les deux provinces. Enfin, nous terminons par une discussion sur les résultats de ce mémoire.

5.1 Modèle binomial

Le tableau 5.1 rapporte les résultats de notre modèle 4.2 sous forme d'effets marginaux moyens. Dans ce tableau, nous comparons séparément les effets de nos variables explicatives sur la probabilité de réclamer la rente du RRQ/RPC à 60 ans. Nous sommes intéressés par les résultats dans les colonnes dénotées (1), mais nous présentons tout de même les résultats des modèles de MCO et probit dans les colonnes (2) et (3) respectivement. Les résultats sont cohérents et similaires à travers les différents modèles, que ce soit au Québec ou en Ontario, suggérant que les effets trouvés sont consistants.

La première remarque que nous pouvons faire est que le niveau de revenus moyens du ménage quand le répondant a entre 55 et 59 ans ne semble pas avoir d'incidence significative sur la probabilité de réclamer la rente à 60 ans, tant au Québec qu'en Ontario. Des revenus plus élevés réduisent la probabilité mais l'effet n'est pas statistiquement différent de 0. Ceci est très important dans notre analyse. La littérature économique sur la réclamation de la rente n'arrive pas à un consensus quant à l'importance des revenus dans cette décision, même si le fait d'avoir moins de ressources semble suggérer une demande plus hâtive de la rente. Au Canada, nos résultats suggèrent que la décision de débiter les prestations à 60 ans est prise relativement indépendamment du niveau de revenus. En revanche, le fait d'être la personne percevant le plus haut niveau de revenus dans le ménage réduit la probabilité de débiter les prestations du RRQ/RPC à 60 ans de 17.5% (9% en effet marginal) au Québec et de 14.1% (4.6% en effet marginal) en Ontario, mais l'effet n'est significatif qu'au Québec.

Nous voulions mesurer si les personnes percevant des paiements d'assurance sociale à 59 ans sont plus susceptibles de vouloir bénéficier d'un revenu supplémentaire dès l'âge de 60 ans. Nos résultats ne suggèrent pas d'effet significatif aux niveaux statistiques traditionnels, mais nous constatons tout de même une divergence entre le Québec et l'Ontario. L'effet marginal sur la probabilité de débiter les prestations à 60 ans est de 11.5% au Québec et de -9.5% en Ontario. Ceci suggère que le RRQ attire davantage les personnes recevant de l'assurance sociale que le RPC.

La réception de revenus de pensions privées entre l'âge de 55 et 59 ans a clairement une incidence sur la décision de débiter les prestations du RRQ/RPC à 60 ans. L'effet de cette variable est fort et statistiquement significatif à travers toutes nos spécifications. Un peu plus d'une personne sur cinq dans notre échantillon perçoit des paiements de rentes privées avant 60 ans. Parmi ces personnes, nos résultats suggèrent que, toute chose étant égale par ailleurs, plus de 80% des Québécois et plus de 50% des Ontariens débiter les prestations

du RRQ/RPC à 60 ans. Nous abordons les potentielles raisons de cette disposition dans notre discussion en fin de chapitre.

Les effets observés des variables comprises dans le statut professionnel offrent quelques informations intéressantes. Entre autres, pour une personne ayant été syndiquée 10 années (dans nos observations disponibles), la probabilité de réclamer la rente dès 60 ans est augmentée de 21.5% (7% en effet marginal) en Ontario. Le Québec ne présente aucun effet significatif pour cette variable, mais le signe est tout de même positif comme espéré.

En ce qui a trait à la participation au marché du travail, l'effet de la variable indiquant si une personne a travaillé moins de 5 années entre 55 et 59 ans est significatif au Québec et en Ontario. Nos résultats suggèrent une augmentation de la probabilité de demander la rente à 60 ans de près de 19% (9.6% en effet marginal) au Québec et de plus de 56% en Ontario (18.4% en effet marginal). Cette variable mesure autant les personnes ayant pris une décision d'entamer leur retraite avant 60 ans que les personnes étant sans emploi. Nous n'avons pas fait la distinction dans le cadre de ce mémoire. Néanmoins, selon les résultats de Hurd et collab. (2004) et Coile et collab. (2002), les effets observés semblent supporter l'idée qu'une personne qui a entamé sa retraite avant 60 ans aurait plus tendance à réclamer dès le premier âge d'éligibilité.

En termes de variables socio-démographiques, quelques observations peuvent être faites. Être un homme réduit la probabilité de demander la rente à 60 ans au Québec, mais l'effet n'est pas significatif. Autrement, une personne immigrante aurait tendance à retarder sa demande de rente, comme l'indique le coefficient positif pour le fait d'être né au Canada, tant au Québec qu'en Ontario. Une personne immigrée a accumulé possiblement moins d'années de travail qu'une personne née au Canada, ce qui peut amener à un prolongement de sa présence sur le marché du travail. Par contre, au Québec, ne pas parler de langues officielles canadiennes à son domicile aurait comme effet d'augmenter la probabilité de réclamer la rente à 60 ans comparativement à une personne ne parlant que le français

et/ou l'anglais à la maison, et l'effet est significatif à 10 %. Le coefficient est négatif en Ontario, mais non-significatif. Ce résultat suggère qu'au Québec, une personne n'étant ni francophone, ni-anglophone, aurait une probabilité similaire de réclamer la rente à 60 ans (20.4% en effet marginal), qu'une personne ayant exactement les mêmes caractéristiques, mais née au Canada et parlant au moins une des deux langues officielles (19.7% en effet marginal).

Le niveau de diplôme n'a pas l'effet espéré. Nous nous attendions à voir qu'une personne plus éduquée demanderait la rente plus tard, sachant qu'elle serait davantage susceptible de comprendre les mécanismes d'ajustements actuariels, entre autres. Cependant, nos résultats suggèrent qu'avoir un niveau d'éducation similaire à un baccalauréat augmenterait la probabilité de réclamer la rente dès 60 ans et l'effet observé est significatif au Québec. Il nous faudrait davantage de détails sur le type d'emploi des détenteurs d'un baccalauréat pour mieux saisir l'effet observé.

Enfin, les tendances observées dans les taux de hazards présentés dans le graphique 2.1 sont confirmées dans nos résultats. La probabilité de réclamer à 60 ans est la plus élevée dans la période de 2006 à 2010 au Québec et en Ontario. En Ontario, il semblerait que la réclamation à 60 ans est plus élevée dans les périodes 1991-1995 et 1996-2000 comparativement à 2001-2005. La probabilité de débiter les prestations à 60 ans aurait connu un important bond entre 2006 et 2010 pour le RPC. Pour le Québec, la probabilité de réclamer la rente à 60 ans a augmenté progressivement depuis 1991.

TABLE 5.1 – Effet sur la probabilité de réclamer la rente à 60 ans, RRQ vs. RPC

	RRQ			RPC		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Statut financier						
Revenus (base : 30,000-60,000\$) :						
0-30,000\$	0.038 (0.059)	0.033 (0.066)	0.041 (0.059)	-0.012 (0.067)	-0.018 (0.068)	-0.008 (0.066)
60,000-90,000\$	-0.010 (0.056)	-0.011 (0.056)	-0.008 (0.055)	0.020 (0.050)	0.015 (0.051)	0.019 (0.050)
90,000-120,000\$	-0.056 (0.070)	-0.058 (0.074)	-0.058 (0.071)	-0.067 (0.064)	-0.067 (0.058)	-0.065 (0.063)
120,000\$ et +	-0.096 (0.084)	-0.099 (0.085)	-0.102 (0.081)	-0.084 (0.054)	-0.101* (0.104)	-0.088* (0.054)
Principale source de revenus	-0.090* (0.054)	-0.094* (0.054)	-0.087* (0.052)	-0.046 (0.044)	-0.052 (0.044)	-0.047 (0.044)
Paiements d'assurance sociale	0.115 (0.084)	0.117 (0.089)	0.119 (0.082)	-0.095 (0.065)	-0.107 (0.072)	-0.099 (0.065)
Pensions privées	0.330*** (0.050)	0.340*** (0.057)	0.327*** (0.049)	0.208*** (0.052)	0.222*** (0.052)	0.211*** (0.052)
Peu de cotisation à un RÉER (50 à 59 ans)	0.049 (0.048)	0.051 (0.049)	0.045 (0.047)	-0.029 (0.041)	-0.028 (0.042)	-0.031 (0.041)
Statut professionnel						
Travailleur autonome						
	-0.043 (0.049)	-0.042 (0.050)	-0.043 (0.048)	0.023 (0.043)	0.019 (0.043)	0.027 (0.042)
Années syndiqué(e)	0.000 (0.003)	0.000 (0.004)	0.000 (0.003)	0.007** (0.003)	0.008** (0.003)	0.008** (0.003)
Travaillé(e) plus de 30 ans	-0.009 (0.050)	-0.019 (0.052)	-0.009 (0.050)	0.018 (0.046)	0.018 (0.047)	0.024 (0.045)
Au moins 1 an sans travail (55-59 ans)	0.096* (0.053)	0.098* (0.054)	0.101* (0.052)	0.184*** (0.050)	0.179*** (0.049)	0.185*** (0.049)
Variables socio-démographiques						
Homme						
	-0.055 (0.054)	-0.049 (0.055)	-0.058 (0.053)	0.039 (0.046)	0.041 (0.048)	0.034 (0.046)
Né(e) au Canada	0.197* (0.111)	0.164* (0.096)	0.206* (0.106)	0.077 (0.054)	0.083 (0.054)	0.078 (0.053)
Langages (base : eng/fr) :						
Langue(s) officielle(s) + non-officielle(s)						
	-0.045 (0.098)	-0.036 (0.101)	-0.044 (0.099)	-0.066 (0.070)	-0.070 (0.070)	-0.066 (0.069)
Langue(s) non-officielle(s)	0.204* (0.110)	0.181 (0.112)	0.210** (0.106)	-0.069 (0.063)	-0.058 (0.060)	-0.065 (0.061)
Éducation (base : Cégep ou équivalent DES ou moins)						
	-0.013 (0.050)	-0.016 (0.052)	-0.012 (0.057)	0.014 (0.046)	0.014 (0.048)	0.015 (0.046)
Baccalauréat	0.108* (0.057)	0.094* (0.057)	0.107* (0.057)	0.066 (0.048)	0.071 (0.049)	0.068 (0.047)
Plus que Baccalauréat	0.029 (0.089)	0.028 (0.088)	0.024 (0.089)	-0.014 (0.064)	-0.011 (0.067)	-0.013 (0.064)
Périodes (base : 2006-2010)						
1991-1995	-0.317*** (0.072)	-0.323*** (0.076)	-0.315*** (0.072)	-0.134** (0.060)	-0.140** (0.060)	-0.132** (0.060)
1996-2000	-0.251*** (0.064)	-0.253*** (0.065)	-0.252*** (0.064)	-0.140*** (0.055)	-0.149*** (0.056)	-0.142*** (0.055)
2001-2005	-0.242*** (0.051)	-0.243*** (0.053)	-0.242*** (0.051)	-0.198*** (0.049)	-0.204*** (0.050)	-0.198*** (0.048)
R-carré (Pseudo R-carré)						
Individus	0.170	0.212	0.171	0.162	0.195	0.162
Moyennes	0.513	0.513	0.513	0.326	0.326	0.326

Sources : Étude Longitudinale et Internationale des Adultes (ÉLIA), 1991-2010.

Notes : (1) Logit; (2) MCO; (3) Probit . Erreur-type entre parenthèse. *** Significatif à 1%; ** Significatif à 5%; * Significatif à 10%. Contrôle pour le statut matrimonial et pour le fait d'être parent. Variable dépendante correctement spécifiée pour 71.07% des cas pour le RRQ, et 74.29% des cas pour le RPC. Basé sur l'équation (4.2)

5.2 Différence RRQ-RPC

Le tableau 5.2 indique si la différence dans les coefficients observés dans le tableau 5.1 entre le Québec et l'Ontario est significative. Les revenus du ménage n'ont pas d'effet significativement différent entre les deux provinces selon le test de Wald. Par contre, l'effet de l'assurance sociale est environ 20% plus élevé au Québec qu'en Ontario et cette différence est significative. Il en est de même pour la réception de paiements de rentes privées. L'effet est supérieur au Québec et pourrait expliquer la différence du taux de nouveaux bénéficiaires de 60 ans avec l'Ontario. Nous verrons les principales raisons pouvant expliquer cette différence dans notre discussion en fin de chapitre.

Le coefficient du nombre d'années syndiqué(e) est 20 fois plus élevé en Ontario. Selon le test de Wald, cette différence est significative à 5%. Ce résultat suggère qu'être syndiqué en Ontario entraînerait davantage de personnes à réclamer la rente à 60 ans, alors qu'au Québec, être syndiqué ou non entraîne le même niveau de probabilité (soit 51%). Le modèle Oaxaca-Blinder nous permettra de confirmer si cette variable est pertinente pour mieux comprendre la différence entre les deux provinces.

Malgré un coefficient plus élevé au Québec qu'en Ontario en ce qui a trait au fait d'être né au Canada, la différence ne semble pas être significative. Par contre, l'effet de ne parler aucune langue officielle à son domicile a un effet trois fois plus grand sur la tendance à réclamer la rente à 60 ans au Québec comparativement à l'Ontario. Selon ce résultat, être ni-francophone, ni-anglophone, pourrait faire partie des déterminants expliquant la différence du taux de nouveaux bénéficiaires de 18.7% entre les deux provinces.

Le tableau 5.3 indique nos résultats du modèle 4.3. Les résultats dans ce tableau représentent l'effet sur la probabilité de réclamer la rente du RRQ/RPC à 60 ans, mesuré sur l'ensemble de la population, en contrôlant pour le Québec et la période. Le coefficient pour le fait d'être résidant du Québec est fortement significatif à travers toutes les spéci-

TABLE 5.2 – Différence entre RRQ et RPC

	Ratio des coef. (RRQ/RPC)	Test de Wald
Revenus (base : 30,000-60,000\$) :		
0-30,000\$	-3.23	0.31
60,000-90,000\$	-0.47	0.16
90,000-120,000\$	0.84	0.01
120,000\$ et +	1.15	0.02
Principale source de revenus	1.97	0.40
Paiements d'assurance sociale	-1.21	3.89***
Pensions privées	1.59	2.86***
Peu de cotisations RÉER	-1.70	1.51*
Travailleur autonome	-1.86	1.05
Années syndiqué(e)	0.05	2.65**
Travaillé plus de 30 ans	-0.48	0.15
Au moins 1 an sans travail (55-59 ans)	0.52	1.48*
Homme	-1.42	1.76**
Né(e) au Canada	2.56	0.94
Langages (base : eng/fr) :		
Langue(s) officielle(s) + non-officielle(s)	0.69	0.03
Langue(s) non-officielle(s)	-2.94	4.66***
Éducation (base : Cégep) :		
DES ou moins	-0.92	0.16
Baccalauréat	1.63	0.31
Plus que Baccalauréat	-2.04	0.16
Périodes (base : 2006-2010)		
1991-1995	2.37	3.80***
1996-2000	1.79	1.73**
2001-2005	1.22	0.38

Sources : Étude Longitudinale et Internationale des Adultes (ÉLIA), 1991-2010. Notes : Modèle logit. 1072 individus. *** Significatif à 1%; ** Significatif à 5%; * Significatif à 10%. Contrôle pour le statut matrimonial et pour le fait d'être parent. Calculs basés sur l'équation (4.1).

fications. Les résultats nous permettent d'estimer partiellement à quel point les variables de nos modèles sont capables d'expliquer la différence entre un Ontarien et un Québécois. Les colonnes (1) à (5) incluent successivement les différentes sections de variables de notre modèle, afin de mesurer lesquelles ont le plus d'influence sur le coefficient du Québec. En d'autres termes, si le coefficient pour le Québec est égal à 0, alors les variables expliquent parfaitement la différence entre les deux provinces. Bien évidemment, nos résultats ne démontrent pas cela, mais il semblerait qu'environ 30% de la différence Québec-Ontario se trouve dans le choix de nos variables. Nous constatons dans la colonne (4) que les variables socio-démographiques entraînent le plus grand impact sur la variable du Québec, soit un effet marginal de 2.8% en contrôlant pour les statuts financiers et professionnels. Les statuts financiers et professionnels quant à eux seraient responsables d'environ 6% de la différence Québec-Ontario.

TABLE 5.3 – Effet sur la probabilité de réclamer à 60 ans (contrôle pour le Québec)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Québec	0.163*** (0.029)	0.154*** (0.028)	0.152*** (0.028)	0.124*** (0.029)	0.130*** (0.029)
Statut financier	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Statut professionnel	NON	NON	OUI	OUI	OUI
Variables socio-démographiques	NON	NON	NON	OUI	OUI
Éducation	NON	NON	NON	NON	OUI
R-carré (Pseudo R-carré)	0.070	0.139	0.153	0.161	0.164
Individus	1080	1080	1080	1080	1080

Sources : Étude Longitudinale et Internationale des Adultes (ÉLIA), 1991-2010.

Notes : Modèle logit. *** Significatif à 1% ; ** à 5% ; * à 10% . Différence de 18.7% entre le Québec et l'Ontario. Toutes les régressions contrôlent pour la période. Les résultats se basent sur l'équation 4.3.

5.3 Décomposition Oaxaca-Blinder

Dans cette section, nous présentons les résultats obtenus à l'aide de la décomposition Oaxaca-Blinder. Le tableau 5.4 présente le résultat général de la décomposition. Le Québec est le point de référence. Sur la différence de 18.7% entre le Québec et l'Ontario, seulement 25% est expliquée par les caractéristiques observables de notre modèle. Ce chiffre se rapproche de celui observé dans le tableau 5.3, soit le fait que notre modèle explique 30% de la différence. 68% de la différence se trouve dans celle entre les coefficients. Ainsi, les résultats de la décomposition OB confirment qu'une grande partie de la différence de réclamation à 60 ans entre le RRQ et le RPC est inexpliquée. Le reste de la différence se trouve dans l'interaction entre les caractéristiques observables et non-observables, mais cette partie n'est pas significative.

TABLE 5.4 – Décomposition Oaxaca-Blinder, prestataires de 60 ans (1991-2010)

Taux de nouveaux bénéficiaires (Québec)	0.513***	(0.023)
Taux de nouveaux bénéficiaires (Ontario)	0.326***	(0.020)
Différence	0.187***	(0.030)
Caractéristiques (E)	0.047**	(0.020)
Coefficients (C)	0.127***	(0.033)
Interaction (CE)	0.013	(0.026)
Nombre d'observations		
Québec	515	
Canada	565	

Sources : Étude Longitudinale et Internationale des Adultes (ÉLIA), 1991-2010. Notes : Erreur-type entre parenthèse. Résultats de régression par MCO. Le modèle logit offre des résultats très similaires. *** Significatif à 1% ; ** à 5% ; * à 10%. Résultats basés sur l'équation (4.4).

Le tableau 5.5 présente le détail de la décomposition OB. Les deux premières colonnes du tableau montrent l'incidence de chaque variable sur la différence entre le Québec et l'Ontario, en termes de caractéristiques observables, i.e. l'effet de composition. Les deux autres colonnes indiquent l'effet de structure pour chacune des variables du modèle, soit l'effet non-expliqué. Très peu de variables sont significatives aux niveaux traditionnels. Selon nos résultats, la catégorie des variables socio-démographiques expliquerait la plus grande partie de la différence liée aux caractéristiques observables, soit environ 57% (2.7%) de la partie expliquée et 14% de la différence totale.

Le modèle OB confirme les résultats que nous trouvons dans le tableau 5.3 par rapport aux catégories "Statut financier" et "Statut professionnel". Elles seraient responsables d'environ 7.4% de la différence totale Québec-Ontario. Aucune des variables n'ont cependant d'effet significatif, ce qui indique une nouvelle fois qu'aucune différence observable dans notre modèle offre une grande explication du plus grand nombre de nouveaux béné-

ficiaires au Québec. Le nombre d'années syndiqué(e) ne fait pas parti des caractéristiques observables à l'origine de la différence de proportion entre les deux provinces, mais est un effet non-expliqué. Nous voyons dans la colonne "Coefficients" que l'effet de la variable syndicale est de -3.9%. Ceci signifie que pour un Québécois avec les mêmes caractéristiques qu'un Ontarien, la pente croît moins vite, i.e. l'effet sur la probabilité de demander la rente à 60 ans est plus forte en Ontario qu'au Québec, ce qui confirme notre résultat dans la section 5.2. Par contre, le coefficient n'est pas significatif dans la décomposition OB.

Dans la partie non-expliquée, le coefficient pour la présence de paiements d'assurance sociale suggère qu'un Québécois ayant exactement les mêmes caractéristiques qu'un Ontarien aurait 1.4% plus de chance de réclamer la rente à 60 ans. Nous discutons des potentielles raisons dans la prochaine section.

L'éducation semble réduire l'écart entre le Québec et l'Ontario, en raison du signe négatif, mais aucun effet n'est significatif. Ceci est confirmé par les résultats du tableau 5.2. Malgré les statistiques observées dans le tableau 3.2, où les Ontariens auraient en moyenne des diplômes plus élevés que les Québécois, il semblerait que pour le même niveau de diplôme, l'impact sur la probabilité de débiter les prestations à 60 ans est quasiment le même entre les deux provinces.

Le fait de ne parler ni le français ni l'anglais à la maison semble également expliquer une grande partie de la différence liée aux effets de structure, soit 25% (3.2%). Ainsi, un Québécois possédant exactement les mêmes caractéristiques qu'un Ontarien, sauf pour la langue, aurait plus tendance à demander la rente à 60 ans. Ceci corrobore les résultats trouvés dans les sections précédentes. L'effet n'est cependant pas expliqué. Plusieurs distinctions doivent être prises en compte pour saisir cet effet, que nous n'abordons pas dans ce mémoire. La personne est-elle née au Canada? Si non, quand a-t-elle immigrée? Quel est son type d'emploi? Quelles sont ses origines? À quel point la personne est intégrée

au Québec? Il serait pertinent pour des études futures de s'intéresser aux décisions à la retraite des personnes qui ne sont pas issues de l'immigration "traditionnelle" canadienne.

Autrement, la plupart des coefficients ne sont pas significatifs. Nous en concluons que la différence Québec-Ontario de 18.7% ne s'explique que très peu par les variables choisies dans notre modèle. Pour la plupart, l'effet sur la probabilité de débiter les prestations à 60 ans est similaire entre les deux provinces. En d'autres termes, pour des caractéristiques similaires en Ontario comparativement au Québec, l'impact sur la décision de débiter le RPC/RRQ est plus ou moins la même. D'ailleurs, le coefficient pour la constante indique que pour un Québécois qui a exactement les mêmes caractéristiques qu'un Ontarien, il aurait une probabilité de 16 ppt plus élevée de débiter à 60 ans les prestations. Cette mesure n'est pas statistiquement différente de 0, mais rappelle que certaines variables clés sont manquantes dans notre modèle. Nous discutons davantage de la signification de nos résultats dans la prochaine section.

TABLE 5.5 – Décomposition détaillée Oaxaca-Blinder

	Caractéristiques		Coefficients	
Total	0.047**	(0.020)	0.127***	(0.033)
Statut financier	0.004	-	0.061	-
0-30,000\$	0.001	(0.004)	0.006	(0.011)
30,000-60,000\$	0.002	(0.002)	-0.002	(0.014)
60,000-90,000\$	-0.002	(0.002)	-0.009	(0.014)
90,000-120,000\$	0.000	(0.001)	0.000	(0.009)
120,000\$ et plus	0.006	(0.004)	-0.001	(0.014)
Principale source de revenus	-0.002	(0.002)	-0.020	(0.033)
Assurance sociale	-0.000	(0.002)	0.014*	(0.008)
Pensions privées	-0.001	(0.006)	0.027	(0.018)
Peu de cotisations RÉER	-0.000	(0.001)	0.046	(0.037)
Statut professionnel	0.010	-	-0.105	-
Travailleur autonome	-0.001	(0.002)	-0.018	(0.020)
Années syndiqué(e)	0.007	(0.005)	-0.039	(0.025)
Travaillé plus de 30 ans	-0.001	(0.002)	-0.046	(0.037)
Au moins 1 an sans travail (55-59 ans)	0.005	(0.005)	-0.025	(0.022)
Variables socio-démographiques ¹	0.027	-	0.004	-
Homme	-0.001	(0.001)	-0.046	(0.037)
Né(e) au Canada	0.019	(0.013)	0.053	(0.072)
Langues parlées au domicile (A) ²	0.007	(0.007)	-0.064	(0.046)
Langues parlées au domicile (B) ³	0.001	(0.002)	-0.005	(0.007)
Langues parlées au domicile (C) ⁴	0.002	(0.005)	0.032*	(0.019)
Éducation	-0.006	-	-0.007	-
DES ou moins	-0.000	(0.002)	-0.011	(0.015)
Cégep	-0.001	(0.002)	-0.003	(0.016)
Baccalauréat	-0.006	(0.004)	0.004	(0.015)
Plus que baccalauréat	0.001	(0.001)	0.003	(0.008)
Périodes	0.012	-	0.014	-
1991-1995	0.001	(0.003)	-0.019	(0.012)
1996-2000	0.001	(0.003)	-0.005	(0.012)
2001-2005	-0.001	(0.002)	0.011	(0.013)
2006-2010	0.011**	(0.005)	0.027	(0.017)
Constante	-	-	0.160	(0.156)
Nombre d'observations				
Québec	515			
Ontario	565			

Sources : Étude Longitudinale et Internationale des Adultes (ÉLIA), 1991-2010.

Notes : Erreur-type entre parenthèse. Contrôles pour statut matrimonial et pour le fait d'être parent. Résultats de régression par MCO. Le modèle logit offre des résultats très similaires. *** Significatif à 1%; ** à 5%; * à 10%. Résultats basés sur l'équation (4.5).

1. Les valeurs pour les variables "Enfants" et "Statut matrimonial" ne sont pas indiquées dans ce tableau
2. (A) Anglais et/ou français
3. (B) Langues officielles et au moins une langue étrangère
4. (C) Uniquement une ou des langue(s) étrangère(s)

5.4 Discussion

Si nos résultats ne semblent pas expliquer l'ensemble de la différence dans nos données entre le Québec et l'Ontario, cela nous donne tout de même des pistes de réflexion. Les caractéristiques observables de notre modèle ne seraient pas à l'origine de la majeure partie de la différence de comportement entre les deux provinces. Nous ne pouvions pas inclure des variables institutionnelles dans notre modèle, mais nous sommes en mesure de faire une série d'hypothèses. Malgré le fait que le RRQ et le RPC soient essentiellement similaires, les régimes sont administrés séparément. La première grande différence est l'introduction de l'âge de retraite anticipée dans le RRQ trois ans avant le reste du Canada. Couplée au relevé de participation envoyé régulièrement aux Québécois, la réduction de l'âge de retraite aurait pu être influencée plus hâtivement comparée au reste du Canada. Cependant, selon notre graphique 2.1, la différence entre l'Ontario et le Québec ne s'est réellement creusée qu'à partir de la deuxième moitié des années 1990. D'ailleurs, le tableau 5.6 montre que dans la période où la retraite anticipée a été introduite, tant au Québec qu'en Ontario, l'âge moyen de départ à la retraite a diminué. Mais la baisse la plus importante s'est faite à partir de la période 1991-1995 au Québec, jusqu'à un minimum de 59.5 ans entre 1996 et 2000.

Le Canada est frappé par une crise économique au début des années 1990, durant laquelle le chômage croît fortement. Le Québec est touché davantage que l'Ontario, réduisant entre autres les ressources disponibles pour répondre aux demandes croissantes d'aides financières. Le Québec a donc décidé dans la première moitié des années 1990 d'orienter les personnes âgées de 60 ans et plus vers le RRQ au lieu de l'aide sociale, qui est alors introduite comme une solution de dernier recours pour cette catégorie d'âges⁵. Cette décision gouvernementale peut être à l'origine de l'effet observé pour les personnes

5. Denis Lessard, "Les assistés sociaux vont passer à la ... caisse de la RRQ", La Presse, 2 avril 1994, p. A1.

TABLE 5.6 – Âge moyen de départ à la retraite par province (1976-2010)

Périodes	Québec	Ontario
1976-1980	65,1	64,9
1981-1985	63,8	64,4
1986-1990	62,3	63,1
1991-1995	60,6	62,0
1996-2000	59,5	61,1
2001-2005	60,3	61,3
2006-2010	60,3	61,9

Sources : Statistique Canada, "Revue chronologique de la population active", doi : 71F004XVB, 2011.

les moins bien nantis dans notre modèle. L'Ontario ne semble pas avoir pris de mesures similaires. Le taux de chômage était plus faible qu'au Québec pour les plus de 55 ans, et la moyenne d'âge de départ à la retraite plus élevée, réduisant potentiellement l'attrait du RPC dès 60 ans. D'ailleurs, ceci pourrait expliquer le signe inverse entre les deux provinces dans notre modèle, en ce qui a trait aux paiements d'assurance sociale. Par contre, seulement une faible minorité des personnes dans notre échantillon en perçoivent. Pour que cette variable explique la grande différence entre le Québec et l'Ontario, il faudrait que d'autres variables difficiles à capter soient prises en compte, comme la transmission de l'information entre les personnes, i.e. si on conseille à une personne de demander la rente, cette personne peut le conseiller à une autre, etc.

La planification financière de la retraite est un élément essentiel à prendre en compte pour comprendre les décisions des cotisants. Notre variable indiquant si une personne cotise peu ou non à un RÉER entre 50 et 59 ans n'est pas suffisante pour cerner cet effet. Il faudrait intégrer d'autres variables dans le modèle, notamment différents outils pertinents à la préparation, comme le fait de rencontrer des planificateurs financiers, les connaissances

sur ses régimes, etc. Milligan et Schirle (2008) ont montré dans leur simulation qu'une personne ayant moins de moyens devrait demander la rente plus tôt, notamment en raison de l'interaction du RRQ/RPC avec le SRG. Nos résultats empiriques ne montrent cependant aucune distinction entre les ménages les mieux nanties et les moins bien nanties, en tout cas en termes de revenus. Nous ne pouvions pas vérifier le niveau de connaissances sur les régimes de retraite canadien, et donc vérifier si un ménage plus pauvre prend en compte les revenus futurs de rentes dans sa décision de demander la rente à 60 ans. Ainsi, mesurer le savoir quant aux régimes de rentes de retraite publiques pourrait être une variable plus pertinente que le niveau du plus haut diplôme obtenu afin de mieux comprendre les choix à la retraite. Aussi, nous supposons que les personnes pensionnées avant l'âge de 60 ans ont plus de chance de connaître les différents régimes de rentes auxquels elles ont droit.

Le régime de rentes du Québec s'est également donné la mission d'envoyer un relevé de participation régulier (tous les quatre ans) aux personnes contribuant au régime, depuis l'introduction de la retraite anticipée. Le RPC, pour sa part, a décidé d'envoyer un relevé de contribution seulement à la suite de la demande du participant. Il n'est pas clair cependant que ce relevé a vraiment un effet sur la décision de l'âge de début de prestations, mais selon les résultats présentés dans notre revue de littérature, l'information a un effet sur la décision de l'âge du début des prestations. De plus, le moment de réception du relevé de participation du RRQ est une information importante à prendre en compte dans l'analyse des choix des personnes. Selon Retraite Québec, leur administration envoie également un relevé peu avant 60 ans. Avec des données plus précises, il serait possible de voir l'effet de la réception de ce relevé sur la décision de demander la rente, i.e. mesurer si une personne est plus susceptible de demander sa rente à la suite de la lecture du relevé.

L'effet important des pensions privées sur la demande de la rente à 60 ans ne peut être ignoré dans notre modèle. Plusieurs raisons peuvent être à l'origine de cet effet important dans les deux provinces, avec un effet de 10 ppt plus élevé au Québec. Cette différence

pourrait s'expliquer par des régimes à prestations déterminées plus fréquents au Québec qu'en Ontario (Lalime et Michaud, 2014), comparativement aux régimes à cotisations déterminées nécessitant davantage de planifications financières, qui seraient à l'origine d'une moins bonne littératie financière au Québec et donc d'une demande anticipée de la rente du RRQ. Selon des données d'une analyse effectuée par Normandin Beaudry (2010), plus de la moitié des personnes au Québec participant à un régime de retraite complémentaire font parties d'un régime à prestations déterminées, et presque tous les travailleurs dans le secteur public en sont bénéficiaires. Des données spécifiant la nature du type de régimes de retraite privés sont nécessaires pour vérifier l'hypothèse que les plans à prestations déterminées entraînent une demande de la rente du RRQ plus hâtive. De plus, nous utilisons une variable dichotomique pour mesurer cet effet, nous limitant donc dans sa compréhension. Un modèle utilisant les sommes perçues pourrait gagner en précision. Spécifiquement, nous constatons que les revenus de rentes privées moyens entre l'âge de 55 et 59 ans dans notre période analysée sont plus faibles au Québec qu'en Ontario⁶. De ce fait, il se pourrait que l'attrait du RRQ à 60 ans, comparativement au RPC, soit lié en partie à cette différence.

Par rapport à l'effet important des paiements de pensions privées, les programmes d'incitation à la retraite anticipée qui sont devenus très populaires à travers le Canada pourraient en être la cause⁷. Aussi, selon la loi québécoise, les régimes de retraites privés ont des conditions à suivre, notamment l'imposition d'une retraite normale dans les 10 ans avant l'âge de 65 ans, ce qui aurait comme effet d'inciter les gens à quitter le marché du travail plus rapidement. De plus, si une personne commence à percevoir une rente privée avant 60 ans, elle est en mesure d'augmenter ses revenus dès l'âge de 60 ans à l'aide du

6. Les revenus moyens de rentes privées pour les personnes âgées de 55 à 59 ans sont de 16228\$ au Québec et de 18850\$ en Ontario entre 1991 et 2010. La différence est statistiquement significative à 10%.

7. Finance et Investissement, Martyne Couture, "Portrait type du retraité : À la retraite plus tôt pour mieux retourner sur le marché du travail", Finance et Investissement, 15 novembre 2002.

RRQ/RPC.

Il serait aussi intéressant d'observer à quel type de régime les titulaires d'un baccalauréat ont le plus de chance de participer. L'effet très positif observé dans nos résultats suggèrent qu'avoir un baccalauréat augmenterait la chance de demander la rente à 60 ans. Une des raisons pourrait être le fait d'avoir un emploi permettant de partir en retraite plus jeune tout en gardant une situation financière stable (taux de remplacement de min. 70%).

Conclusion

Bien comprendre la décision de débiter les prestations de rente de retraite est essentiel pour choisir des politiques efficaces. Si augmenter l'âge de retraite ne fait que changer le point de référence psychologique pour la population en âge de retraite, la politique n'aura que très peu de retombées négatives. Par contre, si un grand nombre de personnes demandant une rente de retraite dès 60 ans sont aussi les personnes ayant moins d'attachement au marché du travail, ou des situations financières plus délicates, alors augmenter l'âge de retraite pourrait augmenter les inégalités.

Ce mémoire analyse la décision de débiter les prestations de rentes du RRQ/RPC à 60 ans, grâce aux données de l'ÉLIA (1991-2010). Les résultats suggèrent que les personnes les moins bien nanties peuvent être plus susceptibles de commencer les paiements de rentes à 60 ans, notamment si le participant n'a pas travaillé de façon constante depuis l'âge de 55 ans. Cependant, le niveau de revenus du ménage n'a pas d'effet significatif sur la décision de réclamer dès 60 ans. Ceci suggère que cette décision se fait relativement indépendamment des autres revenus au Québec et en Ontario. Par contre, la personne percevant le plus haut niveau de revenus dans le ménage aurait une probabilité plus faible de demander la rente à 60 ans. La présence d'autres revenus de pensions de retraite avant 60 ans augmente la probabilité de réclamer la rente dès 60 ans tant au Québec qu'en Ontario. Cet effet est constant et fort à travers toutes nos spécifications, suggérant que ces régimes

privés ont des incitatifs à demander la rente plus tôt.

Le Québec a en moyenne 18.7% de nouveaux bénéficiaires de 60 ans de plus que l'Ontario entre 1991 et 2010 dans nos données. La littérature n'ayant, à notre connaissance, pas abordé cette différence, nous avons donc tenté de combler ce vide. Les prédictions de notre modèle suggèrent que 25% de la différence Québec-Ontario serait expliquée. Étant donné que notre modèle comprend un certain nombre de variables socio-économiques, le fait que les Québécois débutent les prestations en moyenne plus tôt que les Ontariens ne dépend pas des caractéristiques observables tels que le niveau de revenus, le paiement de pensions privées, le sexe, le statut d'immigrant, etc. Nous concluons ainsi que nos régressions ne captent pas certaines différences institutionnelles entre les deux provinces. Nous supposons que les actions du gouvernement québécois à la suite de la crise financière du début des années 1990, l'introduction plus ancienne de l'âge de retraite anticipée au Québec, la prévalence de programmes d'incitations à la retraite anticipée et des régimes de rentes à prestations déterminées, ou encore le degré de connaissances financières, font partis des raisons pouvant expliquer le 75% restant de la différence.

Une des principales limites de notre étude est le manque d'informations sur les paramètres des revenus de pensions privées perçus avant l'âge de 60 ans. La nature de ces régimes a clairement une incidence sur la décision de réclamer la rente à 60 ans. Il se peut également que le fait même de recevoir une rente privée dès 55 ans est symbole d'une retraite anticipée, et le RRQ/RPC est un revenu additionnel intéressant dès l'âge de 60 ans. Ceci rejoint la littérature existante précisant que le fait d'être retraité avant d'être éligible aux régimes de rentes de retraite publiques augmente la probabilité de réclamer au plus jeune âge possible. De plus, malgré la représentativité des données utilisées, nous sommes tout de même contraints d'analyser un faible nombre de personnes. Augmenter l'échantillon permettrait un gain de précision. Des périodes plus précises permettant une analyse de type hazard serait également pertinent. Une autre limite est le faible nombre

d'observations avant le début des années 2000, ce qui peut empêcher de capter des effets importants, notamment car la décennie des années 1990 a été marquée par de nombreuses actions des gouvernements sur le RRQ et le RPC. Nous n'avons également pas inclus dans notre analyse le niveau de richesse nette de prestations futures de retraite, étant donné que nous n'avons pas accès à un historique complet des revenus des participants. Enfin, nous n'étions pas en mesure de vérifier l'effet de variables importantes comme l'anticipation de l'espérance de vie, le degré de connaissances financières et de préparation de la retraite, ou encore la connaissance des régimes de retraite publiques. Cette étude pourrait être refaite d'ici quelques années, à la suite de l'ajout de plusieurs vagues de l'ÉLIA incluant la majorité des variables manquantes de notre modèle.

Depuis 2012 au Canada et 2014 au Québec, il est possible pour une personne ayant cotisé au moins une année au RPC ou au RRQ de recevoir sa rente tout en continuant à travailler. Cette réforme va de pair avec une série d'autres nouvelles règles, dont la bonification des régimes de rente plus récemment offrant la possibilité de cotiser davantage afin de recevoir des prestations plus élevées. Ces nouvelles mesures ont été mises en place afin de garder les Canadiens plus longtemps sur le marché du travail et offrent aux chercheurs une occasion propice d'analyser le comportement des personnes quant à la décision de demander la rente.

Bibliographie

- Baker, M. et D. Benjamin. 1999, « Early Retirement Provisions and the Labor Force Behavior of Older Men : Evidence from Canada », *J. Labor Econ.*, vol. 17, n° 4, doi : 10.1086/209937, p. 724–756.
- Baker, M., J. Gruber et K. Milligan. 2003, « The retirement incentive effects of Canada's Income Security programs », *Can. J. Econ. Can. d'Economique*, vol. 36, n° 2, doi : 10.1111/1540-5982.t01-1-00001, p. 261–290, ISSN 0008-4085.
- Beck, N., J. N. Katz et R. Tucker. 1998, « Taking Time Seriously : Time-Series-Cross-Section Analysis with a Binary Dependent Variable », *Am. J. Pol. Sci.*, vol. 42, n° 4, doi :10.2307/2991857, p. 1260–1288.
- Behaghel, L. et D. M. Blau. 2010, « Framing Social Security Reform : Behavioral Responses to Changes in the Full Retirement Age », *IZA Discuss. Pap.*, vol. 5310.
- Blinder, A. S. 1973, « Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates », *J. Hum. Resour.*, vol. 8, n° 4, doi :10.2307/144855, p. 436–455, ISSN 0022166X. URL <https://www.jstor.org/stable/144855?origin=crossref>.
- Brown, J. R., A. Kapteyn, E. F. P. Luttmer et O. S. Mitchell. 2016a, « Cognitive Constraints on Valuing Annuities », doi :10.2139/ssrn.2523596.

- Brown, J. R., A. Kapteyn et O. S. Mitchell. 2016b, « Framing and claiming : How information-framing affects expected social security claiming behavior », *J. Risk Insur.*, vol. 83, n° 1, doi :10.1111/j.1539-6975.2013.12004.x, p. 139–162, ISSN 15396975.
- Coile, C., P. Diamond, J. Gruber et A. Jousten. 2002, « Delays in claiming social security benefits », *J. Public Econ.*, vol. 84, n° 3, doi :10.1016/S0047-2727(01)00129-3, p. 357–385, ISSN 00472727.
- Couture, M. 2002, 15 novembre, « Portrait type du retraité : À la retraite plus tôt pour mieux retourner sur le marché du travail », *Finance et Investissement*.
- Delavande, A., M. Perry et R. J. Willis. 2006, « Probabilistic Thinking and Social Security Claiming », doi :10.2139/ssrn.1095002.
- Gouvernement du Canada. 2019a, « Pension de retraite du RPC : Montant que vous pourriez recevoir », URL <https://www.canada.ca/fr/services/prestations/pensionspubliques/rpc/prestation-rpc/montant-prestation.html>.
- Gouvernement du Canada. 2019b, « Supplément de revenu garanti - Aperçu », URL <https://www.canada.ca/fr/services/prestations/pensionspubliques/rpc/securite-vieillesse/supplement-revenu-garanti.html>.
- Gouvernement du Québec. 1985, « Statement of participation in the Québec Pension Plan », *Pension News*, , n° 1, p. 1. URL <http://numerique.banq.qc.ca/patrimoine/details/52327/2945361?docsearchtext=statementofparticipation>.
- Gustman, A. L. et T. L. Steinmeier. 2005, « The social security early entitlement age in a structural model of retirement and wealth », *J. Public Econ.*, vol. 89, n° 2-3, doi : 10.1016/j.jpubeco.2004.03.007, p. 441–463, ISSN 00472727.

- Gustman, A. L. et T. L. Steinmeier. 2015, « Effects of social security policies on benefit claiming, retirement and saving », *J. Public Econ.*, vol. 129, doi :10.1016/j.jpubeco.2015.07.005, p. 51–62, ISSN 00472727.
- Hurd, M. D., J. P. Smith et J. M. Zissimopoulos. 2004, « The effects of subjective survival on retirement and social security claiming », *J. Appl. Econom.*, vol. 19, doi :10.1002/jae.752, p. 761–775, ISSN 08837252.
- Institut Canadien des Actuaire. 2019, « Une retraite reportée pour des prestations plus élevées », cahier de recherche. URL <https://www.cia-ica.ca/fr/rerelations-externes/enonce-public/age-de-la-retraite>.
- Jann, B. 2008, « The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models », *Stata J.*, vol. 8, n° 4, doi :TheStataJournal, p. 453–479.
- Lalime, T. et P.-C. Michaud. 2014, « Littératie financière et préparation à la retraite au Québec et dans le reste du Canada », *Actual. Econ.*, vol. 90, n° 1. URL <http://www.litteratiefinanciereauCanada.com/>.
- Lessard, D. 1994, 2 avril, « Les assistés sociaux vont passer à la ... caisse de la RRQ », *La Presse*, p. A1.
- Liebman, J. B. et E. F. P. Luttmer. 2012, « The Perception of Social Security Incentives for Labor Supply and Retirement : The Median Voter Knows More Than You'd Think », *Tax Policy Econ.*, vol. 26, n° 1, doi :10.1086/665501, p. 1–42, ISSN 0892-8649.
- Mastrobuoni, G. 2011, « The role of information for retirement behavior : Evidence based on the stepwise introduction of the Social Security Statement », *J. Public Econ.*, vol. 95, n° 7-8, doi :10.1016/j.jpubeco.2011.01.003, p. 913–925, ISSN 00472727.

- Milligan, K. et T. Schirle. 2008, « Improving the labour market incentives of Canada's public pensions », *Can. Public Policy*, vol. 34, n° 3, doi :10.3138/cpp.34.3.281, p. 281–303, ISSN 03170861.
- Milligan, K. et T. Schirle. 2018, « Retirement incentives and Canada's social security programs », cahier de recherche.
- Normandin Beaudry. 2010, « Analyse des dispositions des régimes de retraite ayant pour effet d'inciter les travailleurs à la retraite hâtive », cahier de recherche, Commission nationale sur la participation au marché du travail des travailleuses et des travailleurs expérimentés de 55 ans et plus.
- Oaxaca, R. 1973, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *Int. Econ. Rev. (Philadelphia)*, vol. 14, n° 3, doi :10.2307/2525981, p. 693–709, ISSN 00206598.
- Oaxaca, R. L. et M. R. Ransom. 1999, « Identification in Detailed Wage Decompositions », *Rev. Econ. Stat.*, vol. 81, n° 1, doi :10.1162/003465399767923908, p. 154–157, ISSN 0034-6535.
- Retraite Québec. 2019, « Le montant de la rente de retraite du Régime de rentes du Québec », URL <https://www.rrq.gouv.qc.ca/fr/programmes/regime{ }rentes/rente{ }retraite/Pages/montant{ }rr.aspx>.
- Statistique Canada. 2011, « Revue chronologique de la population active », doi : 71F004XVB. URL <https://www.donneesquebec.ca/recherche/fr/dataset/>.
- Statistique Canada. 2017, « Longitudinal Administrative Data Dictionary », cahier de recherche, Gouvernement du Canada, doi :12-585-X. URL <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/catalogue/12-585-X>.

Statistique Canada. 2019, « Table 14-10-0327-01 Labour force characteristics by sex and detailed age group, annual », doi :<https://doi.org/10.25318/1410032701-eng>.

Vince, J. 1993, 12 juillet, « Keep eye on Canada Pension totals », *Waterloo Region Record (ON)*, p. D2.

Wooldridge, J. M. 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 1^{re} éd., The MIT Press.

Yun, M.-S. 2003, « A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions », *IZA Discuss. Pap.*, vol. 836. URL www.iza.org.

